

ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA MEXICANA DE IMPORTACIONES

José Romero Tellaache

El Colegio de México

Rodrigo Aliphath Rodríguez

UNAM

octubre de 2019

ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA MEXICANA DE IMPORTACIONES

José Antonio Romero Tellaeche – El Colegio de México

Rodrigo Aliphath Rodríguez - UNAM

Resumen

La estimación de la demanda de importaciones proporciona direcciones de política importantes, como la sensibilidad de la demanda de importaciones a cambios en los ingresos y precios relativos. Este documento se ocupa de la estimación de la demanda de importaciones totales. La estimación de la función de demanda de importaciones se estima utilizando un modelo VEC (Vector Error Correction Model) considerando las variables PIB y tipo de cambio real. Además del cálculo de elasticidades, se estima la propensión para importar respecto del ingreso. Se concluye que un incremento de un peso del PIB mexicano lleva a un aumento de 0.63 pesos de las importaciones mexicanas. Este resultado tiene implicaciones importantes sobre los límites de efectividad de la política económica y para señalar a necesidad de un cambio en la estructura económica nacional.

Abstract

The estimation of import demand provides important information for public policies, such as the sensibility for changes either in income or relative prices respect total imports. This paper makes a Vector Error Correction Model (VEC) to estimate import elasticities of income, real prices and imports propensity related to national income. Total imports are a dependent variable while GDP and real exchange rate are independent variables. The principal conclusion is that an increase of 1 peso in Mexican GDP leads to an increase of 0.63 pesos in Mexican imports. This result has important implications on the limits of economic policy, and to indicate the need for a change in the national economic structure.

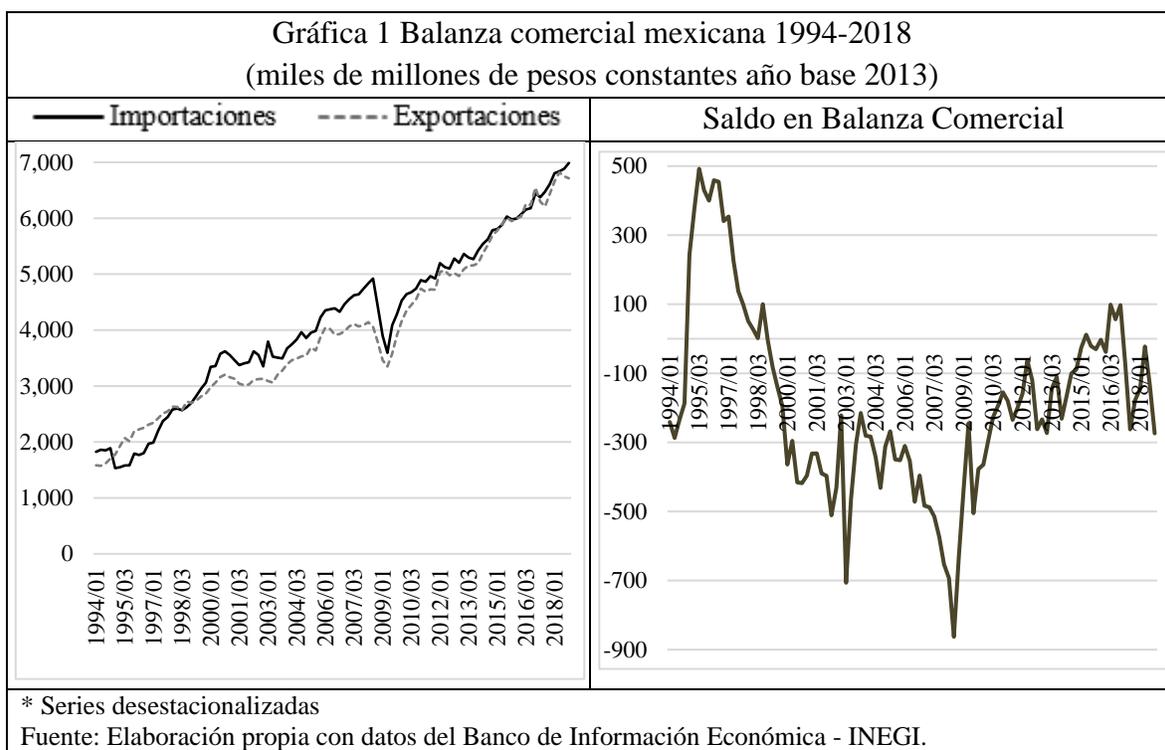
Palabras claves: Importaciones, VEC, elasticidades.

Key words: Imports, VEC, elasticity

JEL Clasificación: F02, F14, F15.

I. Introducción

La apertura comercial de México iniciada hace 36 años se tradujo en un nivel de importaciones equivalente al 30% del PIB. Este alto nivel de importaciones implica que gran parte del consumo, de la inversión, de las exportaciones y del gasto público se filtra al exterior. Estas filtraciones de gasto hacia el exterior ejercen una fuerte presión sobre los déficits comerciales, utilización de divisas e impacto sobre el crecimiento económico. Si las políticas de liberalización comercial inducen a un crecimiento más rápido de las importaciones que de las exportaciones, entonces la apertura puede afectar negativamente la balanza de pagos del país, agravando su dependencia con el exterior. En la gráfica 1 se observa la permanencia de déficits comerciales por lo menos desde la entrada en vigor del TLCAN.



Para un nivel dado de exportaciones \bar{X} y una propensión marginal a importar m , el total de importaciones está dado por $mY = M$, donde Y representa el producto interno bruto. El nivel de la balanza comercial viene dado por $BC = \bar{X} - M = \bar{X} - mY$. El nivel de ingreso máximo compatible con equilibrio en la balanza comercial es \bar{Y} , o bien $m\bar{Y} = \bar{X}$ esta expresión presentada como $Y = \bar{X}/m$ se conoce como la ley de Thirlwall.

La restricción de equilibrio de balanza comercial puede ser relajada para permitir flujos de capital (ver Thirlwall y Hussein, 1982), pero la esencia es que el crecimiento está limitado por los requerimientos de importaciones.

