

Cermeño, Rodolfo S.; Rivera Ponce, Huver
LA DEMANDA DE IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES DE MÉXICO EN LA ERA
DEL TLCAN. Un enfoque de cointegración
El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(1), núm. 329, enero-marzo, 2016, pp. 127-147
Fondo de Cultura Económica
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31344126005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

LA DEMANDA DE IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES DE MÉXICO EN LA ERA DEL TLCAN

Un enfoque de cointegración*

*Rodolfo S. Cermeno y Huver Rivera Ponce***

RÉSUMEN

Este artículo busca caracterizar los flujos de comercio internacional de México durante el periodo de vigencia del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Las ecuaciones de importaciones y exportaciones se basan en el modelo de bienes sustitutos imperfectos y son estimadas utilizando el enfoque de cointegración de Johansen, con datos mensuales para el periodo 1994-2014. De esta manera, se encuentra que todas las variables pueden describirse como procesos de tendencia estocástica y que 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. En particular, ambos flujos de comercio son inelásticos respecto a los precios relativos, y parecen satisfacer la condición Marshall-Lerner. 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. A diferencia de la literatura previa, se encuentra que las exportaciones son inelásticas respecto a la producción

* Artículo recibido el 10 de abril de 2013 y aceptado el 9 de abril de 2015. Los autores agradecen los valiosos comentarios de un dictaminador anónimo de *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, pero asumen toda la responsabilidad por cualquier error que haya quedado en este artículo.

** Rodolfo S. Cermeno, coordinación de asesores del presidente de la República, División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE) (correo electrónico: rodolfo.cermeno@cide.edu). Huver Rivera Ponce, director de Análisis, presidencia de la República (correo electrónico: huver.rivera@presidencia.gob.mx).

industrial de los Estados Unidos en este periodo, lo cual implica una mayor estabilidad de éstas ante fluctuaciones en el desempeño de la economía estadunidense.

Palabras clave: demanda por importaciones y exportaciones, modelo de sustitutos imperfectos, raíces unitarias, cointegración, TLCAN. *Clasificación JEL:* F10, F14.

ABSTRACT

In this paper we attempt to characterize Mexico's trade flows during the NAFTA era. The import and export equations are derived from the imperfect substitute goods model of trade and are estimated with monthly data for the period 1994-2014 using Johansen's cointegration approach. We find that all variables can be described as processes with stochastic trends and that there exists one cointegration relation for each trade equation. In both cases, the estimated long run elasticities with respect to prices and income are statistically significant and consistent with economic theory. In particular, both trade flows are inelastic with respect to their respective relative prices although these findings are consistent with the Marshall-Lerner condition. Additionally, Mexican imports are elastic with respect to real aggregate production, a fact that confirms that Mexico's economic growth is highly dependent on imported goods. Differently than other studies, we find that Mexican exports are inelastic to industrial production in USA during this period, which implies that they have become more stable against fluctuations in the neighbor's economy.

Key words: import and export demand, imperfect substitute goods model of trade, unit roots, cointegration, NAFTA. *JEL classification:* F10, F14.

INTRODUCCIÓN

En este artículo se busca caracterizar los flujos de comercio internacional de México utilizando datos mensuales para el periodo 1994-2014, a partir de la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Los flujos comerciales son cuantificados en el contexto de la interrelación económica de México con los Estados Unidos de América, lo cual es convencional en la literatura sobre este tema. La especificación empírica de las ecuaciones de importaciones y exportaciones es derivada del modelo de bienes sustitutos imperfectos, resumido en Goldstein y Khan (1985). Se considera este modelo, común en la literatura empírica de comercio internacional, puesto que provee una especificación sencilla, basada en los determinantes fundamentales de los flujos de comercio. Por otra parte,

se implementa un enfoque econométrico de raíces unitarias y cointegración, coherente con abundante evidencia empírica internacional que muestra que las variables relevantes son consistentes con procesos de tendencia estocástica o de raíz unitaria. De hecho, cabe remarcar que esta metodología es, en la actualidad, convencional en la estimación de ecuaciones de comercio a nivel de países.

