

**DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE IMPORTACIONES ENTRE ESTADOS
UNIDOS DE CHINA**

Autores:

Lic. Erwin Roberto Navas Solis, Maestrando el PES, erns@banguat.edu.gt

Lic. Hugo Leonel Orellana Alfaro, Maestrando el PES, hloa@banguat.gob.gt

IIAF. Hector Alfredo Martinez Figueroa, hector17jrb@yahoo.com, Maestrando
administración Financiera.

I Introducción

En el presente trabajo se evalúan los determinantes de las importaciones de Estados Unidos con respecto de China, que de acuerdo a la revisión teórica dependen positivamente de la renta interna y del tipo de cambio real. La evaluación consistirá en demostrar los supuestos que subyacen detrás del modelo de Regresión Lineal General (MRLG). De acuerdo a la evidencia encontrada fue posible determinar la significancia de las variables explicativas, así como el cumplimiento de la mayoría de los supuestos mencionados anteriormente.

II Modelo teórico

Las importaciones forman parte de la demanda agregada, la cual se define como el total de bienes y servicios demandados por un país; se obtiene utilizando la siguiente identidad:

$$DA = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

Donde DA se refiere a la demanda agregada; C al gasto (consumo) de las familias en bienes y servicios (nacionales e importados); I al gasto en inversión (nacional e importada); G al gasto de la administración pública; y $X - M$ a las exportaciones netas (diferencia entre importaciones M y exportaciones X)¹.

De acuerdo a Blanchard, Amighini, & Giavazzi (2012), la demanda de importaciones, depende de la renta interior y del tipo de cambio en términos reales.

$$M_t = f(PIBr, TCr) \quad (2) \\ (+, +)$$

Donde $PIBr$ representa la renta interna real y TCr se refiere al tipo de cambio real. Un aumento de la renta interna provoca un aumento de las importaciones. Este efecto positivo de la renta en las importaciones se recoge por medio del signo

¹ Las exportaciones netas se deducen de la suma $C + I + G$ pues la demanda de estos tres componentes incluye el componente importado por lo que es necesario expresarlas en términos netos.

positivo situado debajo de $PIBr$ en la ecuación $f(PIBr, TCr)$. (Blanchard, Amighini, & Giavazzi, 2012). Asimismo, las importaciones dependen del tipo de cambio real², que es el precio de los bienes internos expresado precio de bienes extranjeros. Cuanto más caros son los bienes internos en relación con los bienes extranjeros -o lo que es lo mismo, cuanto más baratos son los bienes extranjeros en relación con los bienes internos- mayor es la demanda nacional de bienes extranjeros (importaciones). Por lo tanto, una subida del tipo de cambio real provoca un aumento de las importaciones. Este efecto positivo del tipo de cambio real en las importaciones se recoge por medio del signo positivo situado debajo de TCr en la ecuación $f(PIBr, TCr)$, (Blanchard, Amighini, & Giavazzi, 2012)

III Modelo Econométrico

Para verificar los determinantes de la demanda de importaciones de Estados Unidos respecto de China planteadas anteriormente, se utilizará el proceso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en el Modelo de Regresión Lineal General (MRLG), esto es,

$$M_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + \varepsilon_t \quad \forall t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

donde M_t se refiere a las importaciones reales, β_1 a la constante que hace referencia a la demanda doméstica de bienes y servicios, β_2 a la propensión marginal a importar, β_3 indica el cambio en la demanda como consecuencia de la variación en el nivel del tipo de cambio real y ε_t representa el término de error.

De acuerdo a Ruiz Galindo (2019) un MRLG se caracteriza porque (3) posee un componente determinístico $\beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3}$ y un componente estocástico ε_T . Los supuestos que determinan el componente determinístico son: El tamaño de la muestra es estrictamente mayor al número de parámetros a estimar; linealidad en los parámetros; especificación correcta de las variables explicativas; independencia lineal en las variables explicativas; y permanencia estructural.

² El tipo de cambio real definido como el tipo cambio nominal (US \$ / China ¥), multiplicado por el cociente entre el índice de precios al consumidor de China y el índice de precios al consumidor de Estados Unidos.

Los supuestos de la parte estocásticas del modelo son:

1. $E(\varepsilon_t|x_t) = 0 \quad \forall t = 1, \dots, T$
2. $V(\varepsilon_t|x_t) = \sigma^2 \quad \forall t = 1, \dots, T$ es decir, los errores son homoscedásticos.
3. $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s | \varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad \forall t = 1, \dots, T, \forall s = 1, \dots, T \text{ con } t \neq s$
4. $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad \forall t = 1, \dots, T$

Para representar las variables del modelo se deflactaron las cifras del Producto Interno Bruto y las importaciones en miles de millones de dólares, ambas en términos nominales con el deflactor implícito del PIB³ y el deflactor implícito de las importaciones de Estados Unidos⁴ respectivamente, para expresarlas en cifras constantes a precios de 2015. El tipo de cambio real se construyó utilizando el tipo cambio nominal (US \$ / China ¥), multiplicado por el cociente entre el índice de precios al consumidor de China y el índice de precios al consumidor de Estados Unidos⁵. La información de las variables descritas se obtuvo del Bureó para el análisis económico de Estados Unidos (U.S. Bureau of Economic Analysis) y de la Organización para la Cooperación Económica y el Desarrollo (Organization for Economic Cooperation and Development) en frecuencia trimestral para el período comprendido entre los años de 1996 a 2018.

