

**EFFECTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN  
LAS EXPORTACIONES E IMPORTACIONES  
TOTALES DE HONDURAS**

---



## **EFFECTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LAS EXPORTACIONES E IMPORTACIONES TOTALES DE HONDURAS**

*Cristina María Funes Castro\**  
*Oscar Alfredo Grandez Colindres\*\**

### **Resumen:**

En el presente trabajo se estiman las funciones de demanda de las exportaciones e importaciones totales de bienes y servicios para Honduras, con el propósito de identificar su reacción ante variaciones del tipo de cambio real. La especificación de estas ecuaciones se basa en el modelo de demanda de flujos de comercio internacional de sustitutos imperfectos y su estimación se realiza mediante la metodología de cointegración de Engle y Granger (1989).

Los resultados muestran que las elasticidades precio e ingreso estimadas para las exportaciones e importaciones son estadísticamente significativas y sus signos cumplen con los supuestos teóricos. En particular, respecto al tipo de cambio real, se encuentra que las exportaciones de Honduras son inelásticas y sus importaciones elásticas. Asimismo, estas elasticidades presentan evidencia del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para Honduras.

**Palabras clave:** tipo de cambio real, comercio externo, cointegración, Engle y Granger, Marshall-Lerner.

**Clasificación JEL:** C32; C51; F12

---

\* Investigador Economista del Departamento de Investigación Económica del Banco Central de Honduras. Magister en Finanzas de la Universidad de Cambridge (Londres, Inglaterra). [cristina.funes@bch.hn](mailto:cristina.funes@bch.hn)

\*\* Economista IV del Departamento de Investigación Económica del Banco Central de Honduras. Magister en Finanzas por la Universidad Tecnológica de Honduras (Tegucigalpa, Honduras).

**Abstract:**

In this paper, we estimate the demand functions for Honduras' total goods and services exports and imports, with the purpose of identifying their response to real exchange rate movements. The specification of these equations follows the Imperfect Substitutes Model and they are estimated using Engle and Granger (1989) cointegration methodology.

According to the results, the price and income elasticities found for both exports and imports, are statistically significant and their signs comply with theoretical assumptions. In particular, we found that exports are inelastic towards the real exchange rate, while imports are elastic. In addition, these elasticities present evidence for the Marshall-Lerner condition in Honduras.

**Keywords:** Real exchange rate, international trade, cointegration, Engle and Granger, Marshall-Lerner.

**JEL Classification:** C32; C51; F12

## **I. INTRODUCCIÓN**

Según datos de la Balanza de Pagos publicada por el Banco Central de Honduras (BCH) para 2017, el 44.5% de las exportaciones de bienes y servicios de Honduras corresponden a mercancías generales, 40.9% a bienes de transformación (maquila), 13.2% a ingresos por servicios y 1.3% a otros bienes. Las mercancías generales exportadas se caracterizan por ser de origen primario; en este sentido, durante 2017 los principales productos de exportación fueron: café (representó 29.7% del total de mercancías generales exportadas), banano (11.8%), aceite de palma (9.6%) y camarones (5.5%), sumando 56.6% del total exportado de las mercancías generales. Los principales destinos de las exportaciones hondureñas durante 2017 fueron: los Estados Unidos de América (EUA) y la Zona Euro a donde se envió el 34.0% del total, respectivamente, seguido por Centroamérica (19.5%).

Por su parte, en las importaciones CIF<sup>1</sup> de mercancías generales según Uso y Destino Económico (CUODE) registradas para 2017, las compras de bienes de consumo representaron 32.9% del total importado, las materias primas y los productos intermedios 30.5%, bienes de capital 15.1%, combustibles, lubricantes y energía 14.5%, materiales de construcción 4.3% y diversos<sup>2</sup> 2.6%.

La economía hondureña se ha caracterizado por ser un país importador neto, es decir que los flujos de importaciones siempre superan los de exportaciones; es así que, al cierre de 2017, la Balanza de Bienes registró un déficit de alrededor de 11.6% (12.0% en 2016) del Producto Interno Bruto (PIB); no obstante, dicha brecha ha presentado una tendencia descendente en los últimos cinco años.

La evolución de las exportaciones e importaciones determina la posición comercial de un país con el resto del mundo; por lo tanto, el estudio de estas variables y su interrelación con los movimientos del tipo de cambio permite evaluar el papel de la política cambiaria de un país. Adicionalmente, ambas variables son componentes de la demanda agregada, por lo que su estudio contribuye a mejorar las estimaciones del PIB y Balanza Comercial.

El objetivo de este documento es determinar las elasticidades entre los flujos de comercio exterior ante variaciones del tipo de cambio real, utilizando la

---

1 De acuerdo al Manual de Balanza de Pagos y Posición de Inversión Internacional del FMI (2009), las valoraciones de tipo CIF incluyen: a) “Costo, seguro y flete” (CIF) en la frontera del país importador y b) “transporte y seguros incluidos” hasta la frontera del país importador.

2 Diversos incluye los bienes que no están agrupados en las demás categorías y estos, a su vez, se clasifican en “otros bienes de capital”, “otros insumos” y “otros”.

metodología de cointegración de Engle y Granger, con el propósito de encontrar los impactos entre las exportaciones (X) e importaciones (M) respecto a las fluctuaciones del tipo de cambio real, las cuales permitan determinar escenarios para la política cambiaria del país.