El presente trabajo pretende contribuir a la literatura empírica existente sobre el comercio exterior de México, proporcionando una caracterización de sus flujos comerciales en la era del TLCAN a partir de estimaciones confiables de las elasticidades ingreso y precio de largo plazo de la demanda por importaciones y exportaciones. La firma del tratado representa la mayor innovación que ha experimentado el comercio exterior del país. A pesar de ello, se ha explorado poco la dinámica de los flujos comerciales bajo este nuevo régimen. Cabe remarcar, sin embargo, que el presente estudio supone estabilidad estructural durante el periodo de análisis.¹

A diferencia de la literatura previa, los descubrimientos de este estudio sugieren que, para el periodo en consideración, las exportaciones mexicanas son inelásticas respecto a la producción industrial de los Estados Unidos, lo cual implica una relativa estabilidad de éstas ante las fluctuaciones económicas del país vecino. Sin embargo, se encuentra también que las importaciones son elásticas respecto al producto de México, lo cual refleja la alta dependencia de bienes importados del crecimiento mexicano, patrón que parece no haber cambiado mucho en la era del TLCAN. Además, en línea con los trabajos de otros autores, se halla también que ambos flujos de comercio son inelásticos respecto a los precios relativos, aunque la suma de estas elasticidades, en valor absoluto, es mayor que la unidad, lo cual satisfaría la conocida condición Marshall-Lerner e implica que una devaluación del peso mexicano tendría un impacto positivo sobre la balanza comercial.

Como paso previo, se hace un análisis de raíces unitarias y cointegración, en el que se encuentra que las series de las ecuaciones de importaciones y exportaciones de México pueden ser caracterizadas como procesos integrados de orden uno, denotado como $I(1)$. Asimismo, se corrobora la existencia, estadísticamente significativa, de una sola relación de cointegración para cada una de las ecuaciones de comercio. Se utiliza el enfoque de cointegración multiecuacional de Johansen (1988, 1991), descartándose los enfoques uniecuacionales,

¹ Un enfoque explícito de quiebres estructurales en el contexto de raíces unitarias y cointegración está fuera del alcance del presente artículo.

puesto que, en ausencia de evidencia compulsoria a favor de la hipótesis de exogeneidad débil, el primero es más eficiente y, por tanto, produce resultados más confiables que aquellos obtenidos por métodos uniecuacionales.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la sección I se incluye una reseña de la literatura relacionada; en la sección II se presenta la especificación empírica de las ecuaciones de importación y exportación a ser estimadas; en la sección III se definen las variables relevantes y se procede a identificar sus órdenes de integración. En la sección IV se realiza el análisis de cointegración y se presentan los resultados de estimación de las ecuaciones de comercio. Finalmente se presentan las conclusiones.

I. REVISIÓN DE LITERATURA

Desde la segunda mitad del siglo XX, en la literatura empírica internacional, las estimaciones econométricas de las ecuaciones de importaciones y exportaciones de los países se han basado en el modelo de demanda de flujos de comercio internacional de sustitutos imperfectos, expuesto en Houthakker y Magee (1969), Khan (1974) y Goldstein y Khan (1985). En este modelo, los flujos de importaciones de un país individual se relacionan con su ingreso real y el precio real de las importaciones, en moneda nacional, en términos de los precios locales del país. Por su parte, los flujos de exportaciones se relacionan con el ingreso real de los países receptores de los bienes exportados y con el precio real de las exportaciones, en alguna moneda extranjera, en términos de los precios locales prevalecientes en los países receptores.

El supuesto principal del modelo es que las importaciones y exportaciones son sustitutos imperfectos de los bienes domésticos nacionales o extranjeros, respectivamente. Es decir, las importaciones son vistas como bienes que se encuentran, junto con los bienes domésticos, en la canasta de consumo de los agentes nacionales; mientras que las exportaciones forman parte de la canasta de consumo de los agentes en el extranjero. De esta forma, el modelo plantea, tanto para las importaciones como para las exportaciones, la especificación de funciones de demanda “marshallianas” derivadas en un contexto de elección de bienes sustitutos imperfectos.