Otra forma de ver la importancia de la propensión a importar es el observar los efectos de la inversión, gastos de gobierno, exportaciones, etc. sobre el crecimiento económico y la balanza comercial. El efecto multiplicador de un incremento de gasto autónomo sobre el ingreso en una economía pequeña y abierta, tanto al mercado de bienes como de capitales (donde la tasa de interés es exógena) viene dado por $\Delta Y = \frac{1}{s+m} \Delta G$ y el efecto sobre la balanza comercial por $\Delta BC = -\frac{m}{s+m} \Delta G$. Por lo que el cálculo del valor de m para evaluar el impacto de las políticas económicas es fundamental.

Desde el punto de vista político, para poder llevar a cabo un cambio en la estrategia de crecimiento es menester tener soberanía económica y para lograrla es necesario reducir el déficit en cuenta corriente. Reduciendo los déficits en cuenta corriente o logrando superávits, disminuye la tasa de crecimiento del endeudamiento externo o bien se reduce. Con esto aumenta la confianza en la capacidad de pago del gobierno y las empresas privadas, se reduce el riesgo país, se reduce la importancia del juicio de las calificadoras, evita salidas de capital, ciclos de devaluación-inflación y contracción económica. Con todo esto se logra independencia política y económica para poder plantear estrategias de crecimiento diferentes a las seguidas hasta ahora.

Dada la influencia adversa que pueden tener las importaciones desmedidas, sobre el crecimiento económico, especialmente en los países en desarrollo como México, es muy importante cuantificar correctamente la elasticidad de la demanda de importaciones y la propensión a importar. De acuerdo con Santos-Paulino (2002), el poder identificar las principales variables que afectan el comportamiento de las importaciones puede ayudar a los responsables de la política económica a diseñar y evaluar la sostenibilidad de una estrategia económica.

La estimación de la demanda de importaciones proporciona direcciones de política importantes, como la sensibilidad de la demanda de importaciones a cambios en los ingresos y precios relativos. Este documento se ocupa de la estimación de la demanda de

importaciones totales.¹ La estimación de la función de demanda de importaciones se estima utilizando un modelo VEC (Vector Error Correction Model). En la sección II se hace una revisión de estimaciones anteriores de la demanda tanto para México como otras economías empleando; la sección III presenta el modelo teórico de la función de demanda de importaciones, la sección IV describe las variables empleadas en modelo (Importaciones, PIB y tipo de cambio real), en la sección V se encuentra la estimación del modelo, las pruebas realizadas y los resultados obtenidos; por último, en la sección VI se presentan las conclusiones del documento, se confirma la relación de largo plazo de las importaciones respecto al PIB y TCR, los signos obtenidos son de acuerdo a la teoría y confirman los resultados obtenidos por otros autores. Se encuentra que la propensión a importar es de 0.63 la elasticidad importaciones-ingreso es de 2.03, es decir, un incremento de PIB mexicano lleva a un aumento superior de las importaciones mexicanas.

II. Algunos trabajos anteriores

Utilizando un modelo de ajuste parcial, Moazzami y Wong (1988) estimaron una ecuación de demanda de importaciones para China, con datos anuales para el período 1970 a 1986. Encontraron que la condición Marshall-Lerner se satisfacía en el largo plazo, pero no en el corto plazo. En el corto plazo, la depreciación de la moneda resultó ser un medio ineficaz de reducir el déficit comercial. Estos autores concluyen que controlar el déficit comercial en el largo plazo, es solo factible únicamente mediante una desaceleración del crecimiento económico.

Senhadji (1998) calcula las ecuaciones estructurales de demanda de importación de 66 países utilizando los estimadores FMOLS y OLS de Phillips y Hansen (1990). El estimado de largo plazo de las elasticidades precio e ingreso (FMOLS) para China fueron de 0.39 (insignificante en un nivel de significancia de 10%) y 2.12, respectivamente; sin embargo, estas estimaciones no fueron confiables, ya que el estudio no encontró ninguna relación de largo plazo para la ecuación de demanda de importaciones de China. El hallazgo de no

¹ En el caso mexicano, el principal componente de las importaciones son los bienes intermedios que representaron en 2017 el 78.8% del total (Presidencia de la República, 2018). Lo que justifica una estimación especial de la demanda de importaciones de bienes intermedios, la cual hacemos en otro trabajo.

cointegración durante el período (1960-1993) indicó que el comportamiento de la demanda de importación de China era muy inestable.

Tang (2003) estima la demanda de importaciones de China usando el enfoque de las pruebas de límites de cointegración. En el largo plazo encuentra que las exportaciones tuvieron la mayor correlación con las importaciones (0.51), seguida del gasto de inversión (0.40) y los gastos de consumo final (0.17). La variable precio relativo apareció con un coeficiente de -0.6 , lo que implica que un aumento de 1% en los precios relativos provoca una caída de 0.6% en la demanda de importaciones.

Narayan y Narayan (2010) estimaron las funciones de importación y exportación de la isla Mauricio y Sudáfrica. Utilizaron las pruebas de límites de cointegración y encontraron evidencia de una relación de largo plazo entre la demanda de importaciones, los ingresos y los precios, para ambos países. La elasticidad de largo plazo reveló que el ingreso interno y los precios relativos tenían un efecto significativo sobre la demanda de importación de ambos países.

Bahmani-Oskooee y Harvey (2011) analizaron el impacto de la volatilidad cambiaria en los flujos comerciales de Malasia. Desagregaron los datos de comercio por industria y analizaron la experiencia de 101 industrias exportadoras de Estados Unidos a Malasia y la experiencia de 11 industrias importadoras de EUA de productos de Malasia. Encuentran que la volatilidad cambiaria parece significativa a corto plazo en los flujos comerciales en la mayoría de las industrias, el efecto de corto plazo sólo se traduce en efectos de largo plazo en un número limitado de industrias menores.

Yi-Hsien y Jun-De (2012) incluyen la percepción de riesgo global en la demanda de importación de China. Los resultados empíricos muestran que las importaciones están cointegradas con la actividad económica interna, tipo de cambio efectivo real y percepción de riesgo global. Se encuentra que el ingreso nacional tiene un efecto significativo y positivo sobre las importaciones. El tipo de cambio efectivo real muestra coeficientes negativos, lo que sugiere que una disminución en la competitividad externa (apreciación) disminuirá el nivel de importaciones en el caso de China. Una de las razones para esto puede ser el de medidas antidumping ligadas a algunos artículos de importación.