## II. MARCO DE REFERENCIA

Diversa es la literatura acorde al objetivo que se busca en este trabajo, entre las que se puede mencionar a Magee y Houtacker (1986), quienes argumentan que un buen desempeño de las exportaciones es, a primera vista, una evidencia de una buena política económica del país. En el desarrollo de su trabajo asumen una forma funcional según la cual las importaciones dependen del ingreso interno, el precio de los bienes importados y el precio de los bienes sustitutos domésticos; por su parte, la demanda de exportaciones depende del ingreso del resto del mundo, el precio de las exportaciones y el precio de los sustitutos extranjeros, fundamentado bajo el enfoque del modelo de sustitutos imperfectos. Además, para estimar la sensibilidad de las X e M frente a variaciones del tipo de cambio, es necesario establecer una relación de su demanda respecto al precio y al ingreso; Cardoso y Duarte (2017) analizaron el efecto de la política cambiaria de China con respecto a los flujos de exportaciones y estimaron una elasticidad-precio mediante un vector de corrección de errores (VEC), resultando que en la ecuación de largo plazo, una depreciación del Yuan/Renminbi con respecto al euro, representaba un aumento de 1.06% a las exportaciones manufactureras chinas a la Unión Europea. Sumado a lo anterior, Gutiérrez y Rosales (2017) estimaron elasticidades precio e ingreso para las importaciones agrícolas de Venezuela, utilizando la demanda interna del país, el Producto Interno Bruto de Venezuela y el Tipo de Cambio Real Efectivo, obteniendo que en el largo plazo la elasticidad precio es de -0.78% y la elasticidad ingreso es de 2.84%.

Por otra parte, Arriaga y Landa (2015) desarrollaron la condición Marshall-Lerner para la economía mexicana y encontraron, en el largo plazo, que el tipo de cambio mejora la posición de la balanza comercial de acuerdo al resultado de la sumatoria de las elasticidades ingreso y precio estimadas. En Zack y Dalle (2014) calculan las funciones de demanda de las exportaciones e importaciones a través de un modelo de corrección de errores, determinando las elasticidades precio e ingreso para ambas funciones, además confirmaron que la elasticidad ingreso de las importaciones es mayor que el de las exportaciones.

En línea con lo anterior, Reinhart (1994), Luna (2011), Gachet y Loján (1998), Cermeño y Rivera (2016), entre otros, argumentan que la especificación de esta función se puede basar en el Modelo de Demanda de Flujos de Comercio

Internacional de Sustitutos Imperfectos, cuyo supuesto principal es que las X e M no son sustitutos perfectos para el consumo de bienes no transables domésticos. El modelo asume que solo existe un país i y el resto del mundo; se resuelve a través de la maximización inter-temporal de la función de utilidad del consumidor como agente representativo de una economía sujeta a su restricción presupuestaria. Acorde a lo antes descrito, a continuación se presenta un esquema de la teoría de Flujos de Comercio Internacional de Sustitutos Imperfectos:

El consumidor que se encuentra en el resto del mundo:

- Consume bienes no transables producidos en su país de origen ( $h^*$ ) y bienes importados que corresponden a las exportaciones del país i ( $x$ ).
- Maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria determinada por una dotación de bienes domésticos ( $d^*$ ) y bienes exportables ( $m$ ) que son importados por el país i.
- Adicionalmente, existe un *stock* de recursos prestados al país i ( $A$ ) a una tasa de interés internacional ( $r^*$ ), de manera que su ingreso proviene de la dotación de exportables más ingresos por intereses de la deuda ( $r^*A$ ). Así, la restricción de presupuesto se puede expresar como la suma de  $d^*$ ,  $m$  y  $A$  menos el gasto de consumo interno ( $h^*$ ) y externo ( $x$ ).

El consumidor del país i:

- Consume bienes no transables producidos en su país de origen ( $h$ ) y bienes importados producidos por el resto del mundo ( $m$ ).
- Maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria determinada por una dotación de bienes domésticos ( $d$ ) y bienes exportables ( $x$ ) que son importados por el resto del mundo.
- Adicionalmente, financia parte de su consumo acumulando deuda ( $A$ ) a una tasa de interés internacional ( $r^*$ ), de manera que su ingreso proviene de la dotación de exportables menos el servicio de la deuda.
- Así, la restricción de presupuesto se puede expresar como la suma de  $d$  y  $x$  menos  $r^*A$ , el gasto de consumo interno ( $h$ ) y externo ( $m$ ).

En este sentido, conforme al modelo teórico y la evidencia empírica, podemos decir que la función de demanda por importaciones de un país depende del ingreso nominal  $Y_D$ , los precios de las importaciones en moneda doméstica  $eP_M$  y los precios de los bienes y servicios domésticos  $P_D$ . Por su parte, la función de demanda por exportaciones del país depende del ingreso nominal del país destino de las exportaciones  $Y_F$ , los precios de las exportaciones en moneda extranjera  $\frac{P_x}{e}$  y los

precios externos de los bienes y servicios del país exportador  $P_F$ . En este sentido, los determinantes de las X e M son los siguientes:

$$X = f\left(Y_F, \frac{P_x}{e}, P_F\right)$$

$$M = f(Y_D, eP_M, P_D)$$

Dado lo anterior, se estima una relación de largo plazo entre las X y M de un país respecto al resto del mundo, los precios relativos y el ingreso de los demandantes de estos bienes y servicios. Es así que la forma funcional de la demanda por X y M se puede expresar de la manera siguiente:

$$\log(X_t) = \beta_1 \log\left(\frac{P_X}{eP_F}\right)_t + \beta_2 \log\left(\frac{Y_F}{P_F}\right)_t$$

$$\log(M_t) = \alpha_1 \log\left(\frac{eP_M}{P_D}\right)_t + \alpha_2 \log\left(\frac{Y_D}{P_D}\right)_t$$

Donde:

$X_t$  = exportaciones.