Tradicionalmente, las ecuaciones de regresión de las importaciones o exportaciones de los países son especificaciones lineal-logarítmicas, a partir de las cuales los autores recuperan directamente las correspondientes elasticidades ingreso y precio de largo plazo. Esto se puede apreciar en los

estudios a nivel internacional de Houthakker y Magee (1969), Thursby y Thursby (1984), Márquez y McNeilly (1988), Rose (1991), Clarida (1994), Reinhart (1995), Senhadji (1997), Senhadji y Montenegro (1998), Fullerton y Sprinkle (2005), y Bahmani-Oskooee y Kara (2005).

A partir de Rose (1991), Clarida (1994) y Reinhart (1995) se señala la necesidad de investigar las propiedades de las series de tiempo involucradas en la estimación de las ecuaciones de importaciones o exportaciones de un país basadas en el modelo de sustitutos imperfectos. Estos autores encuentran que las variables involucradas en la estimación de las ecuaciones de comercio, ya sea de países en desarrollo o desarrollados, pueden ser caracterizadas como procesos $I(1)$, lo que podría llevar al conocido problema de regresión espuria señalado en Granger y Newbold (1974). De esta forma, los autores mencionados, además de realizar pruebas de raíces unitarias, llevan a cabo pruebas de cointegración para descartar el problema de la regresión espuria y así evitar inferencias inválidas.

A partir de estos trabajos, la metodología de raíces unitarias y cointegración se hace convencional en la estimación de las ecuaciones de importaciones y exportaciones basadas en el modelo de sustitutos imperfectos. Ello puede observarse en trabajos posteriores como los de Senhadji (1997), Senhadji y Montenegro (1998), Fullerton y Sprinkle (2005), y Bahmani-Oskooee y Kara (2005).

Ya en la década de 1980, en los estudios de Thursby y Thursby (1984), Goldstein y Khan (1985), y Márquez y McNeilly (1988), se había propuesto la utilización de metodologías de procesos autorregresivos y de media móvil para corregir el problema de autocorrelación residual que pudiera presentarse en la estimación de las ecuaciones de importaciones y exportaciones. Sin embargo, en la década de 1990 estas metodologías fueron reemplazadas paulatinamente por las técnicas asociadas a los conceptos de raíces unitarias y cointegración.

Otro rasgo característico de los estudios más recientes en los que se estiman las ecuaciones de comercio de países, con base en el modelo de sustitutos imperfectos, es la utilización de métodos como el de mínimos cuadrados completamente modificados (MCCM), mínimos cuadrados dinámicos (MCOD) y el de rezagos con distribución autorregresiva (RDAR) (Pesaran *et al.*, 2001). Ello con el objetivo de evitar los posibles sesgos o ineficiencias del estimador convencional de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

En esta categoría de trabajos es posible encontrar varios estudios que consideran el caso de México. Por ejemplo, Reinhart (1995) estima las ecua-

ciones de importaciones y exportaciones para varios países individuales 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.

Senhadji (1997) estima las ecuaciones de importaciones de varios países, tanto desarrollados como en desarrollo. Para México, este estudio 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. En un estudio similar, Senhadji y Montenegro (1998) estiman las ecuaciones de exportaciones de varios países individuales. Estos autores también caracterizan a las exportaciones, ingreso de los socios comerciales de México y precio relativo de las exportaciones como procesos $I(1)$, aunque no encuentran los signos esperados para las elasticidades ingreso y precio de la ecuación de las exportaciones de México, por lo que desechan esta ecuación de su estudio.

También existen algunos estudios contemporáneos que siguen esta vertiente metodológica, pero que se abocan a estimar de manera específica la ecuación de importaciones o exportaciones de México, tomando en cuenta el cambio de régimen de comercio durante las décadas de 1980 y 1990. Entre ellos, se encuentran los de Galindo y Cardera (1999), Garcés (2008), Bahmani-Oskooee y Hegerty (2009), y Romero (2010).

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 eigenvalor no muestra inestabilidad estructural.