Para el caso de México Reinhart (1995) estima las ecuaciones de importaciones y exportaciones para varios países de África, Asia y América Latina. La autora proporciona evidencia de que las series de importaciones, exportaciones, ingreso de México, ingreso de los socios comerciales de México y precios relativos de las importaciones y de las exportaciones del país son consistentes con procesos $I(1)$ y que, según el caso, se encuentra evidencia de cointegración. En su análisis para México, Senhadji (1998) caracteriza a las importaciones, ingreso del país y precio relativo de las importaciones como variables $I(1)$; sin embargo, a diferencia de Reinhart (1995), no encuentra evidencia de cointegración.

Galindo y Cardera (1999) estiman la ecuación de importaciones de México y analizan si ésta exhibe o no estabilidad estructural a lo largo del periodo 1983-1995. Los autores encuentran evidencia de que, en el periodo mencionado, el precio relativo de las importaciones puede ser caracterizado como un proceso $I(0)$, mientras que las importaciones e ingreso de México pueden ser caracterizadas como procesos $I(1)$. Asimismo, encuentran dos relaciones de cointegración en la ecuación de importaciones y determinan que aquella asociada al mayor *eigenvalue* no muestra inestabilidad estructural.

Bahmani-Oskooee y Hegerty (2009) estiman las ecuaciones de importaciones y exportaciones de México para el periodo 1962-2004. Además de los regresores clásicos indicados por el modelo de sustitutos, se incorporan dos variables dicotómicas permanentes: una para la adhesión del país al Acuerdo General sobre los Aranceles Aduaneros y el Comercio (AGAAC) y otra para la adhesión al TLCAN. Estiman y prueban la existencia de la relación de cointegración respectiva entre las variables con el método RDAR. Los autores encuentran una relación de cointegración tanto en el caso de las exportaciones como de las importaciones. Además, encuentran que las variables dicotómicas permanentes son estadísticamente significativas, lo cual sugiere posibles cambios en el comportamiento de los flujos de comercio en respuesta a los tratados de comercio mencionados.

Romero (2014) estima la ecuación de importaciones de México para el periodo 1940-2009; concluye que las series de la ecuación de importaciones para este país pueden caracterizarse como procesos $I(1)$ y obtiene como resultado de la prueba de cointegración la existencia de dos relaciones de integración para la ecuación de importaciones. Posteriormente, el autor realiza una prueba para detectar cambio estructural en la ecuación de importaciones.

Encuentra un punto de quiebre en el TLCAN año 1988 y estima la ecuación de integración para dos sub-muestras: 1960-1982 y 1989-2009.

Cermeño y Rivera Ponce (2016) analizan los flujos de comercio internacional de México durante el periodo de vigencia del TLCAN. Las ecuaciones de importaciones y exportaciones se basan en el modelo de bienes sustitutos imperfectos y son estimadas utilizando el enfoque de cointegración, con datos mensuales para el periodo 1994-2014. Los autores encuentran que entre las variables existe una relación de cointegración para cada ecuación de comercio. En ambos casos, las elasticidades precio e ingreso de largo plazo estimadas son significativas y sus signos son consistentes con la teoría económica. Por otra parte, las importaciones mexicanas son elásticas respecto al producto, lo cual es indicativo de la alta dependencia de insumos importados de la actividad económica mexicana.

III. El Modelo.

A partir del trabajo de Leamer y Stern (1970) sobre la estimación de las elasticidades ingreso y precio de la demanda agregada de importaciones, se han publicado muchos estudios empíricos en los que se han examinado los determinantes de la demanda de importaciones y se han estimado funciones de demanda de importaciones (Khan, 1974; Sarmad, 1988 y 1989; Moran, 1989; Shilpi, 1990; Emran y Shilpi, 1996; Siddique, 1997, Kotan y Saygih, 1999; Loria, 2001; Lind, Marchal y Masón, 2005; Ho, 2004; Dash, 2005, y Dutta y Ahmed, 2001, entre otros). Un problema general que enfrentan los investigadores es la elección de la forma de la función de demanda para estimar los modelos de demanda agregada de importaciones. La teoría del comercio internacional no da muchas pistas acerca de la forma apropiada de especificación, ni de la estimación de las ecuaciones de demanda de importaciones. Dos de las formas funcionales más usadas son la lineal y la logarítmica.

Siguiendo a Leamer y Stern (1970), es posible especificar la ecuación de demanda de importaciones, la cual relaciona la cantidad demandada de importaciones con el ingreso, el precio de las importaciones y el precio de sustitutos nacionales. La ecuación de demanda de importaciones en el tiempo t es la siguiente.

$$M_t = f(Y_t^d, P_t^m, P_t^n) \quad (1)$$

siendo M_t la cantidad demandada de importaciones, Y_t^d el ingreso monetario nacional, P_t^m el nivel de precios de las importaciones, y P_t^n el precio de los bienes nacionales. La función de demanda ordinaria marshalliana señala que la ecuación 1 es homogénea de grado cero en precios e ingreso, lo que implica la ausencia de ilusión monetaria y permite expresar la demanda de importaciones en función del ingreso real y de precios relativos. Por lo tanto, la función restringida se expresa en función del ingreso real y de precios relativos como sigue:

$$M_t = g(Y_t, R_t) \quad (2)$$

siendo $Y_t = Y_t^d/P_t^n$ el ingreso real nacional, y $R_t = P_t^m/P_t^n$ el cociente del precio de las importaciones entre el precio de los bienes nacionales (expresados en la misma moneda). Tal demanda de importaciones, implícitamente, impone la restricción de que el efecto de los dos precios sobre la demanda es igual, pero con signo contrario. La formulación lineal de la demanda agregada de importaciones se expresa como sigue.