$M_t$  = importaciones.

$Y_F$  = producto interno bruto nominal externo.

$Y_D$  = producto interno bruto nominal doméstico.

$P_X$  = precio de las exportaciones.

$P_M$  = precio de las importaciones.

$P_F$  = precio externo de los bienes y servicios del país exportador.

$P_D$  = precio de los bienes y servicios domésticos.

$e$  = tipo de cambio nominal expresado en unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera.

$\frac{P_X}{eP_F}$  = precio relativo de las exportaciones.

$\frac{Y_F}{P_F}$  = producto interno bruto real externo.

$\frac{eP_M}{P_D}$  = precio relativo de las importaciones

$\frac{Y_D}{P_D}$  = producto interno bruto real doméstico.



Tomando en cuenta que la especificación de las ecuaciones es lineal-logarítmica, los coeficientes estimados se interpretan como elasticidades, así:

$\beta_1$  = elasticidad-precio de las exportaciones.

$\beta_2$  = elasticidad-ingreso de las exportaciones.

$\alpha_1$  = elasticidad-precio de las importaciones.

$\alpha_2$  = elasticidad-ingreso de las importaciones.

En línea con lo anterior, los modelos de demanda de X e M normalmente se desarrollan utilizando la metodología de cointegración, debido a que permite el cálculo de las elasticidades en el largo plazo, así como establecer una dinámica de ajuste de desviaciones en el corto plazo (Juks, 2003). De igual manera, como lo describen Engle y Granger (1987), el análisis de cointegración se utiliza cuando se tiene un conjunto de variables que presentan una similitud en el orden de integración, generalmente I(1), cuya combinación lineal genera un proceso I(0).

En este sentido, el punto de partida es realizar las pruebas de raíz unitaria a las series de las variables seleccionadas para determinar su orden de integración, utilizando comúnmente la prueba de Dickey Fuller Aumentado (ADF, por sus siglas en inglés). Una vez comprobado el orden I(1) de las variables, se procede a estimar una relación de equilibrio de largo plazo para así verificar, mediante pruebas de raíz unitaria, el orden de integración de los residuos de esta especificación. Si dichos residuos son de orden I(0), se concluye que las variables están cointegradas, por lo que se procede a estimar una ecuación de corto plazo.

### **III. DETERMINACIÓN DE LAS RELACIONES FUNCIONALES DE DEMANDA DE X y M**

Para estimar la demanda de X de Honduras se utilizaron las variables de exportaciones de bienes y servicios en términos constantes serie original (EXPORT)<sup>3</sup>, el índice de tipo de cambio efectivo real global (ITCER)<sup>4</sup> como proxy del precio relativo de las X y el PIB de los EUA a precios constantes ajustado estacionalmente (PIB\_USA) como variable proxy para medir la demanda externa; todas las series anteriores contienen datos desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto

---

3 Fuente: PIB Trimestral; BCH, División de Cuentas Nacionales, Departamento de Estadísticas Macroeconómicas.

4 Corresponde al promedio trimestral. Fuente: BCH, Departamento de Gestión de Información Económica.

trimestre de 2017. Para la estimación de la demanda de M se utilizaron datos desde el cuarto trimestre de 2008 hasta el cuarto trimestre de 2017<sup>5</sup> de las variables importaciones de bienes y servicios a precios constantes serie original (IMPORT)<sup>6</sup>, el ITCER Global como proxy del precio relativo de las M y el PIB a precios constantes (PIB\_HN) serie original como medición del ingreso real doméstico.

En primera instancia, se realizaron pruebas de cointegración según la metodología de Engle y Granger (1987). La primera parte del análisis consistió en determinar si las series tienen raíz unitaria y, en caso de no ser estacionarias, identificar su orden de integración. Este proceso consistió en realizar la prueba ADF, cuyos resultados se presentan a continuación:

**Tabla 1. Test de raíz unitaria (ADF) de las variables de la demanda de X e M**

Variables	t-estadístico en nivel	t-estadístico en 1era Dif.	Valor crítico al 1.0%	Valor crítico al 5.0%	Valor crítico al 10.0%	Orden de integración
EXPORT	-1.008	-4.306	-3.532	-2.906	-2.590	I(1)
ITCER	-0.831	-5.342	-3.529	-2.904	-2.590	I(1)
PIB_USA	0.322	-5.926	-3.527	-2.904	-2.589	I(1)
IMPORT	-1.722	-8.235	-3.526	-2.903	-2.589	I(1)
PIB_HN	0.105	-9.461	-3.529	-2.904	-2.590	I(1)

**Nota:** para determinar que una serie es estacionaria se verifica que el valor del t-estadístico, visto como valor absoluto, sea mayor que el valor crítico a los valores del 1.0%, 5.0% y 10.0%, dependiendo del nivel de confianza que se esté utilizando.

