

REPORTE DE INVESTIGACIÓN

1. Nombre del Profesor:

Dr. Enrique R. Casares Gil, Dra. Lucia A. Ruiz Galindo, Dr. Horacio Sobarzo.

2. N. de proyecto registrado ante el Consejo Divisional:

571, Tasa de Crecimiento en una Economía Liderada por el Sector Exportador.
607, Análisis multivariado y de Series de Tiempo.

3. Línea de Generación y/o Aplicación de Conocimiento: Equilibrio General Aplicado para México, Econometría y Series de Tiempo.

4. Área, Grupo de investigación: Modelación económica, teórica y aplicada (en aprobación).

A) Título:

ELASTICIDADES DE SUSTITUCIÓN ARMINGTON DE CORTO Y LARGO PLAZO
PARA LA ECONOMÍA MEXICANA

B) Resumen:

La elasticidad Armington es un elemento clave en los modelos con flujos comerciales, ya sea en los modelos de Ciclo Real Internacional (International Real Business Cycle, IRBC) o en los modelos de Equilibrio General Aplicado. En este artículo se estiman las elasticidades de sustitución Armington a nivel agregado para México para el periodo 1993-2013. Por medio de una Matriz de Contabilidad Social agregada para México, se define el bien compuesto formado por bienes domésticos e importados. El bien compuesto está modelado por medio de una función de elasticidad constante de sustitución. Se obtiene la demanda relativa de bienes importados a domésticos en función de sus precios relativos. Debido a que las dos variables del modelo, logaritmo de la demanda relativa de bienes importados a domésticos y de los precios relativos, son integradas de orden uno y cointegradas, se planteó un modelo de corrección de error que permite distinguir entre elasticidades de corto y largo plazo. Así, las elasticidades Armington de corto y largo plazo estimadas son de 0.534 y 0.719, respectivamente. Las elasticidades estimadas son consistentes a las utilizadas en los modelos de IRBC, que utilizan elasticidad relativamente pequeñas. Además, la elasticidad de sustitución de largo plazo es mayor que la de corto plazo, como lo estimado en la literatura.

C) Introducción:

En los modelos con flujos comerciales uno de los elementos clave para entender el comportamiento de las variables de comercio y de los agregados macroeconómicos es la elasticidad de sustitución entre bienes nacionales e importados, también conocida como elasticidad de Armington, que, esencialmente, postula que los bienes son diferentes por el lugar en que se producen y, por lo tanto no suelen ser sustitutos perfectos frente a las fluctuaciones de sus precios (Armington, 1969).

Específicamente, la importancia de las elasticidades de sustitución Armington se ha hecho evidente en dos ramas de la modelación economía, la de los modelos de Ciclo Real Internacional (International Real Business Cycle, IRBC) y la de los Modelos de Equilibrio General Aplicado (Computable General Equilibrium, CGE), mismas que tienen diferentes perspectivas sobre el valor de ellas y, en ambos casos, los argumentos son razonables.

Por un lado, para dar cuenta de la volatilidad de los términos de intercambio y de los movimientos en la balanza comercial, en los modelos de IRBC, la práctica es utilizar valores calibrados de elasticidad relativamente pequeños, en un rango de entre 0.5 y 2 (Engel y Wang, 2008, 2011). Por ejemplo, Backus, Kehoe y Kydland (1994) usan un valor de 1.5 para la elasticidad de sustitución Armington (igualmente Kose y Yi, 2006). Además, para dar apoyo empírico al uso de estas pequeñas elasticidades, Heathcote y Perri (2002) estiman con datos agregados la elasticidad de sustitución entre bienes domésticos y del exterior, encontrando un valor de 0.9. Del mismo modo, Bergin (2006) estima con datos a nivel macro una elasticidad del 1.13.

Por otro lado, para explicar el crecimiento del comercio internacional, en los modelos de CGE es muy común encontrar valores por arriba de 3 y hasta 6, dependiendo de las diferentes estimaciones (Anderson y van Wincoop, 2004). Sobarzo (1994), por ejemplo, utiliza valores de 3 y 4 para los bienes considerados como más comerciables, como es el caso de la agricultura.

Parecería haber pues una discrepancia importante respecto a estos valores clave para entender los flujos del comercio. Algunas razones que ayudan a explicar estas discrepancias tienen que ver con aspectos como el nivel de agregación en bienes. Así, en los modelos de IRBC los niveles de agregación son altos, mientras que en los modelos de CGE usualmente se operan con mayores niveles de desagregación.