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 R_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

siendo α_0 el término constante en la regresión, α_1 , la propensión marginal a importar, α_2 el coeficiente de las importaciones a precios relativos y un término aleatorio independiente e idénticamente distribuido (iid). De acuerdo con la teoría económica, se espera que $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 < 0$. Sin embargo, Goldstein y Khan (1976) argumentaron que si las importaciones representan la diferencia entre el consumo y la producción nacionales puede ocurrir que la producción crezca más rápido (más lentamente) que el consumo en respuesta a un incremento en el ingreso real. Por lo tanto, las importaciones pueden disminuir (incrementarse) conforme el ingreso real aumente, resultando el coeficiente α_1 con signo negativo (positivo). Mediante logaritmos, la demanda de importaciones se escribe como sigue.

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln R_t + u_t \quad (4)$$

donde \ln representa el logaritmo natural y u_t es el término de error. De acuerdo con la teoría económica, se espera que $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$; aunque β_1 puede ser negativo.

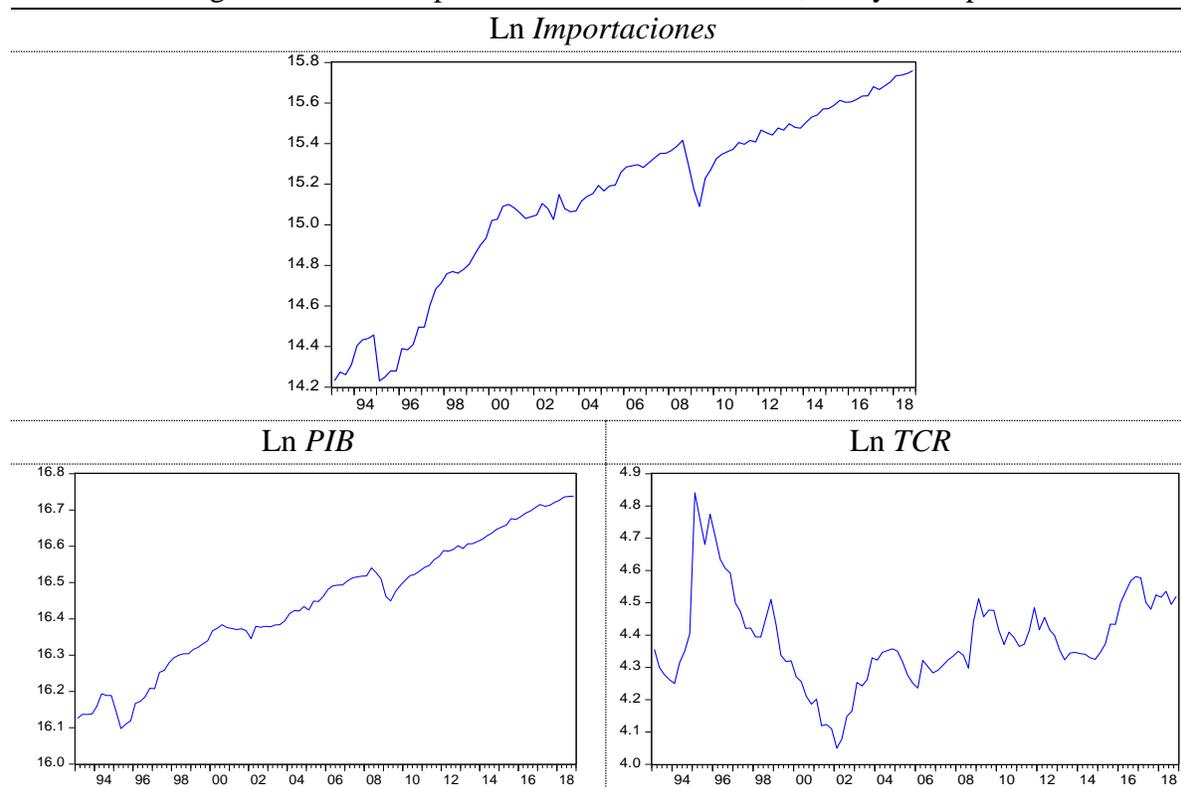
En investigaciones anteriores, por ejemplo, Khan y Ross (1977); Cuddy y O'Muircheartaigh (1980) y Doroodian, Koshal y Al-Muhanna (1994) se ha argumentado que la especificación de la forma logarítmica es preferible cuando se estiman funciones de demanda de importaciones, dado que estas formas de estimación permiten interpretar los coeficientes

como elasticidades de la variable dependiente con respecto a la variable independiente. También es útil esta formulación porque permite mitigar el problema de heterocedasticidad.

IV. La Base de Datos

Los datos utilizados son series trimestrales del periodo 1993Q1-2018Q4 de importaciones totales reales de México (M), del PIB real de México (Y), del tipo de cambio real (R); todas las series expresadas en pesos de 2013. El tipo de cambio real se obtuvo directamente del Sistema de Información Económica de Banco de México con respecto a 111 países. Las series trimestrales para importaciones y PIB se obtuvieron del Banco de Información Económica de INEGI. Las series se desestacionalizaron siguiendo el método de ajuste estacional *Census X-13* (Shiskin, Young, y Musgrave, 1967) siguiendo los lineamientos de Monsell, Lytras, y Findley (2013). En la gráfica 2 se muestran las variables empleadas a precios constantes y desestacionalizadas.

Gráfica 2. Logaritmo de las Importaciones de bienes totales, PIB y TCR para 1993-2018



Nota: Variables a precios constantes año base 2013 - destacionalizadas

Fuente. Elaboración propia con datos del BIE – INEGI y SIE – BANXICO

V. Estimación del Modelo

En los cuadros 1 y 2 se presenta el test de raíces unitarias empleando la prueba Phillips-Perron, óptima para muestras cercanas y superiores a cien observaciones, se concluye que las cuatro series tienen el mismo nivel de integración en I(1) por lo que es posible continuar con la estimación del modelo.