Al realizar el test ADF, se identificó que todas las series son no-estacionarias en niveles; sin embargo, son estacionarias en primeras diferencias, es decir tienen un grado de integración de orden I(1), por lo que se procedió a estimar las regresiones de equilibrio de largo plazo conforme las siguientes especificaciones:

5 Se usó dicha muestra debido a que se identificó un cambio estructural en la serie de las importaciones en el período previo al tercer trimestre de 2008 asociado a la crisis económica mundial; no obstante, la muestra cumple con un tamaño necesario para realizar estimaciones de frecuencia trimestral.

6 PIB Trimestral; BCH, División de Cuentas Nacionales, Departamento de Estadísticas Macroeconómicas.

$$\log(EXPORT_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(ITCER_t) + \beta_2 \log(PIB\_USA_t) + \varepsilon_t$$

$$\log(IMPORT_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(ITCER_t) + \alpha_2 \log(PIB\_HN_t) + \varepsilon_t$$

De manera que un incremento porcentual (depreciación) del ITCER representa una ganancia teórica de competitividad de las exportaciones del país; mientras que una disminución porcentual (apreciación) del ITCER indica una pérdida teórica de competitividad de las exportaciones del país. Dado lo anterior, se esperaría que el coeficiente para las exportaciones respecto al ITCER sea de signo positivo y que el de las importaciones sea de signo negativo.

En cuanto al coeficiente a estimarse para la elasticidad-ingreso, se espera que sea positivo para las X y M, dado que las X representan la demanda externa de bienes nacionales y reaccionan positivamente ante un incremento en el ingreso externo; de igual forma, las M representan la demanda nacional de bienes externos y, por lo tanto, responden positivamente ante un aumento del ingreso doméstico.

En línea con lo anterior, al estimar la demanda de exportaciones se verificó que el signo de las variables estuviera conforme a lo esperado y que todas las variables utilizadas fueran estadísticamente significativas al 5.0%.

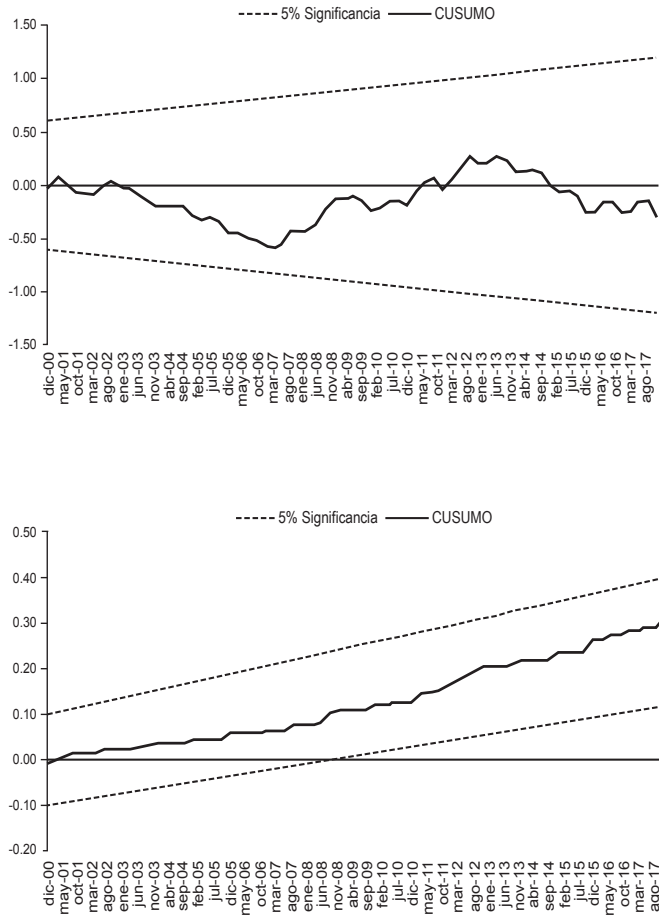
**Tabla 2. Ecuación de equilibrio de largo plazo de la demanda por exportaciones Variable dependiente: LOG(EXPORT)**

Variables	Coefficiente	Error estándar	T-estadístico	P-value
Constante	-15.917	2.176	-7.314	0
LOG(ITCER)	0.384	0.169	2.269	0.027
LOG(PIB_USA)	2.5	0.157	15.909	0
D1*	-0.06	0.024	-2.523	0.014
D2**	-0.091	0.032	-2.888	0.005
<b>R<sup>2</sup></b>	0.900			

\* Variable Dummy para el período 2007Q3 hasta 2009Q4; en dicho período no se observó variación del TCN, el cual se mantuvo en L18.8951 por US\$1.00 entre 2005Q4 y 2011Q2, incidiendo en la trayectoria del tipo de cambio real.

\*\* Variable Dummy para el período 2016Q1 hasta 2017Q4, en el cual se observa una mayor volatilidad del tipo cambio de los socios comerciales incidiendo en el comportamiento del ITCER Global en este período; la inclusión de esta variable permite mejorar la significancia estadística y estabilidad de los parámetros estimados.