IV Estimación y evaluación

IV.1 Planteamiento del modelo estimado

De acuerdo al análisis de regresión efectuado el modelo estimado es,

$$\hat{M}_t = -214,381.4 + 0.062053PIBr_{t2} + 304,911.8TCr_{t3} \quad \forall t = 1, \dots, 92 \quad (4)$$

³ Índice Base 2015

⁴ Este deflactor se encuentra referenciado a 2012, por lo que fue necesario indexarlo a 2015.

⁵ Se evaluó el tipo de cambio real construido con el índice de tipo cambio real entre Estados Unidos y China para bienes manufacturados. (Real Effective Exchange Rates Based on Manufacturing Consumer Price Index for China, Index 2015=100, Quarterly, Not Seasonally Adjusted, publicado por la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal de Estados Unidos (Board of Governors of the Federal Reserve System (US)),

IV.2 Evaluación económica

Obsérvese que en (4) $\hat{\beta}_2 = 0.062053$ y $\hat{\beta}_3 = 304,911.8$ tienen signo positivo, tal como lo indica la forma funcional de M_t descrita anteriormente. Un aumento de la renta interna real, provoca un aumento de las importaciones. Una subida del tipo de cambio real, provoca un aumento de las importaciones.

IV.3 Evaluación econométrica

A continuación, se presenta una revisión teórica y empírica de las pruebas de significancia y de diagnóstico para las β_k 's del MGRL.

IV.3.1 Pruebas de significancia individual y conjunta

Las pruebas de significancia consisten en determinar si las variables independientes efectivamente logran explicar el comportamiento de la variable dependiente (Rodriguez & Gonzales, 2019), tanto de forma individual, como de manera conjunta.

Para evaluar la *significancia individual* se realiza una prueba de hipótesis individualmente a cada β_k para $k = 2,3$ obtenidas en el modelo. De manera similar, la evaluación de la *significancia global* se realiza probando en conjunto a β_2 y β_3 . Considerando un nivel de significancia de 0.05, se rechaza H_0 , por lo que es posible afirmar que tanto de manera individual como de manera conjunta, los β_k 's estimados son estadísticamente significativos.

Tabla I
Prueba de significancia individual y conjunta

Prueba de hipótesis	Estadístico de prueba	Estadístico de prueba
Significancia individual $H_0: \beta_2 = 0$ vs $H_1: \beta_2 \neq 0$	$\tau = \frac{\hat{\beta}_k - b_k}{\sqrt{ee(\hat{\beta}_k)}} \sim tS_{(92)}$ $k = 2,3$	$ \tau = 39.8811 > 1.9869$
Significancia individual $H_0: \beta_3 = 0$ vs $H_1: \beta_3 \neq 0$		$ \tau = 5.9634 > 1.9869$
Significancia conjunta $H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$ vs $H_1: \exists$ al menos una $\beta_k \neq 0$; $k = 2,3$	$f = \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} (R\hat{\beta} - r)' (R(X'X)^{-1} (R\hat{\beta} - r))$	$f(2,89) = 1610.021$ $\notin [0.0513, 3.0976]$

Fuente: elaboración propia.

IV.3.2 Pruebas de Diagnóstico

Las pruebas de diagnóstico permiten evaluar los supuestos establecidos en la sección III.

Pruebas de Heterocedasticidad

Un supuesto importante del modelo de regresión lineal es que las perturbaciones ε_t de la función de regresión poblacional son homoscedásticas, es decir, que todas tienen una misma varianza. La heterocedasticidad consiste en la violación de este supuesto y consecuentemente genera estimadores que son lineales, insesgados pero que no tienen varianza mínima. (Galán, y otros, 2016). Para detectar su presencia se sugieren varias pruebas de significancia conjunta, dentro ellas encontramos, la prueba de White; Breusch, Pagan y Godfrey; y, Glejser. En general, se desea realizar el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{Homoscedasticidad vs } H_1: \text{Heteroscedasticidad.}$$

Al aplicar la *prueba de White*, se obtuvo un p valor de 0.5979, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica que los errores son homoscedásticos.