Esta contradicción, aparentemente irresoluble, tiene de hecho una explicación muy coherente. Al respecto, Ruhl (2008) ofrece un argumento que concilia ambos enfoques. La idea es simplemente que las elasticidades evaluadas con datos de alta periodicidad en precios y cantidades, como en los modelos de IRBC, capturan respuestas a choques transitorios en productividad o demanda. En cambio, las elasticidades evaluadas mediante

cambios en la política comercial, como en los modelos de CGE, están capturando respuestas a choques permanentes. Por lo tanto, como los agentes reaccionan de manera distinta a cambios permanentes o temporales, es normal entonces que las elasticidades difieran.¹

El objetivo de este artículo es cuantificar el grado de sustitución que existe entre los bienes importados y domésticos en México, ocasionado por cambios en el precio relativo de estos bienes, esto es, se estiman las elasticidades Armington a nivel agregado, como en los modelos de IRBC. La estimación es importante no sólo por ser la primera de su tipo para México, sino también porque contribuye a entender mejor las fluctuaciones macroeconómicas asociadas a los fenómenos de apertura comercial y las variaciones en los términos de intercambio. El valor de esta elasticidad es clave para medir los impactos en bienestar social asociados a estos fenómenos.

En el artículo, se presenta una Matriz de Contabilidad Social (Social Accounting Matrix, SAM) agregada para México con el propósito de determinar el llamado bien compuesto formado por bienes nacionales e importados. La cantidad del bien compuesto está definida por una función de Elasticidad Constante de Sustitución (Constant Elasticity of Substitution, CES), la cual describe las preferencias de los consumidores por sustituir bienes importados por nacionales. Más específicamente, se considera un consumidor nacional representativo que minimiza el gasto del bien interno y del importado sujeto a la función CES. Las condiciones de primer orden de ese problema de optimización conducen a la demanda relativa de bienes importados a domésticos en función de sus precios relativos, que constituye el primer modelo que se considera para la estimación de las elasticidades Armington. Conjuntamente con él se formulan modelos alternativos como son el de ajuste parcial y el de corrección de error, que cobran sentido cuando se han analizado las propiedades de los datos que se incorporan al modelo.

En la estimación del modelo se usa información trimestral correspondiendo a la oferta nacional y a la importada, con sus respectivos índices de precios, para el periodo que va del primer trimestre de 1993 al cuarto trimestre del 2013. Por ello es primordial estudiar el orden de integración de las variables y su posible cointegración, con el propósito de elegir entre modelos alternativos y así poder efectuar un análisis apropiado de los efectos de corto y largo plazo. La especificación del modelo final depende también de la evaluación económica y econométrica. Esta última es una característica importante de este trabajo, puesto que se lleva a cabo una evaluación detallada de los supuestos del modelo

¹ Hertel, Hummels, Ivanic y Keeney (2007) señalan algunos problemas con las técnicas de estimación y el desajuste entre la muestra de datos, la fuente de variación en la estimación econométrica y el experimento de política a realizar, en modelos de CGE.

econométrico. En la literatura sobre el tema, la gran mayoría se concretan a analizar sólo la significancia estadística de las elasticidades o simplemente a presentar los resultados de las mismas.

Debido a que las dos variables del modelo, logaritmo de la demanda relativa de bienes importados a domésticos y de los precios relativos, son integradas de orden uno y cointegradas, se planteó un modelo de corrección de error. Así, las elasticidades Armington de corto y largo plazo estimadas en este artículo son de 0.534 y 0.719, respectivamente. Estos resultados están relacionados con los artículos de Hooper, Johnson y Marquez (2000) y Gallaway, McDaniel y Rivera (2003), en donde utilizan técnicas de cointegración que les permite distinguir entre elasticidades de corto y largo plazo. Además, Gallaway, McDaniel y Rivera (2003) encuentran que las elasticidades de largo plazo de la demanda de importación suelen ser mayores que las elasticidades de corto plazo, como lo presentado en este artículo. Asimismo, nuestros resultados muestran que la elasticidad de sustitución entre bienes domésticos e importados son menores a uno, como en Heathcote y Perri (2002).²

El artículo se organiza como sigue. En la Sección 2, se muestra una SAM agregada para definir al bien compuesto y para explicar cómo se construyeron las series de tiempo que se utilizan en la estimación econométrica. En la Sección 3 se plantea el problema de optimización y se obtiene el modelo lineal de demanda relativa. En la 4 se presenta la metodología econométrica y los diferentes modelos que pueden estimarse de acuerdo a las propiedades estadísticas de la información empírica. En la sección 5, una vez efectuado el análisis de estacionariedad y decidido el orden de integración de las variables, se elige el modelo más adecuado, se estima y evalúa. El documento finaliza con las conclusiones.

D) Desarrollo:

2. LA MATRIZ DE CONTABILIDAD SOCIAL

En esta Sección se describe la formación de una SAM para México para el año de 2003, en donde todos los bienes se agregaron en uno sólo, pero se describe con detalle cómo se conforma la oferta (y demanda) de este bien. La idea es simplemente definir el bien compuesto y mostrar en donde se presenta la elección óptima entre bienes domésticos e importados, asimismo, como se construyeron las series de tiempo que se utilizan en la estimación econométrica. Además, el arreglo en formato de SAM intenta fungir como punto de conciliación entre los dos enfoques a que se hizo alusión en la sección previa, una Macro SAM que eventualmente desagregada sirve de base para un modelo de CGE.

² Crucini y Davis (2013) desarrollan un modelo en donde la discrepancia entre los valores de la elasticidad de sustitución de corto y largo plazo se debe a las fricciones en la distribución.