Asimismo, se examinaron las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado<sup>7</sup>, que incorporan el efecto corregido por la inclusión de las variables dummies, en las cuales se observa que la ecuación de largo plazo de las X es estable a lo largo de la muestra, es decir no presenta evidencia de posibles cambios estructurales.



7 De acuerdo a la evidencia empírica, las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado se presentan sin la presencia de las variables dummies para así verificar la estabilidad de los parámetros estimados a lo largo de toda la muestra; por esto, en la práctica, cuando los modelos incluyen variables dummies, se recomienda despejar las variables dummies al otro lado de la ecuación, estimando una nueva regresión en la cual los parámetros permanecen igual a los de la ecuación original, de manera que al realizar las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado se puede evaluar la estabilidad a lo largo de toda la muestra. En este documento se utilizó esta metodología para realizar las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado.

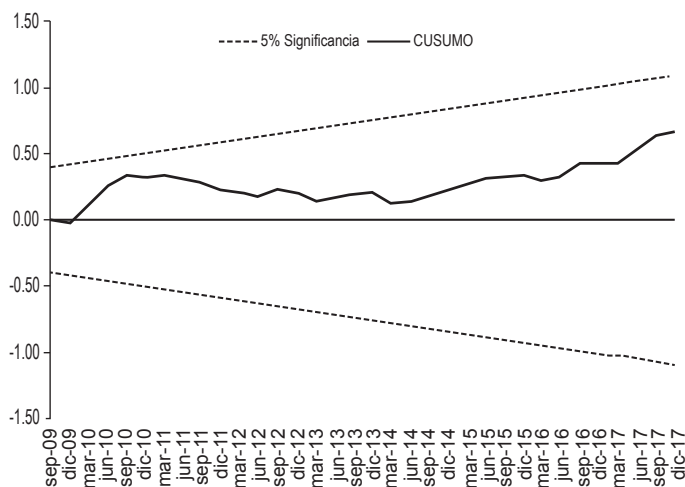
De igual forma, al estimar la demanda de importaciones se verificó que los coeficientes cumplan con el signo esperado y que fueran estadísticamente significativos al 5.0%, excepto el coeficiente de la variable ITCER el cual es significativo al 10.0%.

**Tabla 3. Ecuación de equilibrio de largo plazo de la demanda por importaciones. Variable dependiente: LOG(IMPORT)**

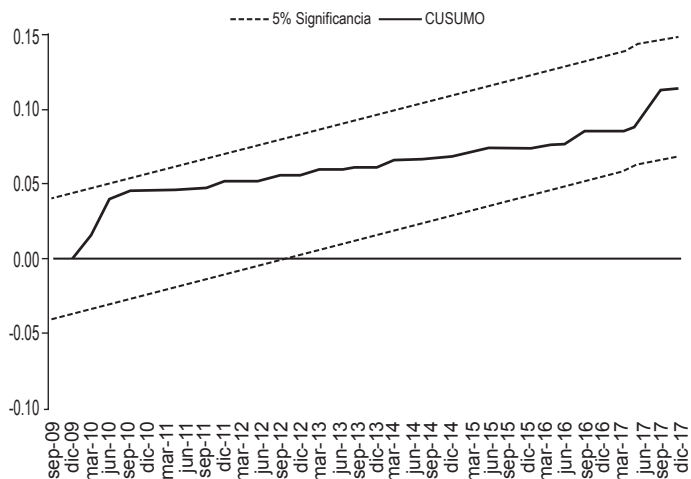
Variables	Coefficiente	Error estándar	T-estadístico	P-value
Constante	10.825	3.935	2.751	0.01
LOG(ITCER)	-1.318	0.743	-1.775	0.085
LOG(PIB_HN)	0.521	0.139	3.756	0.001
D3*	-0.159	0.032	-4.912	0
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.825</b>			

\* Variable Dummy para el período 2009Q1 hasta 2011Q1; período de cambio estructural en el nivel de ingreso nacional como resultado de la crisis económica.

Para la ecuación de largo plazo de las M, las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado, una vez corregida por la variable dummy, estarían indicando que los estimadores en su conjunto son estables a lo largo de la muestra<sup>8</sup>.



8 Las pruebas de Cusum y Cusum Cuadrado se realizaron siguiendo las técnicas mencionadas anteriormente para verificar la estabilidad de los parámetros estimados a lo largo de toda la muestra.



Con los resultados obtenidos en las regresiones anteriores, se procede a verificar si los residuos ( $\epsilon_t$ ) de ambos modelos estimados son estacionarios. Si esto sucede, se puede decir que las series están cointegradas. En el siguiente cuadro se muestran los resultados de las pruebas de los errores:

**Tabla 4. Test de raíz unitaria (ADF) de los errores de la ecuación de demanda de X y M**

Variables	T-estadístico	Valor crítico al 1.0%	Valor crítico al 5.0%	Valor crítico al 10.0%	Orden de integración I()
$\epsilon\_EXPORT_{t-1}$	-6.791	-3.527	-2.904	-2.589	I(0)
$\epsilon\_IMPORT_{t-1}$	-4.465	-3.633	-2.948	-2.613	I(0)

De acuerdo a los resultados de la prueba ADF, los residuos de las dos ecuaciones de equilibrio de largo plazo son estacionarios y, por lo tanto, las variables están cointegradas.