Garcés (2008) estima la ecuación de exportaciones de México considerando dos subperiodos, 1980-1989 y 1990-2000, ya que no puede obtener una ecuación de exportaciones para todo el periodo 1980-2000.² Con base en los resultados de las pruebas de raíces unitarias, este autor caracteriza a

² El autor también estima una ecuación de las importaciones de México pero ésta no es la correspondiente al modelo de sustitutos imperfectos. En su ecuación de importaciones, además de las series

las variables como procesos $I(1)$ y encuentra evidencia de una sola relación de cointegración en la ecuación de exportaciones. Además, encuentra evidencia de exogeneidad débil, con lo que justifica el empleo de un método de estimación uniecuacional, adicional al método de Johansen.

Posteriormente, 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 imperfectos, 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.

Más recientemente, Romero (2010) 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 cointegración 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 cointegración para dos submuestras: 1960-1982 y 1989-2009.

Como también se puede apreciar en el cuadro 1, son escasos los estudios sobre las elasticidades de las importaciones y exportaciones mexicanas con datos recientes que se enfoquen específicamente en el TLCAN como periodo de investigación. La presente investigación busca cubrir este espacio en la literatura, con el propósito de proveer resultados, metodológicamente similares, que puedan ser comparados con aquellos de otros estudios con periodo distinto.

II. MODELO ECONOMÉTRICO

Las especificaciones de las ecuaciones de importaciones y exportaciones que se estiman en este trabajo se basan en el ya mencionado modelo de demanda

de ingreso de México y del precio relativo de las importaciones, incluye como regresor a la serie de las exportaciones.

CUADRO 1. Ecuaciones de importaciones y exportaciones en estudios empíricos representativos para México y los Estados Unidos basados en el modelo de sustitutos imperfectos

Estudio	País	Periodo	Método ^c	Elasticidad ingreso de largo plazo	Elasticidad precio de largo plazo
<i>Ecuación de importaciones</i>					
Houthakker y Magee (1969)	Estados Unidos	1951-1966	MCO	1.51	-0.54
Murray y Ginman (1976)	Estados Unidos	1961-1968	MCO	1.94	-1.23
Reinhart (1995)	México	1970-1991	MCOD	0.89	-0.39
Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1997) ^a	México	1981-1994	MCO	2.57	—
Senhadji (1997)	México	1960-1993	MCCM	1.31	-0.77
	Estados Unidos	1960-1993	MCCM	2.45	-0.52
Bahmani-Oskooee y Kara (2005)	Estados Unidos	1973-1998	RDAR	2.10	-1.53
Bahmani-Oskooee y Hegerty (2009)	México	1962-2004	RDAR	2.81	-0.02
Romero (2010)	México	1989-2009	MCE	2.19	-0.25
<i>Ecuación de exportaciones</i>					
Houthakker y Magee (1969)	Estados Unidos	1951-1966	MCO	0.99	-1.51
Khan (1974)	Estados Unidos	1955-1970	MVIC	1.01	-2.31
Reinhart (1995)	México	1970-1991	MCOD	3.37	0.312
Fullerton, Sawyer y Sprinkle (1997) ^a	México	1981-1994	MCO	2.94	—
Senhadji y Montenegro (1998)	Estados Unidos	1960-1993	MCCM	1.04	-0.73
Bahmani-Oskooee y Kara (2005)	Estados Unidos	1973-1998	RDAR	2.73	-2.35
Bahmani-Oskooee y Hegerty (2009)	México	1962-2004	RDAR	5.67	-0.28
Garcés (2008) ^b	México	1990-2000	VCE	2.80	0.32

^a Los autores estiman un coeficiente para cada uno de los distintos componentes de los precios relativos, por lo que no hay un estimador propiamente dicho para el precio relativo.

^b Garcés emplea en sus estimaciones el tipo de cambio real de pesos por dólar como indicador del precio relativo de las exportaciones.