La SAM que se presenta aquí fue elaborada utilizando la información contenida en la Matriz de Insumo Producto para México para el año 2003 y de Cuentas Nacionales para el mismo año (INEGI). La SAM se encuentra formada por la cuenta de actividades productivas, la de bienes, la de factores de la producción, la de las instituciones, la de inversión y la del resto del mundo (Cuadro 1).

Como es bien sabido, una SAM es un arreglo contable, cuadrado, en donde se registran las actividades económicas, en términos monetarios, de los principales agentes de la economía en un determinado periodo. A cada agente le corresponde una fila (ventas) y una columna (compras). La fila representa los ingresos y la columna los gastos, reflejándose así para cada agente la identidad ingresos igual a gastos.

En el Cuadro 1 puede observarse que la cuenta de actividades productivas, está desagregada en dos subcuentas, la de valor agregado y la de producción bruta. En la primera subcuenta, se refleja el valor neto de la producción de los bienes (columna 1), el cual está conformado por el pago a factores (trabajo y capital) y el pago de impuestos sobre la producción. En la segunda subcuenta (columna 2), se describe la formación de la producción bruta, la cual se conforma de la producción neta y el consumo intermedio (fila 6, columna 2).

La formación de la oferta, se describe en las columnas 3, 4, 5 y 6. Así, a la oferta destinada al consumo interno (10,509,309), se le adicionan los impuestos a la producción (393,030), para formar la oferta interna a precios de mercado (10,902,339). A su vez, la oferta de importaciones se registra en la columna 5, en donde se registran las compras al resto del mundo (2,026,188). Se tienen entonces las dos fuentes de oferta, nacional e importadas, ambas a precios de mercado. Las dos se consignan en la columna 6, para formar así la oferta total nacional e importada (12,928,528), destinada al consumo interno. Como se observa, a esta oferta la denominamos “bien compuesto” ya que recoge las dos fuentes de oferta del país, nacional e importada. Aquí es donde surge la elección óptima entre bienes domésticos e importados, modelado por medio del supuesto Armington. Nótese que una parte de la producción nacional se destina al resto del mundo, en forma de exportaciones (fila 2, columna 4).

Para cerrar el circuito oferta-demanda, obsérvese que la demanda se registra en la fila 6, en donde se registran las diversas demandas, consumo intermedio y demanda final (hogares, gobierno e inversión), de manera que oferta y demanda son iguales.

Las siguientes cuentas describen el flujo circular del ingreso, el cual se origina en el pago a los factores de producción (valor agregado), y que se distribuye en las columnas 7 y 8 a los hogares. Estos, una vez descontados los impuestos, destinan sus ingresos al consumo y al ahorro. La demanda final surge entonces de los ingresos privados de los hogares, los ingresos de gobierno y del ahorro o inversión.

Para efectos del presente artículo, lo relevante de esta Sección es mostrar cómo se definió el llamado bien compuesto, el cual es resultado de agregar la oferta interna y la de importaciones. Se verá en la siguiente Sección que en el modelo del consumidor nacional representativo, éste define la mezcla óptima entre estas dos fuentes, dependiendo de su restricción presupuestaria y de los precios relativos de los bienes nacionales e importados. En la estimación econométrica se incluyeron series de tiempo trimestrales, correspondiendo a la oferta nacional y a la importada, con sus respectivos índices de precios, definidas justamente como se hizo para nuestro año representativo de la SAM, del 2003.

Cuadro 1. Matriz de Contabilidad Social 2003 (millones de pesos)

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
		Actividad Productiva		Bien				Factores		Instituciones		Inversión	Resto del Mundo	TOTAL
		Valor Agregado	Producción Bruta	Domestico	Exportado	Importado	Compuesto	Trabajo	Capital	Hogar	Gobierno			
1	Actividad Productiva		7,168,526											7,168,526
2				10,509,309	1,915,766									12,425,075
3	Bien						10,902,339							10,902,339
4													1,915,766	1,915,766
5							2,026,188							2,026,188
6				5,256,549							5,048,508	893,844	1,729,627	12,928,528
7	Factores													2,370,474
8														4,493,173
9	Instituciones							2,370,474	4,493,173					6,863,648
10			304,878	393,030										697,908
11										1,815,140	-195,936		110,423	1,729,626
12						2,026,188								2,026,188
	TOTAL	7,168,526	12,425,075	10,902,339	1,915,766	2,026,188	12,928,528	2,370,474	4,493,173	6,863,648	697,908	1,729,627	2,026,188	

3. EL MODELO

Dado que el supuesto Armington afirma que los bienes domésticos e importados no suelen ser sustitutos perfectos, se especifica una función CES que permite modelar la oferta del bien compuesto Q , esto es,

$$Q = \varphi[\delta D^{-\rho} + (1 - \delta)M^{-\rho}]^{-1/\rho}, \quad (3.1)$$

donde D es el bien producido domésticamente, M es el importado, φ es un parámetro de escala, δ es el parámetro de distribución y ρ es un parámetro de sustitución.