Tabla II
Prueba de White sin términos cruzados

Regresión auxiliar	$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + TCr_{t3} + \delta_{22} PIBr_{t2}^2 + \delta_{33} TCr_{t3}^2 + v_t; \forall = 1, \dots, 92$
Prueba de hipótesis	$H_0: \beta_k = \delta_k = 0 \forall k = 2,3$ vs $H_1: \exists$ al menos una $\beta_k \neq 0$ y/o $\delta_k \neq 0 \forall k = 2, 3$
Estadístico de prueba	$f(2,89) = 0.5173 \in [0.0513, 3.0988]$

Fuente: elaboración propia.

Al aplicar aplicar la *prueba de Breusch, Pagan y Godfrey*, se obtuvo un p valor de 0.4857, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica que los errores son homoscedásticos.

Tabla III
Prueba de Breusch, Pagan y Godfrey

Regresión auxiliar	$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 PIBr_{t2} + \alpha_3 TCr_{t3} + v_t, \forall t = 1, \dots, 92$
Prueba de hipótesis	$H_0: \alpha_j = 0 \forall j = 2,3$ vs $H_1: \exists$ al menos una $\alpha_j \neq 0, j = 2,3$
Estadístico de prueba	$f(2,89) = 0.7281 \in [0.0513, 3.0988]$

Fuente: elaboración propia.

Al aplicar *la prueba Glejser* se obtuvo un p valor de 0.3430, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica que los errores son homoscedásticos.

Tabla IV
Prueba de Glejser

Regresión auxiliar	$ \hat{\varepsilon}_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + v_t, \forall t = 1, \dots, 92$
Prueba de hipótesis	$H_0: \beta_k = 0 \forall k = 2,3$ vs $H_1: \exists$ al menos una $\beta_k \neq 0, k = 2,3$
Estadístico de prueba	$f(2,89) = 1.0829 \in [0.0513, 3.0988]$

Fuente: elaboración propia.

Pruebas para autocorrelación

La autocorrelación es un caso particular del MRLG que se produce cuando las perturbaciones del modelo presentan correlaciones entre ellas, por lo tanto, el estimador de MCO deja de ser óptimo y eficiente (Gujarati, 2003). Para detectar su presencia se sugieren varias pruebas de significancia conjunta, dentro ellas encontramos la prueba de Durbin-Watson y la prueba de Breusch, Godfrey. En general, se desea realizar el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{No autocorrelación vs } H_1: \text{Autocorrelación.}$$

Al aplicar *la prueba Durbin-Watson* se obtuvo un coeficiente DW 1.16, situado por debajo del límite inferior, por lo que hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula y lo que implica la existencia de autocorrelación de primer orden.

Tabla V
Prueba de Durbin-Watson

Estadístico de prueba	$\hat{\theta}_1 = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} \quad DW = 2(1 - \hat{\theta}_1)$
Prueba de hipótesis	$H_0: \theta_1 = 0 \text{ vs } H_1: \theta_1 \neq 0$
P valor / estadístico de prueba⁶	$DW = 1.166456 < dL = 1.602$

Fuente: elaboración propia.

Se realizaron pruebas de autocorrelación de primer, segundo y tercer orden al aplicar *la prueba Breusch-Godfrey*. De acuerdo a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, se determina que el mejor modelo a utilizar para el análisis de autocorrelación es el M1, en el cual, se obtuvo un p valor de 0.0001, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica la existencia de autocorrelación de primer orden.

Tabla VI
Prueba de Breusch-Godfrey

Regresión auxiliar	(M1) $\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad \forall t = 1, \dots, 92$		
	(M2) $\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \theta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + v_t \quad \forall t = 1, \dots, 92$		
	(M3) $\hat{\varepsilon}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \theta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \theta_3 \hat{\varepsilon}_{t-3} + v_t \quad \forall t = 1, \dots, 92$		
Criterio de información	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
M1*	20.228	20.338	20.273
M2	20.238	20.375	20.293
M3	20.231	20.396	20.298
Prueba de hipótesis	$H_0: \theta_1 = 0 \text{ vs } H_1: \theta_1 \neq 0$		
Estadístico de prueba	$f(1,88) = 15.7495 \notin [0.0039, 3.9493]$		

⁶ El valor presentado dL indica el punto crítico al nivel de significancia del 5% que da evidencia de autocorrelación.

Fuente: elaboración propia.

* Modelo seleccionado por tener el menor valor de criterios de información.

Prueba de normalidad

Cuando una variable aleatoria se distribuye normalmente, su tercer y cuarto momento alrededor de la media también conocidos como sesgo y curtosis, son cero y tres, de manera respectiva. El sesgo igual a cero da cuenta de que la distribución es simétrica, mientras que la curtosis igual a tres plantea que la distribución no es puntiaguda (leptocúrtica), ni achatada (platicúrtica), en cuyo caso es normal o mesocúrtica, (Galán, y otros, 2016). En general, se desea realizar el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{Errores normales vs } H_1: \text{Errores no normales}$$

Al aplicar *la prueba Jarque-Bera* se obtuvo un p valor de 0.9206, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que implica que los errores se distribuyen de manera normal.