^c MCO: mínimos cuadrados ordinarios; MVIC: máxima verosimilitud con información completa; MCOD: mínimos cuadrados ordinarios dinámicos; MCCM: mínimos cuadrados completamente modificados; VCE: vector de corrección de error; RDAR: rezagos con distribución autorregresiva; MCE: modelo de corrección de error.

da de flujos de comercio internacional de sustitutos imperfectos, resumido en Goldstein y Khan (1985), entre otros. Según este modelo, la cantidad de importaciones de un país está relacionada con su ingreso nominal Y_D , los precios de las importaciones en moneda doméstica eP_M —donde e se refiere al tipo de cambio nominal expresado en unidades de moneda doméstica por

unidad de moneda extranjera— y con los precios de los bienes sustitutos domésticos P_D . Por otra parte, la cantidad de exportaciones del país está relacionada con el ingreso nominal del país de destino de las exportaciones Y_F , los precios de las exportaciones en moneda foránea P_x/e y los precios de los sustitutos foráneos de los bienes domésticos P_F . Así, las ecuaciones de importaciones y exportaciones de un país pueden formularse de manera general como:

$$M = f(Y_D, eP_M, P_D) \quad (1)$$

$$X = g\left(Y_F, \frac{P_X}{e}, P_F\right) \quad (2)$$

El modelo asume una elasticidad precio infinita de la oferta y por ello no incorpora ecuaciones de oferta de importaciones y exportaciones. Teóricamente, esta elasticidad precio infinita de la oferta es propia de pequeñas economías abiertas, como México, que son tomadoras de precios; es decir, no afectan a éstos mediante las cantidades importadas y exportadas, por lo que se justifica el empleo de tal supuesto en la presente investigación. Imponiendo el postulado microeconómico clásico de la homogeneidad de grado cero en precios, las ecuaciones anteriores pueden escribirse como:

$$M = f\left(\frac{Y_D}{P_D}, \frac{eP_M}{P_D}\right) \quad (3)$$

$$X = g\left(\frac{Y_F}{P_F}, \frac{P_X}{eP_F}\right) \quad (4)$$

donde Y_D/P_D y eP_M/P_D son, respectivamente, el ingreso real doméstico y el precio relativo de las importaciones. Para la función de demanda por exportaciones, Y_F/P_F y P_X/eP_F son, respectivamente, el ingreso real del país destino de las exportaciones y el precio relativo de las exportaciones. Las ecuaciones de importaciones y exportaciones que se estimarán para México son las especificaciones lineal-logarítmicas de (3) y (4):

$$\ln M = \beta_{10} + \beta_{11} \ln \frac{Y_D}{P_D} + \beta_{12} \ln \frac{eP_M}{P_D} + u_M \quad (5)$$

$$\ln X = \beta_{20} + \beta_{21} \ln \frac{Y_F}{P_F} + \beta_{22} \ln \frac{P_X}{eP_F} + u_X \quad (6)$$

De estas ecuaciones es posible interpretar directamente a los coeficientes β_{11} , β_{12} , β_{21} y β_{22} como las correspondientes elasticidades ingreso y precio. Específicamente, se espera que $\beta_{11} > 0$, $\beta_{12} < 0$, $\beta_{21} > 0$ y $\beta_{22} < 0$. Es importante remarcar que las especificaciones (5) y (6) son usuales en la literatura empírica sobre las ecuaciones de importaciones o exportaciones de un país a partir del modelo de sustitutos imperfectos (Houthakker y Magee, 1969; Khan, 1974; Khan y Ross, 1977; Senhadji, 1997; Senhadji y Montenegro, 1998; Reinhart, 1995; Narayan y Narayan, 2004).

III. DEFINICIÓN Y CARACTERIZACIÓN DE VARIABLES

1. Fuentes de datos y definición de variables

Las variables empleadas para estimar (5) y (6) tienen una periodicidad mensual y cubren el periodo de enero de 1994 a diciembre de 2014. Éstas fueron construidas utilizando series estadísticas provenientes del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), del Banco de México y del Banco de la Reserva Federal de San Luis.

Dada la interrelación comercial entre México y los Estados Unidos, y lo establecido en trabajos previos sobre el tema, se considera que este último es la economía internacional para efectos de la construcción de las series de los precios relativos correspondientes y del ingreso del país de destino de las exportaciones mexicanas.