Cuadro 1 Prueba de raíces unitarias *Phillips-Perron*

Variables	En niveles		
	Intercepto	Con tend e inter	Sin tend e inter
Ln <i>MI</i>	-1.7494	-2.1335	3.6074
Ln <i>PIB</i>	-0.7217	-2.6717	4.5437
Ln <i>TCR</i>	-2.4165	-2.4412	0.1740

Nota: Los valores críticos de la prueba Phillip-Perron con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia de 1 % 5 % y 10 % son respectivamente: -3.4950, -2.8897, -2.5818; -4.049586, -3.454032, -3.152652; -2.5876, -1.9439, -1.6146.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2 Prueba de raíces unitarias *Phillips-Perron*

Variables	Primeras diferencias		
	Intercepto	Con tend e inter	Sin tend e inter
Ln <i>MI</i>	-9.6377	-9.8636	-8.8435
Ln <i>PIB</i>	-8.5290	-8.5174	-7.4904
Ln <i>TCR</i>	-9.7182	-9.6718	-9.7559

Nota: Los valores críticos de la prueba Phillips-Perron con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia de 1 % 5 % y 10 % son respectivamente: -3.495677, -2.890037, -2.582041; -4.0505, -3.4544, -3.1529; -2.5878, -1.9440, -1.6146.

Fuente: Elaboración propia

El siguiente paso, después de concluir que las series son de orden I(1), es determinar la existencia de una relación estable entre ellas, para lo cual se emplea la técnica de cointegración multivariada de Johansen y Juselius (1990). Como paso previo se requiere estimar, empleando las series ya mencionadas, un modelo VAR no restringido para determinar el número de rezagos óptimos (véase cuadro 3).

Cuadro 3. VAR Criterio de selección de rezagos

Variables endógenas: LM LPIB LTCR				Muestra: 1993Q1 2018Q4		
Variables exógenas: <i>Constante</i>				Observaciones: 96		
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	270.9894	NA	7.55e-07	-5.583113	-5.502978	-5.550721
1	621.2853	671.4003	6.17e-10	-12.69344	-12.37290*	-12.56387

2	639.3910	33.57107	5.10e-10	-12.88315	-12.32219	-12.65640*
3	645.6928	11.29067	5.41e-10	-12.82693	-12.02557	-12.50301
4	657.6268	20.63587*	5.10e-10*	-12.88806	-11.84629	-12.46696
5	666.5630	14.89366	5.13e-10	-12.88673	-11.60455	-12.36845
6	675.8426	14.88615	5.13e-10	-12.89256*	-11.36997	-12.27710
7	679.7899	6.085289	5.75e-10	-12.78729	-11.02430	-12.07466
8	682.2250	3.601943	6.68e-10	-12.65052	-10.64712	-11.84071

* Indica el número de rezagos seleccionados para cada criterio

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Fuente: Elaboración propia

La prueba LR, FPE y AIC sugieren cuatro rezagos, SC solo uno y HQ dos rezagos; por tener una muestra de 96 observaciones según Asghar, *et al.* (2007) se emplea el resultado de la prueba Hannan-Quinn que indica estimar el modelo con dos rezagos. El siguiente paso consiste aplicar la prueba de Johansen-Juselius, para estadístico de traza y máximo valor propio, considerando dos rezagos. Al tomar como referencia los valores críticos de Osterwald-Lennum (1992) se rechaza la hipótesis nula de no cointegración y se concluye la presencia de al menos una ecuación de cointegración (véase cuadro 4).

Cuadro 4. Prueba de Johansen-Juselius de cointegración

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hipótesis No. de CE(s)	Valor propio	Estadístico traza	Valor Crítico 0.05	Prob.**
None *	0.2011	30.0695	29.7970	0.0465
At most 1	0.0698	7.3914	15.4947	0.5326
At most 2	0.0007	0.0802	3.8414	0.7769
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hipótesis No. de CE(s)	Valor propio	Estadístico máximo valor propio	Valor Crítico 0.05	Prob.**
None *	0.201115	22.67841	21.13162	0.0301
At most 1	0.069830	7.311179	14.26460	0.4530
At most 2	0.000794	0.080259	3.841466	0.7769

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de confianza de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fuente: Elaboración propia

Los resultados de las pruebas sobre raíces unitarias y cointegración justifican elaborar un modelo de corrección de errores (VEC); este modelo combina las propiedades de las

relaciones económicas a corto plazo con la información de datos a largo plazo. La forma convencional de un modelo VEC se presenta en la ecuación 5:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^N \delta_{1,i} \Delta x_{1,t-i} + \dots + \sum_{i=1}^N \delta_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + \sum_{i=1}^M \theta_i D_i + \varphi Z_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Donde y es la variable dependiente en la primera ecuación del modelo VEC; $x_{t,i}$, $i=1, \dots, 4$ son variables que aparecen como dependientes en otras ecuaciones del modelo pero independientes en la primera ecuación, D_i las variables exógenas al modelo y Z_{t-1} es el valor residual de la ecuación de cointegración. El término de corrección de errores (φ) se relaciona con la desviación del último periodo de equilibrio de largo plazo (error) e influye en la dinámica de corto plazo de la variable dependiente, es decir, el coeficiente mide la velocidad en que y vuelve a la normalidad después de un cambio de las variables independientes.

La estimación del modelo VEC se realizó tomando como referencia la ecuación 5, la cual se estimó con base en lo expresado en la ecuación 6 y los coeficientes obtenidos considerando dos rezagos.

$$\begin{aligned} D(LM) = & C(1) * (LM(-1) - 2.2139 * LPIB(-1) + 0.2364 * LTCCR(-1) + 20.2402) + C(2) * D(LM(-1)) + \\ & C(3) * D(LM(-2)) + C(4) * D(LPIB(-1)) + C(5) * D(LPIB(-2)) + C(6) * D(LTCCR(-1)) + \\ & (7) * D(LTCCR(-2)) + C(8) + C(9) * D1 + C(10) * D2 + C(11) * D3 + C(12) * D4 + C(13) * D5 \\ & + C(14) * D6 + C(15) * D7 + C(16) * D8 \end{aligned} \quad (6)$$

Los resultados de la ecuación estimada (6) se muestran en el cuadro 5.² El valor de R^2 es 0.72, por encima de 0.50, lo que indica un buen ajuste; el valor del coeficiente de corrección de errores (φ) es -0.190749, (0.049), [-3.8886], tiene el signo esperado, es significativo y se interpreta que el modelo regresa al nivel de equilibrio a una tasa del del 19 % por trimestre.