Tabla VII
Prueba de Jarque-Bera

Estadístico de prueba	$JB = T \left[\frac{\hat{cs}^2}{6} + \frac{(\hat{cc}-3)^2}{24} \right] \sim X_{(2)}^2,$ <p>donde \hat{cs} es el coeficiente del sesgo y el \hat{cc} es el coeficiente de curtosis dados por</p> $\hat{cs} = \frac{\hat{s}}{(\sqrt{\hat{\sigma}^2})^3}, \quad \hat{cc} = \frac{\hat{c}}{(\sqrt{\hat{\sigma}^2})^4}, \quad \hat{s} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^3, \quad \hat{c} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^4$
Prueba de hipótesis	$H_0: s = 0, c = 3$ vs $H_1: s \neq 0$ y/o $c \neq 3$ Donde s : simetría y c : curtosis
Estadístico de prueba	$p \text{ valor: } 0.920673 \quad / \quad JB = 0.165301$

Fuente: elaboración propia.

Pruebas de especificación correcta

La especificación incorrecta del modelo puede deberse a una formulación no adecuada de la forma funcional o bien, a que se violan los supuestos del error aleatorio o incluso a la información empírica que se incorpora al modelo para su

estimación. Para evaluar la especificación del modelo se utiliza la Prueba de RESET Ramsey⁷.

En general para las pruebas de especificación correcta se desea realizar el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{Forma funcional correcta vs } H_1: \text{Forma funcional incorrecta}$$

Se realizaron pruebas para potencias de segundo y tercer grado al aplicar la prueba RESET. De acuerdo a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, se determina que el mejor modelo a utilizar para el análisis de autocorrelación es el M1, en el cual, se obtuvo un p valor de 0.0005, por lo que a un nivel de significancia de 0.05 hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que sugiere que la forma funcional del modelo es incorrecta.

Tabla VIII
Prueba RESET

Regresión auxiliar	(M1) $M_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + \alpha_2 \hat{M}_t^2 + v_t \forall t = 1, \dots, 96$		
	(M2) $M_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + \alpha_2 \hat{M}_t^2 + \alpha_3 \hat{M}_t^3 + v_t \forall t = 1, \dots, 96$		
Criterio de información	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
M1*	19.98	20.12	20.04
M2	20.00	20.16	20.07
Prueba de hipótesis	$H_0: \alpha_2 = 0 \text{ vs } H_0: \alpha_2 \neq 0$		
P valor	$f(1,88) = 13.2888 \notin [0.0513, 3.1012]$		

Fuente: elaboración propia.

* Modelo seleccionado por tener el menor valor de criterios de información.

Pruebas de permanencia estructural

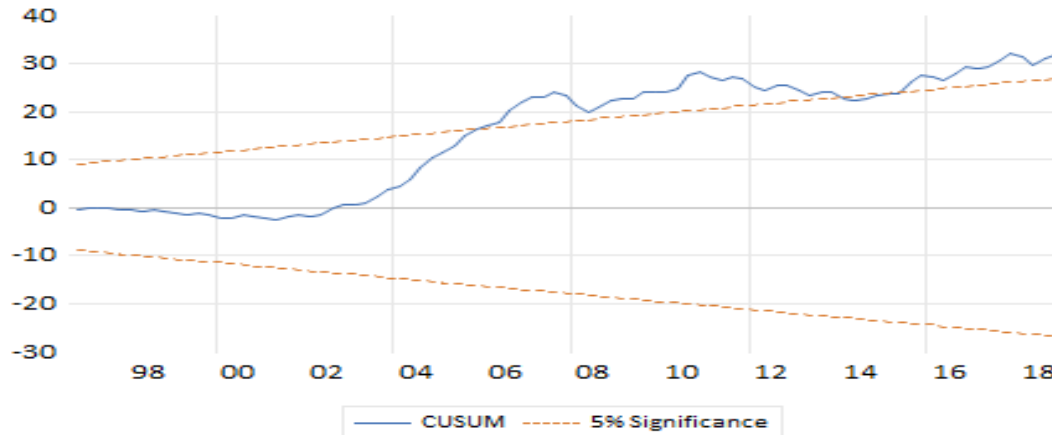
Las pruebas de permanencia estructural se realizan bajo que supuesto que el modelo al que responde una parte de la prueba es diferente al que sigue el resto de la muestra, es decir, si existió un cambio estructural (Pérez & García, 2010). Para evaluar la permanencia estructural es posible utilizar la prueba de Cusum y la prueba de Chow. En general, se desea realizar el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{Permanencia estructural vs } H_1: \text{Cambio estructural}$$

⁷ Regression Equation Specification Error Test por sus siglas en inglés

De acuerdo al grafico I, que corresponde a la prueba de Cusum se determinó que existe un cambio estructural a partir del primer trimestre del año 2005.