#### IV. ELASTICIDADES-PRECIO DE LARGO PLAZO DE LAS X y M

Conforme a las especificaciones anteriores, las estimaciones de elasticidades de largo plazo de las X y M totales de Honduras son:

**Tabla 5. Elasticidades de largo plazo**

Exportaciones		Importaciones	
Precio	Ingreso	Precio	Ingreso
0.384	2.500	-1.318	0.521

Los resultados anteriores indican que en el largo plazo las X son inelásticas a cambios en el tipo de cambio real (TCR), de manera que por un incremento (disminución) de 1.0% en el TCR, las X incrementarán (disminuirán) en 0.38%. Por su parte, las estimaciones para las M indican que estas son elásticas respecto al TCR, encontrándose que por un incremento (disminución) de 1.0% en el TCR decrecen (aumentan) en 1.32%. Cabe mencionar que desde el punto de vista teórico, las elasticidades-precio de las X y M son utilizadas para verificar la condición Marshall-Lerner (Loza, 2000), la cual establece que una depreciación del tipo de cambio real tendrá un efecto positivo sobre la balanza comercial de un país en el largo plazo, dado que los productos nacionales serán más baratos relativo a los productos extranjeros, reorientando la demanda nacional (disminución de M) y extranjera (aumento de X) hacia productos domésticos. De acuerdo con la teoría y evidencia empírica, cuando la suma del valor absoluto de las elasticidades-precio de las X y M es superior a 1, se cumple que el efecto volumen de las X y M domina al efecto precio.

Por otra parte, existe evidencia empírica (Bustamente y Morales, 2009) que, en el corto plazo, el ajuste de la producción ante cambios en la demanda es relativamente lento, por restricciones temporales que limitan la ampliación de la capacidad instalada de la economía y los nuevos canales de distribución, por lo que una depreciación real se traduciría en un efecto precio mayor al efecto volumen, lo que ocasionaría un deterioro de la balanza comercial, situación que al revertirse en el tiempo formaría una curva J, dado que en el largo plazo, cuando la producción se ajusta al cambio en la demanda, la depreciación real genera un efecto volumen superior al efecto precio, mejorando la posición externa del país.

Adicionalmente, considerando que el TCN es la variable que refleja las decisiones de política cambiaria de un país, en la medida que responde a las condiciones de oferta y demanda del mercado de divisas, este se ajusta ante choques exógenos, contribuyendo así a que el TCR converja a su nivel de equilibrio y a la sostenibilidad de la cuenta corriente en el largo plazo. Conforme a lo presentado en el apartado 2, la literatura revisada sobre la demanda por X y M establece la siguiente forma funcional para las estimaciones de las elasticidades-precio e ingreso:

$$\log (X_t) = \beta_1 \log \left( \frac{P_x}{eP_F} \right)_t + \beta_2 \log \left( \frac{Y_F}{P_F} \right)_t$$

$$\log (M_t) = \alpha_1 \log \left( \frac{eP_M}{P_D} \right)_t + \alpha_2 \log \left( \frac{Y_D}{P_D} \right)_t$$

Utilizando estas especificaciones, las elasticidades-precio de las exportaciones estimadas para diversos países de la región latinoamericana<sup>9</sup> (Reinhart, 1994) se han ubicado entre 0.148 y 0.486; mientras que para las importaciones se han ubicado entre 0.393 y 1.363. Así, las elasticidades estimadas para Honduras se ubican dentro de los parámetros encontrados para economías de la región. De igual forma, estas estimaciones presentan evidencia del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para Honduras. Por otra parte, se observa que, en el largo plazo, por un incremento (disminución) de 1.0% en el ingreso, las X incrementarán (disminuirán) en 2.5%; mientras que para las M se observa que por un aumento (reducción) de 1.0% en el ingreso, estas crecerían (disminuirían) en 0.52%. Cabe mencionar que las elasticidades-ingreso de las X estimadas para Honduras se ubican en torno a los parámetros encontrados para diversos países de la región latinoamericana (1.071 y 3.379); mientras que la elasticidad-ingreso de las M es menor a las encontradas para economías de la región (0.893 y 2.759).

## V. RELACIONES DE CORTO PLAZO DE LAS X y M

Luego de definir las elasticidades de largo plazo y comprobar que las variables están cointegradas, se procede a la segunda parte del análisis de cointegración según la metodología de Engle y Granger (1987), la cual consiste en estimar una ecuación de corrección de errores (ECE) para establecer las relaciones de corto plazo de la demanda de las X y M.

El proceso de cointegración permite garantizar que las estimaciones no sean espurias, ya que en las ECE todas las variables son estacionarias de orden I(1) y, por lo tanto, que los parámetros estimados sean consistentes. En esta etapa del proceso es importante que se cumplan los siguientes criterios:

- Los residuos de las ecuaciones de largo plazo deben ser I(0).
- El término de corrección de error debe ser negativo y menor a 1 para garantizar la convergencia de las desviaciones en el corto plazo al largo plazo.

9 Reinhart (1994) realiza estimaciones para los siguientes países latinoamericanos: México, Argentina, Brasil, Costa Rica y Colombia.