El consumidor debe minimizar su gasto, E , sujeto a (3.1), es decir,

$$\begin{aligned} \min E &= P_D D + P_M M, \\ \text{sujeto a } Q &= \varphi[\delta D^{-\rho} + (1 - \delta)M^{-\rho}]^{-1/\rho}, \end{aligned} \quad (3.2)$$

donde P_D es el precio del bien doméstico y P_M es el del importado. La solución del problema de optimización consiste en elegir M y D de manera que satisfagan las condiciones de primer orden del problema en (3.2), las cuales pueden ser planteadas mediante la relación entre demanda relativa y precios relativos, dada por

$$\frac{M}{D} = \left[\left(\frac{\delta}{1 - \delta} \right) \frac{P_D}{P_M} \right]^\varepsilon, \quad (3.3)$$

donde $\varepsilon = \frac{1}{1 + \rho} > 0$ es la elasticidad de sustitución Armington. Linealizando la expresión anterior se puede formular el modelo lineal estático

$$\ln \left(\frac{M}{D} \right) = \beta + \varepsilon \ln \left(\frac{P_D}{P_M} \right), \quad (3.4)$$

con $\beta = \varepsilon \ln \left(\frac{\delta}{1 - \delta} \right)$, a partir del cual se inicia el análisis empírico.

4. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

La especificación final del modelo dependerá de las propiedades de la información empírica que se incorpore en la relación de bienes importados y domésticos y en los precios relativos y por supuesto, de la evaluación económica y econométrica del mismo. En este caso se dispone de series de tiempo para cada variable en el modelo estático en (3.4), que

puede ser formulado en su forma lineal, como

$$\ln Y_t = \beta + \varepsilon \ln X_t + e_t, \quad (4.1)$$

donde $Y_t = \frac{M_t}{D_t}$, $X_t = \frac{P_{Dt}}{P_{Mt}}$, e_t es el término estocástico, que es un ruido blanco gaussiano, $t = 1, \dots, T$ es un índice que corre sobre las observaciones y T es el número total de ellas.

Primeramente se llevan a cabo pruebas de estacionariedad y en su caso, se determina el orden de integración de las variables $\ln Y_t$ y $\ln X_t$.³ Cuando esas variables son estacionarias, $I(0)$, se especifica el Modelo de Ajuste Parcial (MAP),

$$\ln Y_t = \beta + \varepsilon_1 \ln X_t + \varepsilon_2 \ln Y_{t-1} + e_t, \quad (4.2)$$

con la ventaja de que este modelo es dinámico y proporciona las elasticidades Armington de corto y largo plazo; en él, ε_1 es la elasticidad de corto plazo y la de largo plazo está dada por

$$\varepsilon_{LP} = \frac{\varepsilon_1}{1 - \varepsilon_2}. \quad (4.3)$$

En caso de que las variables en log-niveles no sean $I(0)$, se determina su orden de integración y se analiza si son cointegradas sólo cuando el orden de integración es el mismo.⁴ Si se concluye la cointegración de las variables se formula un Modelo de Corrección de Error (MCE) (ver Hendry, Pagan y Sargan, 1984).⁵ Como en el modelo

³ Esta estacionariedad es de segundo orden o estacionariedad en covarianza.

⁴ De acuerdo a Engle y Granger (1987), un conjunto de variables están cointegradas si son integradas del mismo orden, $I(d)$, $d > 0$, y si existe una combinación lineal de ellas que sea $I(d-b)$, es decir, que sea de orden menor que d . Esa combinación lineal es la relación de largo plazo, de esta forma el concepto de cointegración se refiere a la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables, de manera que aunque crezcan (decrezcan), lo hacen de una forma completamente acompasada.

⁵ La formulación más utilizada del MCE es

$$\Delta \ln Y_t = \beta + \varepsilon_1 \Delta X_t + \alpha [\ln Y_{t-1} - \gamma \ln X_{t-1}] + e_t,$$

en donde α es la velocidad del ajuste, ε_1 da cuenta de los efectos de corto plazo, γ mide el efecto de largo plazo de un cambio en el logaritmo de los precios relativos sobre el logaritmo de la relación bienes importados y domésticos. Haciendo un poco de álgebra se puede obtener el modelo en (4.4) con $\varepsilon_2 = \alpha$ y $\varepsilon_3 = -\alpha\gamma$. Como ya se mencionó el MCE tiene sentido sólo cuando $\ln Y_t$ y $\ln X_t$ son $I(1)$ y cointegradas, de esta manera se garantiza que la relación entre corchetes, $[\ln Y_{t-1} - \delta \ln X_t]$, es $I(0)$, y por tanto la ecuación

lineal presentado en (4.1) se tienen dos variables, si ellas resultan cointegradas habrá sólo una relación de largo plazo y si además, las dos son $I(1)$, el MCE puede especificarse como

$$\Delta \ln Y_t = \beta + \varepsilon_1 \Delta \ln X_t + \varepsilon_2 \ln Y_{t-1} + \varepsilon_3 \ln X_{t-1} + e_t, \quad (4.4)$$

donde Δ es el operador diferencia, ε_1 sigue siendo la elasticidad de corto plazo y la de largo plazo se determina como

$$\varepsilon_{LP} = -\frac{\varepsilon_3}{\varepsilon_2}, \quad (4.5)$$

donde ε_{LP} es la elasticidad de largo plazo.⁶ Cuando las variables tienen el mismo orden de integración pero no están cointegradas, se plantea un modelo en la primera diferencia de los log-niveles, esto es,

$$\Delta \ln Y_t = \beta + \varepsilon_1 \Delta \ln X_t + e_t, \quad (4.6)$$

en el que ε_1 como siempre, representa la elasticidad de corto plazo.