Cuadro 5. Estimación de la ecuación del modelo VEC

Método: Mínimos cuadrados (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
Variable dependiente: D(LM)		Muestra (ajustada): 1993Q4 2018Q4		
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C(1)	-0.190749	0.049053	-3.888607	0.0002
C(2)	0.085843	0.110931	0.773839	0.4412
C(3)	0.034308	0.103328	0.332027	0.7407
C(4)	-0.178039	0.332527	-0.535413	0.5938
C(5)	0.048479	0.292793	0.165574	0.8689
C(6)	-0.067473	0.055394	-1.218051	0.2266

² Para lograr normalidad se emplearon ocho variables *dummy*: D1:1995Q1, D2:1996Q1, D3:1997Q2, D4:2000Q1, D5:2003Q1, D6:2008Q4, D7:2009Q1, D8:2009Q3.

C(7)	-0.056640	0.053991	-1.049064	0.2971
C(8)	0.014292	0.003520	4.059820	0.0001
C(9)	-0.256323	0.028164	-9.101152	0.0000
C(10)	0.090310	0.027759	3.253289	0.0016
C(11)	0.065549	0.028467	2.302615	0.0237
C(12)	0.072346	0.027276	2.652313	0.0095
C(13)	0.118357	0.028309	4.180925	0.0001
C(14)	-0.123644	0.028424	-4.349957	0.0000
C(15)	-0.119728	0.029342	-4.080364	0.0001
C(16)	0.129800	0.031429	4.129901	0.0001
R-squared	0.7227	Mean dependent var		0.0148
Adjusted R-squared	0.6738	S.D. dependent var		0.0471
S.E. of regression	0.0269	Akaike info criterion		-4.2461
Sum squared resid	0.0616	Schwarz criterion		-3.8318
Log likelihood	230.4302	Hannan-Quinn criter.		-4.0784
F-statistic	14.7755	Durbin-Watson stat		2.0221
Prob(F-statistic)	0.0000			

Observaciones incluidas: 101 (después de ajustes)

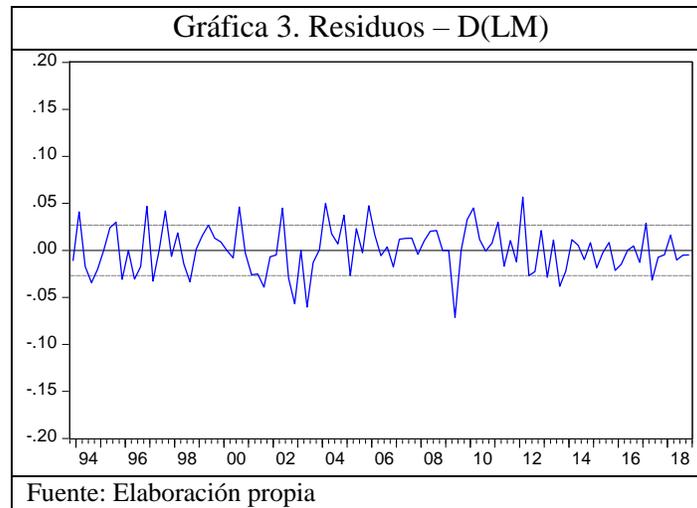
Fuente: Elaboración propia

Los resultados confirman una relación de causalidad de largo plazo entre las variables independientes [(+) *LPIB*, (-) *LTGR*] y la variable dependiente (*LM*) tal como se muestra en la ecuación (7) de cointegración, además, de acuerdo a la teoría hay una relación directa entre PIB – importaciones e inversa entre TCR – importaciones.

$$DLM = -20.2402 + 2.2139 LPIB - 0.2364LTGR] \quad (7)$$

En seguida se muestra que la elasticidad de largo plazo de las importaciones con respecto un cambio porcentual de las variables dependientes, la elasticidad ingreso de las es de e 2.21 y la elasticidad precio para las importaciones es de 0.23.

En seguida, se realiza un diagnóstico de los residuos (véase gráfica 3), que consiste en tres pruebas de: 1) autocorrelación, 2) heterocedasticidad y 3) normalidad.



El análisis de autocorrelación se realiza con la prueba de Breusch-Godfrey cuya hipótesis nula (> 0.05) indica la ausencia de correlación serial (autocorrelación). Los resultados del cuadro 6 descartan cualquier problema de correlación serial.

Cuadro 6. Prueba de correlación serial de Breusch-Godfrey

F-statistic	0.03911	Prob. F(2,83)	0.9617
Obs*R-squared	0.09510	Prob. Chi-Square(2)	0.9536

Fuente: Elaboración propia

Para comprobar homocedasticidad en los errores se realiza la prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey, la hipótesis nula es que no existe heterocedasticidad en los residuos (son homocedásticos). En el cuadro 7 se observa que los valores para *Obs*R-squared* es de 0.24 superior al 0.05 requerido para aceptar la hipótesis nula, por lo tanto, se rechaza la presencia de heterocedasticidad en los residuos.

Cuadro 7. Prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey

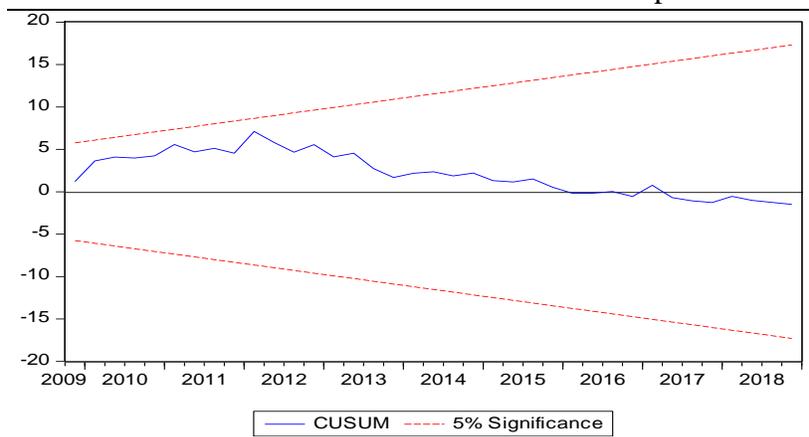
F-statistic	1.2569	Prob. F(17,83)	0.2415
Obs*R-squared	20.6788	Prob. Chi-Square(17)	0.2410
Scaled explained SS	15.6528	Prob. Chi-Square(17)	0.5486

Fuente: Elaboración propia

La prueba de normalidad permite comprobar que los residuos se distribuyen de forma normal, el valor de la prueba Jarque-Bera es de 1.12 con una probabilidad de 0.945 y la probabilidad observada es superior al valor 0.50, lo anterior cumple con lo requerido para aceptar la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen de forma normal.