Gráfica I
Resultados de prueba de Cusum



Fuente: elaboración propia.

A partir de la información anterior se aplicó la *prueba Breakpoint de Chow*, ya que se contaban con 56 observaciones después del punto de quiebre, en la cual, se obtuvo un p valor de 0.0000, por lo que a un nivel de significancia de 0.05, hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que confirma la existencia de cambio estructural a partir del primer trimestre del año 2005. A partir de la evidencia encontrada en las fuentes de información utilizadas para la construcción del modelo, el cambio estructural se produce como consecuencia de la modificación del régimen cambiario de China, el cual, pasó de ser fijo a flexible en el segundo semestre del año 2005, de acuerdo a los datos de la Reserva Económica Federal -FRED-, por sus siglas en inglés.

Tabla IX
Prueba Breakpoint de Chow

Regresión auxiliar	$y_{t1} = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3}, \quad \forall t = 1, \dots, 36$ $y_{t2} = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3}, \quad \forall t = 37, \dots, 92$
Prueba de hipótesis	H_0 : Permanencia estructural vs H_1 : Cambio estructural
Estadístico de prueba	$f(3,86) = 10.3344 \notin [0.1168, 2.7106]$

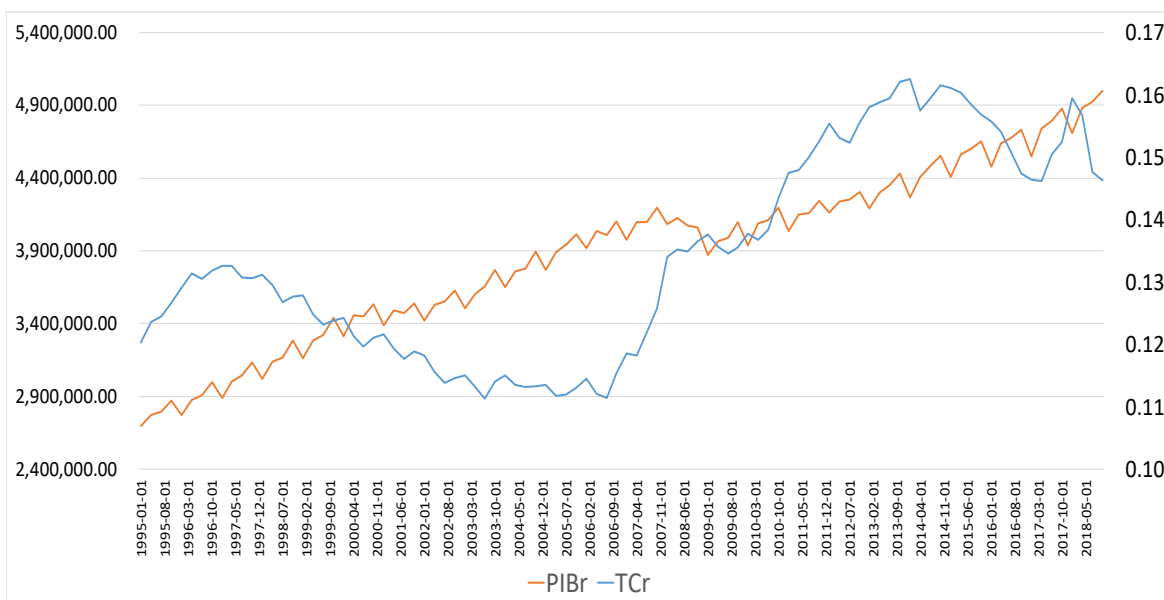
Fuente: elaboración propia.

Pruebas de multicolinealidad

La multicolinealidad significa que existe correlación entre las variables explicativas del modelo. Para comprobar su existencia se puede utilizar el método gráfico, el efecto Theil y la Regla de Klein y la matriz de auto correlaciones.

Al realizar un análisis gráfico de las variables independientes del modelo, es posible observar que no siguen un mismo comportamiento en el tiempo, si bien se evidencian breves periodos donde las trayectorias son similares, en general, el comportamiento de las variables no está relacionado, por lo que es posible concluir que no se está en presencia de multicolinealidad.

Gráfica II
Gráfico de PIBr y TCr en el tiempo



Fuente: elaboración propia.

Otras formas auxiliares de detectar multicolinealidad es a partir del *efecto* R^2 el cual se calcula a partir de la siguiente expresión $R_{TH}^2 = R^2 - \sum_{k=2}^K (R^2 - R_k^2)$, $\forall k = 2, 3$; donde R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión original con todos los regresores y R_k^2 es el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar k

(Galán, y otros, 2016). Cuando $R_{TH}^2 \rightarrow 0$ no hay multicolinealidad, y en el caso contrario puede concluirse que existe un alto grado de ella (Ruiz Galindo, 2019). Para el estudio, el coeficiente obtenido fue de $R_{TH}^2 = 0.481703$, por lo que se cuenta con evidencia estadística suficiente para establecer que existe un grado bajo de correlación⁸ entre las variables $PIBr_{t2}$ y TCr_{t3} .