5. ESTIMACIÓN Y EVALUACIÓN DE LAS ELASTICIDADES ARMINGTON

La metodología presentada previamente señala que antes de proceder a estimar un modelo es necesario conocer las propiedades de la información empírica que se introduce en él. Por ello, primero se analiza la estacionariedad de las series temporales en log-niveles; si no son estacionarias se buscará una transformación (diferencia) de las mismas que sí lo sea y así se obtendrá el orden de integración. En seguida, se estudia si las series con el mismo orden de integración son cointegradas o no, para finalmente especificar, estimar y evaluar el modelo adecuado.

5.1. LOS DATOS

La estimación de los modelos considera información trimestral del INEGI para el periodo que comprende del primer trimestre de 1993 al cuarto trimestre del 2013, a precios constantes del 2008. En la demanda relativa, M representa las importaciones totales y D la

esté balanceada, ya que el término estocástico se supone que es un ruido blanco, es decir, es $I(0)$ y también lo son $\Delta \ln Y_t$ y $\Delta \ln X_t$.

⁶ La diferencia del logaritmo de la variable Z_t , $\Delta \ln Z_t = \ln Z_t - \ln Z_{t-1}$, es su tasa de crecimiento.

demanda doméstica, la cual se calcula como el valor bruto de la producción menos las exportaciones. Por su parte, en la determinación de los precios relativos se utilizaron los correspondientes índices de precios de D y M .

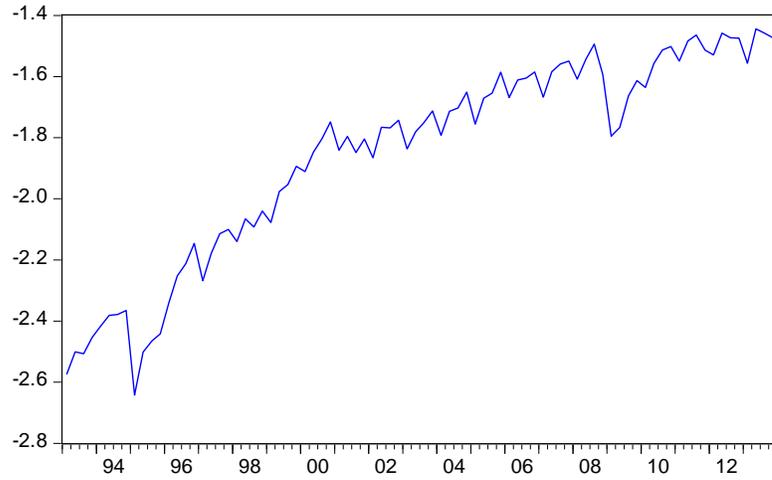
5.2. ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD Y COINTEGRACIÓN

Es importante señalar que el análisis de regresión en presencia de variables integradas, puede conducir a relaciones espurias (Granger y Newbold, 1974), por ello es necesario verificar si las variables del modelo son estacionarias, es decir, si su media y varianza incondicional son invariantes en el tiempo, y si la covarianza no condicionada, de las variables que distan igual número de periodos es la misma, en caso de que no se cumpla alguna de esas propiedades, se aplican diferencias para ver la posibilidad de obtener una nueva variable que sí las satisfaga.

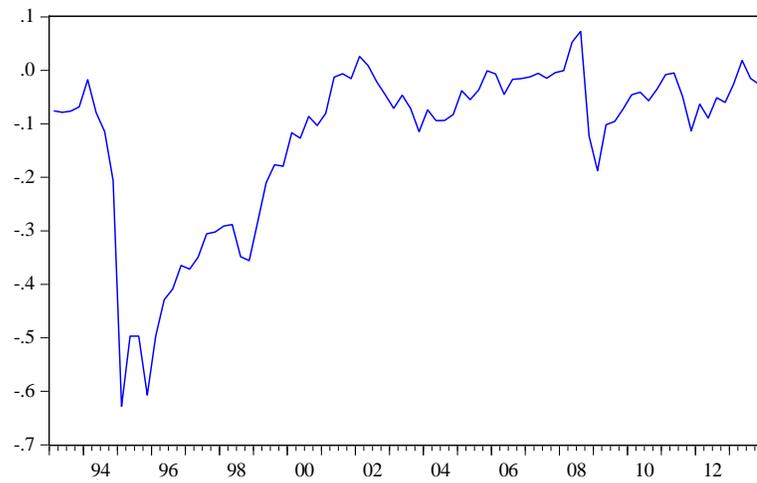
En la Gráficas 1 y 2 se observa que ni el logaritmo de la demanda relativa ni el del precio relativo son estacionarios, ambas muestran tendencia. Aunque esta es una evidencia de la no estacionariedad, se deben llevar a cabo pruebas estadísticas que soporten este hecho. Aquí, se efectúan las pruebas de Dickey y Fuller Aumentada (DFA), la de Phillips-Perron (PP) y la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), para analizar la estacionariedad de las variables en el modelo.⁷ Todas esas pruebas revelan que la primera diferencia del log-nivel de la demanda y del precio relativos son estacionarios a un nivel de significancia del 5% y por tanto, los logaritmos de esas variables son $I(1)$ (Cuadro 2).