Esta etapa consistió en un proceso iterativo de especificación, estimación y evaluación de modelos, donde la variable dependiente es la tasa de crecimiento de las X e M y se incorporan como variables explicativas el valor rezagado de estas tasas de crecimiento, el valor contemporáneo y rezagado de las tasas de crecimiento del ITCER, PIB\_USA y PIB\_HN, así como el primer rezago de los residuos generados por las correspondientes ecuaciones de largo plazo. Utilizando el procedimiento de lo general a lo particular, se descartaron las variables que no fueran estadísticamente significativas, de manera que se obtuvieron como resultado las siguientes especificaciones:

**Tabla 6. Ecuación de corrección de errores de la demanda por exportaciones. Variable dependiente:  $\Delta\text{LOG}(\text{EXPORT})$   
Muestra: 2002Q4 – 2017Q4**

Variables	Coefficiente	Error estándar	T-estadístico	P-value
Constante	0.002	0.008	0.243	0.809
$\Delta\text{LOG}(\text{EXPORT}_{t-3})$	-0.232	0.082	-2.823	0.007
$\Delta\text{LOG}(\text{EXPORT}_{t-4})$	0.416	0.087	4.775	0.000
$\Delta\text{LOG}(\text{ITCER}_{t-1})$	1.343	0.62	2.166	0.035
$\Delta\text{LOG}(\text{PIB\_USA}_{t-3})$	2.388	1.083	2.205	0.032
$\varepsilon_{\text{EXPORT}_{t-1}}$	-0.669	0.11	-6.095	0.000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.696			

**Tabla 7. Ecuación de corrección de errores de la demanda por importaciones. Variable dependiente:  $\Delta\text{LOG}(\text{IMPORT})$   
Muestra: 2009Q2 – 2017Q4**

Variables	Coefficiente	Error estándar	T-estadístico	P-value
Constante	-0.002	0.008	-0.32	0.752
$\Delta\text{LOG}(\text{ITCER}_{t-1})$	-1.728	0.955	-1.81	0.08
$\Delta\text{LOG}(\text{PIB\_HN}_{t-2})$	0.819	0.217	3.778	0.001
$\Delta\text{LOG}(\text{PIB\_HN}_{t-3})$	0.841	0.208	4.039	0.000
$\varepsilon_{\text{IMPORT}_{t-1}}$	-0.386	0.137	-2.828	0.008
<b>R<sup>2</sup></b>	0.557			

En ambas ecuaciones se confirma que los coeficientes estimados cumplen con el signo teórico esperado y son estadísticamente significativos al 10.0%. Cabe mencionar que, de acuerdo a la literatura y evidencia empírica, no existen restricciones en cuanto al valor de los parámetros de largo plazo en comparación a los de corto plazo, dado que ambos capturan componentes diferentes de las relaciones entre las variables. En el largo plazo se asume un comportamiento estable, capturando el componente tendencial de las variables; mientras que en el corto plazo se asume un comportamiento dinámico, es decir, un proceso de ajuste continuo de las variables para corregir las desviaciones respecto a su valor tendencial.

Adicionalmente, para la selección de la ECE se realizaron pruebas de pronóstico dentro y fuera de muestra, que consistieron en una serie de estimaciones utilizando una muestra reducida al cuarto trimestre de 2015, pronosticando ocho períodos hacia adelante y repitiendo este proceso agregando un trimestre a la muestra de estimación hasta abarcar el período completo de datos observados, calculando el error medio y la raíz del error cuadrático medio para cada grupo de proyección. Conforme a lo anterior, se eligió el modelo que en promedio minimizara estos valores, sumado a la minimización de los criterios de información Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) y de Hannan-Quinn (HQIC).

Una vez identificadas las ECE se procedió a realizar pruebas a los errores de cada regresión para determinar si cumplen con los supuestos básicos de mínimos cuadrados ordinarios. En el siguiente cuadro se presentan los resultados de dichas pruebas:

**Tabla 8. Supuestos ecuaciones de corto plazo**

Variables	Hipótesis nula ( $H_0$ )	EXPORT	IMPORT
<b>Correlación Serial LM</b>		0.253	0.162
<b>P_value</b>	No existe autocorrelación	0.777	0.851
<b>ARCH</b>		0.066	0.107
<b>P_value</b>	Homocedasticidad	0.799	0.746
<b>White</b>		1.594	2.402
<b>P_value</b>	Homocedasticidad	0.103	0.072
<b>Jarque Bera</b>		1.576	1.923
<b>P_value</b>	Distribución normal	0.455	0.382

De acuerdo con estos resultados, los residuos de las ECE de X y M cumplen con los supuestos de no-autocorrelación, homocedasticidad y normalidad, por lo que se puede decir que ambos modelos de corto plazo tienen estimadores eficientes, lineales e insesgados. Adicionalmente, se realizaron pruebas para verificar la correcta especificación lineal de las ECE, para lo cual se utilizó el Ramsey RESET Test, cuyos resultados se presentan a continuación:

**Tabla 9. Prueba de RAMSEY  
ECE de la demanda de exportaciones**

	Valor	Grados de libertad	P_value
<b>T-estadístico</b>	0.296	54	0.768
<b>F-estadístico</b>	0.088	(1, 54)	0.768
<b>Likelihood Ratio</b>	0.100	1	0.753

**Tabla 10. Prueba de RAMSEY  
ECE de la demanda de importaciones**

	Valor	Grados de libertad	P_value
<b>T-estadístico</b>	0.106	29	0.916
<b>F-estadístico</b>	0.011	(1, 29)	0.916
<b>Likelihood Ratio</b>	0.014	1	0.907

Conforme a lo anterior, al 5.0% de significancia, se comprueba la correcta especificación de ambas ECE y por lo tanto la linealidad de los parámetros estimados.