Tabla X
Efecto Theil

R^2	R_2^2 ($PIBr_{t2}$)	R_3^2 (TCr_{t3})	Coefficiente de Theil	R_{TH}^2
0.973104	0.962357	0.492450	$R_{TH}^2 = R^2 - \sum_{k=2}^K (R^2 - R_k^2), \forall k = 2, 3$	0.481703

Fuente: Elaboración propia

Asimismo, las conclusiones anteriores se pueden contrastar con la regla de Klein, la cual consiste en realizar regresiones auxiliares, mediante las cuales se estima cada una de las variables exógenas, con respecto a cada una de las variables independiente o explicativas. De tal forma que si $R_k^2 > R^2$ existe multicolinealidad en el modelo. (Ruiz Galindo, 2019). Los coeficientes de determinación obtenidos de modelar $PIBr_{t2}$ con respecto de TCr_{t3} ; y de modelar TCr_{t3} a través de $PIBr_{t2}$, sugieren que se cuenta con la suficiente evidencia estadística para determinar que no hay multicolinealidad en el modelo.

Tabla XI
Regla de Klein

R^2	R_2^2 ($PIBr_{t2}$)	R_3^2 (TCr_{t3})	Regla de Klein
0.973104	0.401425	0.401425	$R_k^2 > R^2$ $0.401425 < 0.973104$

Fuente: Elaboración propia

Un método alternativo para detectar multicolinealidad es utilizar la *matriz de correlaciones*, que describe la correlación entre las variables explicativas del

⁸ Se considera que un grado bajo de correlación aquel que se encuentra debajo de 0.80.

modelo. Para el modelo en estudio la correlación entre las variables $PIBr_t$, y TCr_t , resultó ser de 0.6336, la cual es considerada baja, siendo evidencia suficiente para afirmar la inexistencia de multicolinealidad.

Pruebas de Endogeneidad

Las pruebas de endogeneidad permiten identificar si una variable independiente considerada endógena está correlacionada con el término de error. Si lo está, existe el problema de endogeneidad, en cuyo caso deben encontrarse alternativas a MCO; si no lo está, se pueden utilizar MCO (Gujarati, 2003). Se sugieren métodos de estimación en presencia de endogeneidad: el de variables instrumentales y el de mínimos cuadrados bietápicos. Asimismo, para detectarla se utiliza la prueba de Hausman.

En la implementación del *método de variables instrumentales (VI)*, establecemos un instrumento (z_t), que será una variable exógena correlacionada con la variable considerada endógena y no correlacionada con el error del modelo en su forma estructural. Se plantea como variable instrumental del $PIBr_t$ (considerada endógena para el modelo) a la inversión real ($INVR_t$). De acuerdo a los resultados de la prueba de significancia individual para el parámetro de $INVR_t$, con un p valor de 0.0000 a un nivel de significancia de 0.05, se rechaza la hipótesis nula, por lo que es posible afirmar que la variable $INVR_t$ es un instrumento relevante.

Tabla XII
Método de variables instrumentales

Forma estructural	$M_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + \varepsilon_t, \quad \forall t = 1, \dots, 92$
Forma reducida	$PIBr_t = \pi_1 + \pi_2 TCr_t + \pi_3 INVR_t + v_t, \quad \forall t = 1, \dots, 92$
Prueba de hipótesis para π_3	$H_0: \pi_3 = 0$ vs $H_1: \pi_3 \neq 0$
Estadístico de prueba para π_3	$ \tau = 14.3818 > 1.9869$

Fuente: elaboración propia.

Una vez establecido que $INVr_t$ es una variable instrumental para la variable que se considera endógena en el modelo, se realizó la *prueba de Hausman*, que verifica el siguiente contraste de hipótesis,

$$H_0: \text{Exogeneidad vs } H_1: \text{Endogeneidad}$$

De acuerdo a los resultados de la prueba con un p valor de 0.2918 a un nivel de significancia de 0.05, hay evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula, lo que sugiere que la variable $PIBr_t$ es exógena.

Tabla XIII
Prueba de Hausman

Regresión auxiliar	$M_t = \beta_1 + \beta_2 PIBr_{t2} + \beta_3 TCr_{t3} + \gamma \hat{v}_t + e_t \forall t = 1, \dots, T,$
Prueba de hipótesis para γ	$H_0: \gamma = 0 \text{ vs } H_1: \gamma \neq 0$
Estadístico de prueba para γ	$ \tau = 1.0604 < 1.9873$

Fuente: elaboración propia.