⁷ En las pruebas DFA y PP (Dickey y Fuller, 1979; Phillips y Perron, 1988, respectivamente), la hipótesis nula es no estacionariedad o equivalentemente, H_0 : Raíz unitaria, mientras que en la KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992), H_0 : Estacionariedad (No raíz unitaria).

Gráfica 1. Logaritmo de la demanda relativa



Gráfica 2. Logaritmo del precio relativo



Cuadro 2. Pruebas de estacionariedad

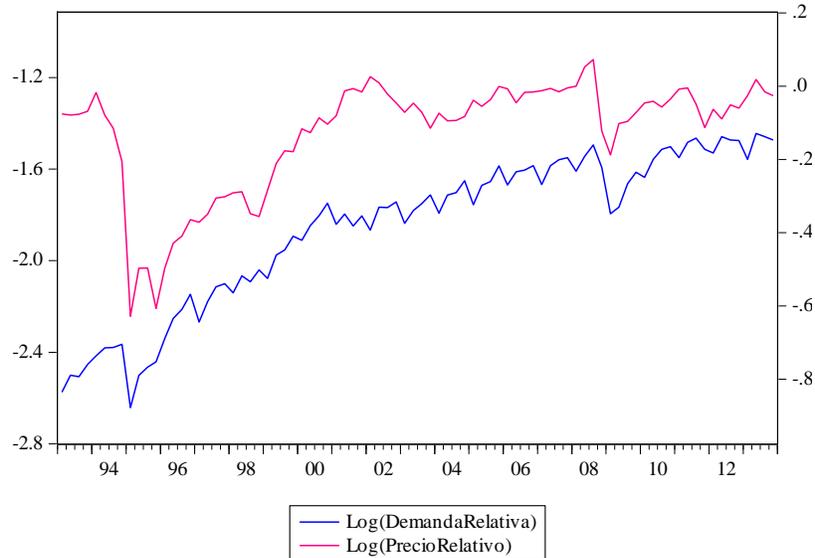
Variable	DFA	PP	KPSS
$\ln\left(\frac{M_t}{Y P_{Dt}}\right)$	-3.1542 (0.0569)	-2.7090 (0.0768)	1.0607
$\ln\left(\frac{P_{YDt}}{P_{Mt}}\right)$	-1.9087* (0.3269)	-2.0087* (0.2827)	0.6495
$\Delta\ln\left(\frac{M_t}{Y P_{Dt}}\right)$	-3.3331 (0.0168)	-13.8929 (0.0001)	0.5000
$\Delta\ln\left(\frac{P_{YDt}}{P_{Mt}}\right)$	-7.0275 (0.0000)	-9.1610 (0.0000)	0.0810*
Valores críticos			
5%	-2.9012	-2.8967	0.4630
10%	-2.5879	-2.5856	0.3470

Los números en paréntesis son los p -value y el * indica no rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

De acuerdo al resultado anterior, las dos variables del modelo son $I(1)$ y por tanto, las tasas de crecimiento de la demanda relativa (tasa de sustitución) y de los precios son $I(0)$, lo cual significa que las variables $\Delta\ln Y_t = \Delta\ln\left(\frac{M_t}{D_t}\right)$ y $\Delta\ln X_t = \Delta\ln\left(\frac{P_{Dt}}{P_{Mt}}\right)$, son estacionarias y por ello, existe la posibilidad de que las variables $I(1)$ estén cointegradas.

En la Grafica 3 se observa que efectivamente podría existir una relación de largo plazo entre el logaritmo de la demanda relativa y el correspondiente al precio relativo, ya que muestran un comportamiento muy acompasado. Sin embargo, la evidencia gráfica no es suficiente para garantizar la existencia de cointegración, ella se confirma o refuta mediante la prueba de Engle y Granger (1987) y/o la de Johansen (1991), en sus dos versiones, máximo eigen-valor y traza, en todas se incorpora una tendencia dada la dinámica de las series.