De acuerdo con (5) y (6) se definen las series de los logaritmos de las cantidades reales de importaciones y exportaciones totales de la siguiente manera:

$$imptotr = \ln M = \ln \left(\frac{IMPTOT}{PREIMP} \right) \quad (7)$$

$$exptotr = \ln X = \ln \left(\frac{EXPTOT}{PREEXP} \right) \quad (8)$$

donde $IMPTOT$ es la serie desestacionalizada de las importaciones de México, en millones de dólares; $PREIMP$ es el índice de precios, en dólares, de

las importaciones de México; $EXPTOT$ es la serie desestacionalizada de las exportaciones de México, en millones de dólares, y $PREEXP$ es el índice de precios, en dólares, de las exportaciones de México.

Los indicadores del ingreso real doméstico y del ingreso real del país destino de las exportaciones se definen de la siguiente forma:

$$igae = \ln \frac{Y_D}{P_D} = \ln(IGAE) \quad (9)$$

$$ivpieu = \ln \frac{Y_F}{P_F} = \ln(IVPIEUA) \quad (10)$$

Aquí, $IGAE$ es la serie desestacionalizada del indicador global de la actividad económica de México, mientras que $IVPIEUA$ es la serie desestacionalizada del índice de volumen de producción industrial de los Estados Unidos.

Por otra parte, para los precios relativos de las importaciones y de las exportaciones se definen los siguientes indicadores:

$$prerelm = \ln \frac{eP_M}{P_D} = \ln(ITCR) \quad (11)$$

$$prerelx = \ln \frac{P_X}{eP_F} = \ln \left(\frac{PREEXP}{CPI} \right) \quad (12)$$

donde $ITCR$ es el índice de tipo de cambio real del peso elaborado por el Banco de México y CPI es la serie desestacionalizada del índice de precios al consumidor en los Estados Unidos.

Considerando las definiciones anteriores, las ecuaciones de comercio (5) y (6), que serán estimadas en este trabajo, quedan especificadas como:

$$imptotr = \beta_{10} + \beta_{11}igae + \beta_{12}prerelm + u_M \quad (13)$$

$$exptotr = \beta_{20} + \beta_{21}ivpieu + \beta_{22}prerelx + u_X \quad (14)$$

2. Órdenes de integración de las series

Para determinar el orden de integración de las series se aplicó la prueba de raíz unitaria GLS detrending de Elliot, Rothenberg y Stock (1996), conocida como prueba Dickey Fuller aumentada-GLS (DFAGLS); así como las pruebas

MZa, MZb, MSB y MPT propuestas por Ng y Perron (2001). Las pruebas anteriores minimizan las distorsiones de poder y nivel —que pueden ser severos en muestras pequeñas— de las pruebas originalmente propuestas por Dickey y Fuller (1979, 1981) y Phillips y Perron (1988).

De manera complementaria se aplica la prueba de estacionariedad de Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt y Shin (1992), conocida como KPSS.³ Esta prueba se implementa con el fin de corroborar los resultados de las pruebas de raíz unitaria mencionadas anteriormente, las cuales tienen como hipótesis nula la presencia de raíz unitaria. De esta forma, se espera encontrar resultados robustos si, para niveles de significancia estadística convencionales, cuando las pruebas de raíz unitaria no resulten significativas, sí pueda serlo la prueba KPSS y viceversa.⁴ Por razones prácticas no se considera la posibilidad de raíces unitarias múltiples (Pantula y Dickey, 1987). Igualmente, sólo se consideran los casos con intercepto y tendencia e intercepto solamente. Como se ha mencionado antes, dado que la presente investigación se enfoca en un periodo relativamente reciente, no se considera la posibilidad de cambios estructurales.

Se encuentra que las pruebas de raíz unitaria no pueden rechazar la hipótesis nula, por lo que los niveles de las series pueden ser caracterizados como procesos de tendencia estocástica o de raíz unitaria. Por su parte, la prueba KPSS rechaza la hipótesis de estacionariedad.⁵ De esta forma, se puede concluir que los niveles de todas las variables relevantes (*imptotr*, *exptotr*, *prerelm*, *prerelx*, *igae* e *ivpieua*), tal como fueron definidas anteriormente, pueden caracterizarse como procesos $I(1)$. Esta conclusión también se obtiene en estudios previos y justifica un análisis de cointegración.