Aplicación del método Mínimos cuadrados Bietápicos (MC2E)

Para poder aplicar el procedimiento MC2E se supondrá que la variable $PIBr_t$ es endógena para el modelo que deseamos estimar, por lo que sería necesario recurrir al método MC2E, consistente en dos etapas; la primera, desarrollada en la sección anterior, donde se estableció que $INVr_t$ es un instrumento relevante (variable instrumental correlacionada con la variable considerada endógena y no correlacionada con el error) para $PIBr_t$, y una segunda etapa donde se estima por MCO los parámetros poblacionales del modelo.

De acuerdo a los resultados de las pruebas de significancia para MC2E los parámetros estimados son significativos tanto de manera individual, como de manera conjunta, asimismo, a partir de los resultados de las pruebas de diagnóstico para MC2E se puede concluir la presencia de homoscedasticidad, autocorrelación, normalidad de los errores y cambio estructural.

Tabla XIV
Resultados de pruebas de significancia y diagnóstico para MC2E

Tipo de prueba	Prueba Realizada	Estadístico de Prueba	P-valor	Decisión sobre H_0
Significancia	Individual	$ \tau = 33.5841 > 1.9869$	0.0000	Rechazar
		$ \tau = 5.9377 > 1.9869$	0.0000	Rechazar
	Conjunta	$f(2,89) = 1,375.04$ $\notin [0.0513, 3.0976]$	0.0000	Rechazar
Heterocedasticidad	White sin términos cruzados	$f(2,89) = 0.254963$	0.7755	No rechazar
	Breusch, Pagan y Godfrey	$f(2,89) = 0.3501$	0.7056	No rechazar
	Glejser	$f(2,89) = 0.62089$	0.5398	No rechazar
Autocorrelación	Durbin-Watson ⁹	$DW = 1.1688 < 1.602$	N/A	Rechazar
	Breusch-Godfrey ¹⁰	$f(3,86) = 4.2123$	0.0018	Rechazar
Normalidad	Jarque-Bera	$JB = 0.1666$	0.9201	No rechazar
Permanencia estructural	Breakpoint de Chow	$f(3,86) = 9.4558$	0.0000	Rechazar

Fuente: Elaboración propia.

V Re especificación

Luego de realizadas las pruebas del apartado IV, se determinó que los parámetros calculados son estadísticamente significativos de forma individual y de manera conjunta, por su parte, el modelo, superó las evaluaciones para detectar heterocedasticidad, normalidad, multicolinealidad y endogeneidad, no así, para autocorrelación, especificación correcta y permanencia estructural.

V.1 Planteamiento del modelo re especificado

Para corregir las inconsistencias descritas anteriormente, se planteó el rezago de la variable renta interna real ($PIBr$) un trimestre y el tipo de cambio real (TCr) cuatro trimestres, esto permite resolver el problema de autocorrelación. Se decide omitir la relación de $PIBr$ en el período t , pues se considera que el impacto del cambio en $PIBr_t$ sucede en M_{t+1} . Más adelante se fundamenta la imposibilidad de

⁹ El valor presentado dL indica el punto crítico al nivel de significancia del 5% que da evidencia de autocorrelación.

¹⁰ De acuerdo a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, se determina que el mejor modelo a utilizar para el análisis de autocorrelación es el orden $q = 3$.

corregir en el modelo el cambio estructural. El modelo reespecificado es el que sigue,

$$\hat{M}_t = -210,815.2 + 0.061127PIBr_{(t-1)2} + 318,934.9TCr_{(t-4)3} \quad \forall t = 1, \dots, T, \quad (5)$$

V.2 Evaluación económica

Observarse que en (5) $\hat{\beta}_2 = 0.061127$ y $\hat{\beta}_3 = 318,934.9$ tienen signo positivo, tal como lo indica la forma funcional de M_t descrita con anterioridad. Un aumento de la renta interna, $PIBr$, provoca un aumento de las importaciones. Una subida del tipo de cambio real, TCr , provoca un aumento de las importaciones, M_t .

V.3 Evaluación econométrica

V.3.1 Pruebas de significancia individual y conjunta

De acuerdo a los resultados del modelo reespecificado es posible afirmar los parámetros del modelo son estadísticamente significativos.

Tabla XV
Prueba de significancia individual y conjunta

Prueba de hipótesis	Estadístico de prueba
Significancia individual para β_2	$ \tau = 27.7933 > 1.9869$
Significancia individual para β_3	$ \tau = 4.3237 > 1.9869$
Significancia conjunta	$f(2,89) = 757.75 \notin [0.0513, 3.0976]$

Fuente: elaboración propia.

V.3.2 Pruebas de Diagnóstico

Luego de aplicar las transformaciones descritas al modelo y de realizar las pruebas diagnóstico correspondientes en el apartado IV.3.2, fue posible determinar la presencia de homoscedasticidad, no autocorrelación y normalidad en los errores, así como especificación incorrecta y cambio estructural.