Gráfica 3. Demanda y precio relativos
(Logaritmos)



En la prueba de Engle y Granger se debe garantizar que los residuos de la regresión

$$\ln Y_t = \delta_1 + \delta_2 t + \delta_3 \ln X_t + u_t, \quad (5.1)$$

son estacionarios, para lo cual se realizan las pruebas DF, PP y KPSS, cuyos resultados se muestran en el Cuadro 3, de ellos se concluye la estacionariedad de los residuos dados por

$$\hat{u}_t = \ln Y_t - \widehat{\ln Y}_t = \ln Y_t - \hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_2 t - \hat{\delta}_3 \ln X_t.$$

Cuadro 3. Pruebas de estacionariedad de los residuos

Variable	DFA	PP	KPSS
\widehat{u}_t	-2.8471 (0.0564)	-3.4496 (0.0119)	0.3154
Valores críticos			
5%	-2.8987	-2.8967	0.4630
10%	-2.5866	-2.5856	0.3470

Los números en paréntesis son los p -value.

Por su parte, las versiones de la prueba de Johansen presentadas en el Cuadro 4 también proporcionan evidencia a favor de que las variables están cointegradas, ya que en ambas, en la segunda iteración no se rechaza tal hipótesis que establece la existencia de una relación de cointegración.

Cuadro 4. Pruebas de Johansen

Prueba del máximo eigen-valor				
H ₀	H ₁	λ_{Max}	Valor crítico*	p -value
$r = 0$	$r = 1$	23.7713	14.2646	0.0012
$r \leq 1$	$r = 2$	8.6722	3.8415	0.0032
Prueba de la Traza				
H ₀	H ₁	λ_{Traza}	Valor crítico*	p -value
$r = 0$	$r = 1$	32.4436	15.4947	0.0001
$r \leq 1$	$r = 2$	8.6722	3.8414	0.0032

r es el número de relaciones de cointegración

* Nivel de significancia del 5%

5.3. ESTIMACIÓN DE LAS ELASTICIDADES ARMINGTON

Como las variables $\ln Y_t$ y $\ln X_t$ son $I(1)$ y están cointegradas, el modelo apropiado para estimar las elasticidades Armington es el de corrección de error dado por

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_1 + \varepsilon_1 \Delta \ln X_t + \alpha_2 (\ln Y_{t-1} - \hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_2(t-1) - \hat{\delta}_3 \ln X_{t-1}) + e_t, \quad (5.2)$$

en donde el término entre paréntesis es el residual del modelo en (5.1) y con base en él, se obtienen los estimadores mínimo cuadráticos de α_1 , α_2 y ε_1 . El modelo una vez que se han asociado términos, se puede expresar como sigue

$$\Delta \ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_1 \Delta \ln X_t + \varepsilon_2 \ln Y_{t-1} + \varepsilon_3 \ln X_{t-1} + e_t, \quad (5.3)$$

donde $\beta_1 = \alpha_1 - \alpha_2(\delta_1 - \delta_2)$, $\beta_2 = -\alpha_2\delta_2$, $\varepsilon_2 = \alpha_2$ y $\varepsilon_3 = -\alpha_2\delta_3$, esta última especificación es la versión con tendencia del MCE planteado en (4.4). En los modelos previos las elasticidades Armington de corto plazo en ambos es ε_1 y las de largo plazo son de manera respectiva,

$$\varepsilon_{LP} = \delta_3 \quad \text{y} \quad \varepsilon_{LP} = -\frac{\varepsilon_3}{\varepsilon_2}.$$

La estimación del MCE llevada a cabo sigue el procedimiento de Engle y Granger que consta de dos etapas. La primera consiste en verificar si los residuos del modelo en (5.1) son estacionarios, sí es así se pasa a la segunda etapa, en la que se estima el modelo planteado en (5.2) usando los residuos de la regresión en (5.1). La estimación efectuada aquí se realiza agregando al modelo en (5.3) variables dicotómicas (dummies), para dar cuenta de cambios significativos en el nivel de las series, se incluyeron en 1995 y en 2008-2009 para recoger el impacto de las crisis, 1994-1995 y mundial, y que impactaron de manera importante el comportamiento de la demanda y del precio relativo (ver Grafica 1 y 2).⁸

⁸ Dado el comportamiento del log de la demanda y de los precios relativos, las dummies se definieron como

$$d_{1t} = \begin{cases} 1, & t = 1995:1 \text{ a } 1995:4, \\ 0, & \text{en los otros trimestres,} \end{cases}$$

y

La primera etapa del procedimiento de Engle-Granger se efectuó cuando se hizo la prueba de cointegración, en la que se verificó la estacionariedad de los residuales de manera que se pasa a la segunda etapa, obteniendo el modelo estimado

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln Y_t = & 0.027 + 0.534 \Delta \ln X_t - 0.095 d_{1t} + 0.036 d_{2t} \\
 & (0.0053) \quad (0.0596) \quad (0.0094) \quad (0.0363) \\
 & -0.052 (\ln Y_{t-1} + 2.004 - 0.0001t - 0.719 \ln X_{t-1}), \\
 & (0.0520)
 \end{aligned}$$

donde d_1 y d_2 son variables dummies y las cifras entre paréntesis son los errores estándar. Los parámetros estimados tienen el signo y magnitudes esperadas, son significativos y en general, la evaluación econométrica es apropiada (Cuadro A1 en el Anexo). Las elasticidades Armington de corto y largo plazo están dadas por

$$\varepsilon_1 = 0.534 \quad \text{y} \quad \varepsilon_{LP} = 0.719$$

de manera respectiva, lo cual implica que la demanda relativa es inelástica tanto en el corto como en el largo plazo, esto es, cambios en los precios relativos de los bienes domésticos e importados no tienen un efecto sustancial en la demanda relativa de importaciones a bienes nacionales. Además, en el largo plazo se obtiene que la elasticidad es más grande que la de corto, debido en gran medida al mayor tiempo de ajuste.