## **VI. COEFICIENTE DEL TÉRMINO DE CORRECCIÓN DE ERROR**

Por último, cabe destacar que el coeficiente del término de corrección de error en las ECE, aquel asociado al rezago del residuo de la ecuación de largo plazo, cumple con los supuestos de ser negativo y menor a 1, garantizando el ajuste gradual de desequilibrios en el corto plazo de las X y M hacia su equilibrio de largo plazo (Engle y Granger, 1987).

**Tabla 11. Término de corrección de error**

Exportaciones	Importaciones
-0.669	-0.386

Según estas estimaciones, en el primer trimestre se corrige un 66.9% y 38.6% de la desviación de las X y M, en su orden, respecto a su equilibrio de largo plazo. Adicionalmente, el tiempo requerido para ajustar el 95.0% de estos desequilibrios sería de aproximadamente tres trimestres para las X y seis trimestres para las M<sup>10</sup>.

## VII. CONCLUSIONES

- Acorde a los resultados, las funciones de demanda de largo plazo estimadas para las X y M de Honduras se encuentran enmarcadas dentro de lo establecido por la literatura y evidencia empírica. Tal es así que las estimaciones indican que las X mantienen una relación positiva con el tipo de cambio real y el ingreso real externo; mientras que las M conservan una relación negativa con el tipo de cambio real, pero positiva con el ingreso real interno.
- Se pudo notar que, la sumatoria del valor absoluto de las elasticidades-precio estimadas para las X y M es mayor a 1, por lo cual una depreciación mejoraría la balanza comercial del país en el largo plazo, presentando evidencia de la existencia de la condición Marshall-Lerner para Honduras.
- De acuerdo a las elasticidades-precios estimadas para Honduras se observa evidencia que las decisiones de política cambiaria tienen influencia en el comportamiento de la cuenta corriente de la Balanza de Pagos del país.

10 El tiempo requerido para ajustar un  $\Omega\%$  de un desalineamiento  $\alpha$  determinado se puede calcular según la relación:  $(1 + \alpha)^t = (1 - \Omega)$ ; donde  $\alpha$  es la velocidad de ajuste (coeficiente del término de corrección del error),  $\Omega$  es el porcentaje de ajuste (95.0%) y  $t$  es el tiempo medido en trimestres. (Gianelli y Mednik, 2006).

## BIBLIOGRAFÍA

- Arriaga, R., Landa H. (2016), “Competitividad del Sector Externo Mexicano: Un análisis de la condición Marshall-Lerner”, *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, Vol.11, N°. 1 (2016), pp. 79-101.
- Bustamente, R. y Morales, F. (2009). “Probando la Condición Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano”, *Estudios Económicos* N°. 16, 103-126, Banco de la Reserva del Perú.
- Cardoso, A., Duarte, A. (2017). “The impact of the Chinese exchange policy on foreign trade with the European Union”. *Brazilian Journal of Political Economy*, Vol. 37, N° 4 (149), pp. 870-893, October-December/2017.
- Cermeño, R., Rivera, H. (2016). “La demanda de importaciones y exportaciones de México en la era del TLCAN. Un enfoque de cointegración”. *El Trimestre Económico* Vol. LXXXIII(1), N°. 329, enero-marzo, 2016, pp. 127-147, Fondo de Cultura Económica.
- Engle, R. y Granger, C. W. J. (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing.” *Econometrica* 35, pp. 251-276.
- Gachet, I., Lastra, A., Loján, V., Ortiz, M., Pinzón, C. (1998). “Cálculo de las elasticidades de la demanda total por importaciones en el Ecuador”, Banco Central del Ecuador.
- Gianelli, D., Mednik, M. (2006). “Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en el Uruguay: 1983:I-2005:IV”, *Documento de Trabajo*. Banco Central de Uruguay.
- Gutiérrez, A., Rosales, M. (2017), “Elasticidades de corto y largo plazo de las importaciones agroalimentarias en Venezuela”, *Economía*, Vol. XLII, N°. 44, julio-diciembre, 2017, pp. 37-54. Universidad de los Andes (Venezuela).
- Juks, R. (2003). “The Relationship between REER and Trade Flows in the Context of the Equilibrium Exchange Rate”, Banco de Estonia.
- Khan, M., Knight, M. (1986), “Import Compression and Export Performance in Developing Countries”, discussion paper, Banco Mundial.

Loza, G. (2000), “Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: El caso de la economía boliviana”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*.

Luna, B. (2011), “La apreciación del tipo de cambio y su efecto en la balanza comercial. Caso boliviano (2006-2008)”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*.

Reinhart, C. (1994), “Devaluation, Relative Prices, and International Trade”. *Staff Papers*, International Monetary Fund (IMF), WP/94/140.

Zack, G., Dalle, D. (2014). “Elasticidades del comercio exterior de la Argentina: ¿Una limitación para el crecimiento?”, *Revista Argentina de Economía Internacional*, N° 3, pp. 31-44.