Las tres pruebas demuestran que los residuos son homocedásticos, se distribuyen de manera normal y no hay correlación serial, se concluye que el modelo está correctamente estimado. En seguida, la prueba CUSUM consiste en comprobar la estabilidad del modelo es estable, esta prueba indica que los parámetros son estables siempre que la línea CUSUM no exceda los límites de 5% de significancia. En la gráfica 4 se comprueba que los parámetros del modelo son estables.

Gráfica 4. Prueba CUSUM de estabilidad de los parámetros



Fuente: Elaboración propia

Por último, una vez comprobada la correcta estimación y estabilidad del modelo es posible realizar inferencias sobre el mismo. Conociendo las elasticidades, a partir de la fórmula planteada en la ecuación 8 se estima la propensión a importar (m) respecto a un cambio de cada variable independiente.³

$$m = \varepsilon_{M,Y} * \frac{\bar{M}}{\bar{Y}} \quad (8)$$

Las propensiones a importar bienes intermedios respecto a las dos variables empleadas se presentan en el cuadro 8, destaca que por cada peso que se incrementa el PIB se incrementa la demanda de importaciones en 0.63 pesos.

Cuadro 8. Estimación de la propensión a importar respecto al ingreso (PIB)

Cálculo de la propensión a importar respecto al PIB				
$m_{M,PIB}$	=	$\frac{dM}{dPIB}$	=	2.214 * $\frac{4,038,713}{14,088,032}$ = 0.6347

Fuente: Elaboración propia

³ Los valores medios de cada variable en logaritmos son: M: 4,038,713 y PIB 14,088,032.

VI. Comentarios y Conclusiones.

En este trabajo se estimó empleando un modelo de corrección de errores la función de demanda de importaciones. Tomando como variables independientes el PIB y el TCR se encontró que la elasticidad del ingreso respecto de las importaciones es de 2.21 y se concluyó que la propensión a importar por cada peso que se incrementa el PIB es de 0.63 pesos, es decir, en las condiciones actuales, de la economía mexicana, el crecimiento del PIB tiene un efecto directo sobre la demanda de importaciones. Esta relación, se debe a la alta correlación entre las tasas de crecimiento de las exportaciones respecto de las importaciones (véase gráfica 1), además, las importaciones, en la mayoría de los años han sido superiores al nivel de las exportaciones, lo que ha resultado en saldos negativos de la balanza comercial. Esto implica que un incremento autónomo en el consumo, inversión, gasto de gobierno o exportaciones tiene efectos limitados sobre el ingreso nacional e importantes consecuencias sobre el saldo en cuenta corriente. Por ejemplo, suponiendo una propensión al ahorro de 20% el multiplicador de gasto autónomo sería: $\frac{1}{s+m} = \frac{1}{.20+.63} = \frac{1}{.83} = 1.20$ y el del multiplicador sobre la balanza en cuenta corriente: $-\frac{m}{s+m} = -\frac{.63}{.20+.63} = -\frac{.63}{.83} = -0.75$. Esto es, una expansión del gasto público en 1% por ejemplo, tendría un efecto de 1.2% sobre el ingreso nacional y -0.75% sobre el déficit en cuenta corriente, lo que reduce severamente la efectividad de la política fiscal como medio de estabilizar la actividad económica, o los beneficios de una expansión en las exportaciones.

Los resultados obtenidos, reflejan el estado actual de la estructura económica. Una estrategia de exportación basada en aprovechar mano de obra barata, con bajo contenido nacional y altamente dependientes de las importaciones. Revisando la composición actual de las importaciones, se observa que el 80 % está compuesta por bienes intermedios, es decir, la producción nacional tanto para el consumo interno como para las exportaciones es altamente dependiente de insumos importados.

Por último, los resultados sugieren la importancia de estimar en un futuro trabajo, la función de demanda de importaciones de bienes intermedios, a fin de identificar con mayor precisión las variables que han hecho que la economía tenga una alta dependencia de bienes intermedios importados. En la medida en que estos puedan reducirse, el contenido nacional de los productos se incrementará, propiciándose efectos positivos en el ingreso nacional.

Referencias

- [1] Asghar, Z. y Abid, I. (2007). "Performance of Lag Length Selection Criteria in Three Different Situations". *Working Paper*, 40042. Alemania: Munchen Personal RePec Archive. Recuperado de <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/40042/>
- [2] Bahmani-Oskooee, M y Harvey, H. (2011). Exchange-rate volatility and Industry trade between the U.S. and Malaysia. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 127-155. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2011.01.002>
- [3] Bahmani-Oskooee, M. y Hegerty, S. (2009), Trade Liberalisation, the Peso, and Mexico's Commodity Trade Flows with the United States. *Journal of Development Studies*, 45(5), 693-725. Recuperado de <https://doi.org/10.1080/00220380802582387>
- [4] Boylan, T., Cuddy, M. y O'Muircheartaigh, I. (1980). The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation: A Comparison of Three European Economies. *Journal of International Economics*, 10(4), 561-566. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(80\)90006-9](https://doi.org/10.1016/0022-1996(80)90006-9)
- [5] Cermeño, R. y Rivera, H. (2016). La Demanda de Importaciones y Exportaciones de México en la Era del TLCAN: Un enfoque de cointegración. *El Trimestre Económico*, 83(329), 127-147. Recuperado de <http://dx.doi.org/10.20430/ete.v83i329.198>
- [6] Dash, A. (2005). An econometric estimation of the aggregate import demand function for India. IBRC. Grecia: Aryan Hellas Ltd. Recuperado de www.aryanhellas.com/107/ad.pdf
- [7] Doroodian, K., Koshal, R. y Al-Muhanna, S. (1994). An Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Function for Saudi Arabia. *Applied Economics*, 26(9), 909-915. Recuperado de <https://doi.org/10.1080/00036849400000052>
- [8] Dutta, D. y Ahmed, N. (2001). An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis. *ASARC Working Papers*, Australia: South Asia Research Centre. Recuperado de https://crawford.anu.edu.au/acde/asarc/pdf/papers/2001/WP2001_02.pdf
- [9] Emran, S. y Shilpi, F. (1996). Foreign Exchange Rationing and the Aggregate Import Demand Function, *Economics Letters*, 51(3), 315-322. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(96\)00824-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(96)00824-5)