E) Reflexiones Finales:

En este artículo se han estimado las elasticidades Armington de corto y largo plazo para la economía mexicana. La especificación del modelo final dependió de una evaluación detallada de los supuestos del modelo econométrico. Las estimaciones se han realizado por medio de un modelo de corrección de error, resultado de que las dos variables del modelo, logaritmo de la demanda relativa y de los precios relativos, son integradas de orden uno y cointegradas. Este modelo tiene la ventaja de que proporciona tanto la elasticidad de corto

$$d_{2t} = \begin{cases} 1, & t = 2008:4 \text{ a } 2009:3, \\ 0, & \text{en los otros trimestres,} \end{cases}$$

en donde 1995:1 indica el primer trimestre de 1995 y los demás periodos se definen de manera análoga.

como la de largo plazo y su estimación es adecuada, ya que por un lado las elasticidades tienen los signos y magnitudes esperadas y por el otro, los parámetros estimados son significativos de manera individual y conjunta y los residuales, satisfacen los supuestos que subyacen en el término estocástico del modelo econométrico teórico.

En la estimación del modelo de corrección de error se obtuvo que la elasticidad Armington de largo plazo es mayor que la de corto plazo, debido al mayor tiempo de ajuste. Así, ambas elasticidades sugieren que los bienes domésticos e importados en México son pobres sustitutos, como en los modelos de IRBC. En investigación futura, se estimaran las elasticidades Armington con datos desagregados y se observara la discrepancia entre las elasticidades obtenidas con datos agregados y desagregados. Así, los flujos del comercio en México podrán ser mejor entendidos, ya sea con modelos IRBC o con modelos de CGE.

F) Referencias:

Anderson, J. E. y E. van Wincoop (2004), “Trade Costs”, *Journal of Economic Literature*, 42, 691-751.

Armington, P. S. (1969), “Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 16, 159-176.

Backus, D. K., P. J. Kehoe y F. E. Kydland (1994), “Dynamics of the trade balance and the terms of trade: The j-curve?”, *American Economic Review* 84, 84-103.

Bergin, P. R. (2006). “How well can the New Open Economy Macroeconomics explain the exchange rate and current account?” *Journal of International Money and Finance*, 25, 675-701.

Crucini, M. J. y J. S. Davis (2013) “Distribution Capital and the Short-and Long-Run Import Demand Elasticity”, NBER Working Paper No. 18753.

Dickey, D. y W. Fuller (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root”, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.

Engel, C. y J. Wang (2008), “International Trade in Durable Goods: Understanding Volatility, Cyclical, and Elasticities”, NBER Working Paper No. 13814.

Engel, C. y J. Wang (2011), “International Trade in Durable Goods: Understanding Volatility, Cyclicalities, and Elasticities”, *Journal of International Economics*, 83, 37-52.

Engle, R. F. y C. W. J. Granger, (1987), “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica* 55, 251-276.

Gallaway M. P., C. A. McDaniel y S. A. Rivera (2003), “Short-run and Long-run Industry-level Estimates of U.S. Armington Elasticities”, *North American Journal of Economics and Finance*, 14, 49-68.

Granger, C. W. J. y P. Newbold (1974), “Spurious regressions in econometrics”, *Journal of Econometrics* 2(2), pp. 111-120.

Heathcote, J. y F. Perri, (2002), “Financial Autarky and International Business Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 49 (3), 601- 628.

Hendry, D. F., Pagan, A. R. y Sargan, D. J. (1984). “Dynamic specification” en Z. Griliches y M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 3, Amsterdam, North-Holland.

Johansen, S. (1991). “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica* 59, 1551-1580.

Hertel, T., D. Hummels, M. Ivanic y R. Keeney (2007), “How Confident Can We Be of CGE-Based Assessments of Free Trade Agreements?”, *Economic Modelling*, 24, 611-635.

Hooper, P., K. Johnson y J. Marquez (2000), *Trade Elasticities for the G-7 Countries*, Princeton Studies in International Economics No. 87.

Kose, M. A. y K.-M. Yi (2006), “Can the standard international business cycle model explain the relation between trade and comovement?”, *Journal of International Economics* 68, 267-295.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Phillips, P. y P. Perron (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75, 335-346.

Ruhl, K. J. (2008), “The International Elasticity Puzzle”, University of Texas at Austin.

Sobarzo, H. (1994), “The gains for Mexico from a North American Free Trade Agreement- An Applied General Equilibrium Assessment”, en *Modeling Trade Policy: Applied General Equilibrium Assessments of NAFTA*, editado por Joseph F. Francois y Clinton R. Shiells, Cambridge University Press.