Tabla XVI
Pruebas de diagnóstico para el modelo reespecificado

Tipo de prueba	Prueba Realizada	Estadístico de Prueba	P-valor	Decisión sobre H_0
Heterocedasticidad	White sin términos cruzados	$f(2,89) = 1.2514$	0.2911	No rechazar
	Breusch, Pagan y Godfrey	$f(2,89) = 1.2179$	0.3007	No rechazar
	Glejser	$f(2,89) = 1.3177$	0.2729	No rechazar
Autocorrelación	Durbin-Watson	$DW = 1.7050$ $\in (1.602, 1.732)$	N/A	No es concluyente
	Breusch-Godfrey ¹¹	$f(1,88) = 2.6212$	0.0785	No rechazar
Normalidad	Jarque-Bera	$JB = 5.9873$	0.0501	No rechazar
Especificación correcta	RESET ¹²	$f(2,87) = 7.748.6$	0.0008	Rechazar
Permanencia estructural	Breakpoint de Chow	$f(3,86) = 8.078282$	0.0001	Rechazar

Fuente: Elaboración propia.

VI Modelo Final

Como se estableció con anterioridad, el MGRL que mejor ajusta el comportamiento de las importaciones como variable dependiente de la renta interna real ($PIBr$) y el tipo de cambio real (TCr) es,

$$\hat{M}_t = -210,815.2 + 0.061127PIBr_{(t-1)2} + 318,934.9TCr_{(t-4)3} \quad \forall t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

El parámetro β_2 indica la propensión marginal a importar, es decir, que al analizar el estimador, de la renta total, el país destina un 6.11%¹³ al consumo de bienes importados. Por otra parte, el parámetro β_3 , indica el cambio en la demanda como consecuencia de la variación en el nivel del tipo de cambio real; el estimador indica

¹¹ De acuerdo a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, se determina que el mejor modelo a utilizar para el análisis de autocorrelación es el orden $q = 2$.

¹² De acuerdo a los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, se determina que el mejor modelo a utilizar para el análisis de especificación correcta del modelo es el de potencias de orden $m = 3$.

¹³ Para 2018, las importaciones reales representaron un 2.7% del PIB real.

un incremento de un dólar \$ en el tipo de cambio real incrementa la demanda de importaciones en 318,934.9 miles de millones dólares.

De acuerdo a las pruebas aplicadas, fue posible establecer la relación directa entre las variables explicativas y la variable dependiente, pues las mismas resultaron ser significativas y satisfacer los supuestos de Gauss Markov, sin embargo, de acuerdo a las transformaciones realizadas a las variables exógenas, los cambios en las importaciones derivado de cambios en la renta interna no suceden de manera inmediata, sino, hasta un período después, mientras que los efectos de una variación del tipo de cambio son observables en la economía a posteriori 4 períodos.

VII Conclusiones

1. Existe una relación positiva entre la variable dependiente y las variables explicativas del modelo, cumpliéndose lo que indica la teoría económica; las importaciones que Estados Unidos realiza de China se incrementan cuando su ingreso y el tipo de real lo hacen.
2. Las variables propuestas para evaluar el comportamiento de las importaciones fueron estadísticamente significativas de manera individual y conjunta.
3. De los supuestos del componente determinístico evaluados se satisfacen, el supuesto de tamaño de la muestra; el supuesto de linealidad en los parámetros; independencia lineal de las variables explicativas, sin embargo, no se cumplen los supuestos de especificación correcta y permanencia estructural.
4. El modelo de regresión propuesto, satisface los cuatro supuestos de Gauss Markov para el componente estocástico.

Bibliografía

- Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía*. Madrid: Pearson Educación.
- Galán, J., Feregrino, J., Ruiz, L., Quintana, L., Mendoza, M., & Rosales, R. (2016). *Econometría Aplicada Utilizando R*. México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Gujarati, D. (2003). *Econometría*. Mexico, D.F.: McGraw Hill.
- Murillo, C., & Gonzales, B. (2000). *Manual de Econometría*. Las Palmas de la Gran Canaria: Universidad de las Palmas.
- Pérez, B., & García, M. (2010). Análisis del cambio estructural en el modelo de regresión lineal. *Revista de Matemática: Teoría y Aplicaciones*, 159-178.
- Ramirez, G. (2005). *Introducción a la Econometría*. Ciudad Juarez: Universidad Autónoma de Ciudad Juarez.
- Rodriguez, D. E., & Gonzales, G. J. (2019). *Principios de Econometría*. Medellin: Instituto Tecnológico Metropolitano.
- Ruiz Galindo, L. (2019). Notas de clase Econometría I. Guatemala.
- Wooldridge, J. (2013). *Introducción a la Econometría*. México, D.F.: Cengage Learning.