- [10] Galindo, L. y Cardero, M. (1999). La demanda de importaciones en México: Un enfoque de elasticidades. *Comercio Exterior*, 49(5), 481-487. Recuperado de <http://revistas.bancomext.gob.mx/rce/magazines/282/9/RCE9.pdf>
- [11] Goldstein, M. y Khan, M. (1976). Large versus Small Price Changes and the Demand for Imports. *IMF Staff Papers*, 23(1), 200-225. Recuperado de www.jstor.org/stable/3866671
- [12] Ho, W. (2004). Estimating Macao's Import Demand Functions. *AMCM Quarterly Bulletin*, 12(1), 125-149. Recuperado de https://www.amcm.gov.mo/files/research_and_stats/research_and_publication/quarterly_report_previous/issue_no_12/imdemand_en.pdf
- [13] Johansen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. Recuperado de <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- [14] Khan, M. (1974). Import and Export Demand in Developing Countries. *IMF Staff Papers*, 21(3), 678-693. Recuperado de https://www.jstor.org/stable/3866553?seq=1#page_scan_tab_contents
- [15] Khan, M. y Ross, K. (1977). The Functional Form of the Aggregate Demand Equation. *Journal of International Economics*, 7(2), 49-160. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(77\)90028-9](https://doi.org/10.1016/0022-1996(77)90028-9)
- [16] Kotan, Z. y Saygih, M. (1999). Estimating an Import Function for Turkey. *Discussion Paper*, 9909, Turquía: Central Bank of the Republic of Turkey. Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/24134456_Estimating_an_Import_Function_for_Turkey
- [17] Leamer, E. y Stern, R. (1970). *Quantitative International Economics*. EUA: Allyn and Bacon.
- [18] Lind, D., Marchal, W. y Wathen, S. (2005). *Statistical techniques in business & economics*. Boston: McGraw-Hill Irwin.
- [19] Loria, E., 2001, "La restricción externa y dinámica al crecimiento de México a través de las pensiones del comercio, 1970-1999", *Estudios Económicos*, vol. 16, núm. 2, El Colegio de México, México. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/40311448>

- [20] Moazzami, B. y Wong, E. (1988). Income and Price Elasticities in China's Foreign Trade. *The Asian Economic Review*, 30(2), 218-229. Recuperado de <http://www.ieceasia.in/four.htm>
- [21] Monsell, B., Lytras, D., y Findley, D. (2013). *Getting Started with X-13ARIMA-SEATS Input Files (Accessible Version)*. EUA: United States Census Bureau. Recuperado de <https://www.census.gov/library/working-papers/2016/adrm/monsell-01.html>
- [22] Moran, C. (1989). Imports under a Foreign Exchange Constraint. *The World Bank Economic Review*, 3(2), 279-295. Recuperado de Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/3989896>
- [23] Narayan, P. y Narayan, S. (2010), estimating import and export demand elasticities for Mauritius and South Africa, *Australian Economic Papers*, 49(3), 241-252. Recuperado de <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2010.00399.x>
- [24] Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 461-72. Recuperado de <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x>
- [25] Phillips, P. y Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2297545>
- [26] Presidencia de la República, (2018). *Anexo estadístico. Sexto Informe de Gobierno*. México: Gobierno de los Estados Unidos Mexicanos. Recuperado de http://cdn.presidencia.gob.mx/sextoinforme/informe/6_IG_Anexo_Estadistico.pdf
- [27] Reinhart, C. (1995). Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries. *IMF Staff Papers*, 42(2), 290-312. Recuperado de https://www.jstor.org/stable/3867574?seq=1#page_scan_tab_contents
- [28] Romero, J. (2014). *Los límites al crecimiento económico de México*. México: El Colegio de México. Recuperado de <http://www.libros.unam.mx/los-limites-al-crecimiento-economico-de-mexico-9786074625776-libro.html>
- [29] Santos-Paulino, A. (2002). Trade Liberalisation and Export Performance in Selected Developing Countries. *The Journal of Development Studies*, 39(1), 140-164. Recuperado de <https://doi.org/10.1080/00220380412331322701>

- [30] Sarmad, K. (1989). The Determinants of Import Demand in Pakistan. *World Development*, 17(10), 1619-1625. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(89\)90032-6](https://doi.org/10.1016/0305-750X(89)90032-6)
- [31] Sarmad, K. (1988). The Functional Form of the Aggregate Demand Equation: Evidence from Developing Countries. *The Pakistan Development Review*, 28(3), 309-315. Recuperado <http://www.jstor.org/stable/41259050>
- [32] Senhadji, A. (1998). Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis. *IMF Staff Papers*, 45(2), 236-268. Recuperado de www.jstor.org/stable/3867390
- [33] Tang T. (2003). An Empirical Analysis of China's Aggregate Import Demand Function. *China Economic Review*, 12(2). 142-163. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/S1043-951X\(03\)00021-X](https://doi.org/10.1016/S1043-951X(03)00021-X)
- [34] Thirlwall, A. y Hussain, M. (1982). The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries. *Oxford Economic Papers*, 34(3), new series, 498-510. Retrieved from www.jstor.org/stable/2662591
- [35] Wang, Y. y Lee, J. (2012). Estimating the import demand function for China. *Economic Modelling*, 29(6), 2591-2596. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.08.002>
- [36] Xu, X (2002). The Dynamic-Optimizing Approach to Import Demand: A Structural Model. *Economic Letters*, 74(2), 265-270. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00538-9](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00538-9)