IV. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

De acuerdo con la caracterización de las series como procesos integrados de orden (1),⁶ se llevó a cabo el análisis de cointegración en las ecuaciones de importaciones y exportaciones con el fin de descartar el problema de regre-

³ Todas las pruebas y estimaciones presentadas en este trabajo fueron llevadas a cabo con Eviews 8.0.

⁴ El número de rezagos para las pruebas de raíz unitaria fue determinado por el Criterio de Akaike Modificado.

⁵ En el caso de la serie *prerelm*, la prueba KPSS con un intercepto no puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad. Tres de las pruebas Ng-Perron con una constante y una tendencia rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en la serie *prerelx* a 5% de significancia. Sin embargo, las pruebas DFA-GLS y KPSS con una constante y una tendencia no respaldan este resultado.

⁶ Consultese el cuadro A1 del apéndice para ver los resultados de las pruebas mencionadas anteriormente.

CUADRO 2. *Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen para la ecuación de importaciones de México y de la estimación del modelo VCE^a*

Prueba de cointegración del rango irrestricto (Traza)				
Número hipotético de relaciones de cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico (5%)	Valor p
Ninguna	0.11	39.35***	29.80	0.003
A lo más 1	0.04	10.13	15.49	0.271
A lo más 2	0.00	0.02	3.84	0.893
Prueba de cointegración del rango irrestricto (máximo eigenvalor)				
Número hipotético de relaciones de cointegración	Eigenvalor	Estadístico del máximo Eigenvalor	Valor crítico (5%)	Valor p
Ninguna	0.11	29.22***	21.13	0.003
A lo más 1	0.04	10.11	14.26	0.205
A lo más 2	0.00	0.02	3.84	0.893
Coeficientes normalizados de la relación de cointegración				
Imptotr	Igae	Prerelm		
1.00	2.02 (0.07)***	-0.61 (0.07)***		
Coeficientes de ajuste (α)				
D(imptotr)	D(Igae)	D(prerelm)		
-0.04 (0.03)	0.01 (0.01)	-0.17 (0.04)***		
Prueba de exogeneidad débil				
Restricción	Estadístico $\chi^2_{(2)}$	Valor p		
$\alpha_{igae} = \alpha_{prerelm} = 0$	14.05	0.00***		

^a Resultados obtenidos con Eviews 8.0; número de rezagos: 4; número de observaciones: 247; D(): primera diferencia de la serie; errores estándar entre paréntesis; valores *p* reportados por Eviews con base en Mackinnon-Haug-Michelis (1999); modelo estimado considerando tendencias estocásticas en los niveles de las series y sólo un intercepto en la relación de cointegración. Los símbolos *, **, *** indican niveles de significancia de 10, 5 y 1%, respectivamente.

sión espuria y, en su caso, proceder con la estimación de las elasticidades precio en ingreso de largo plazo. En los cuadros 2 y 3 se proporcionan los resultados del análisis de cointegración, siguiendo el enfoque de Johansen.

Las pruebas fueron implementadas considerando una constante en la relación de cointegración para las importaciones y una constante y una tendencia en la de las exportaciones.⁷ El número de rezagos considerado fue de

⁷ Se incluyó una tendencia en la relación de cointegración de las exportaciones en vista de los resultados de las pruebas Ng-Perron aplicadas a la serie prerelx y de que la tendencia presentó el signo esperado y fue significativa a 1% de acuerdo con la estimación del modelo VCE correspondiente. Se descartó incluir

CUADRO 3. Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen para la ecuación de exportaciones de México y de la estimación del modelo VCE

Prueba de cointegración del rango irrestricto (Traza)				
Número hipotético de relaciones de cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la Traza	Valor crítico (5%)	Valor p
Ninguna	0.11	45.42**	42.92	0.028
A lo más 1	0.05	16.08	25.87	0.49
A lo más 2	0.01	2.79	12.52	0.90
Prueba de cointegración del rango irrestricto (máximo eigenvalor)				
Número hipotético de relaciones de cointegración	Eigenvalor	Estadístico del máximo Eigenvalor	Valor crítico (5%)	Valor p
Ninguna	0.11	29.34**	25.82	0.017
A lo más 1	0.05	13.29	19.39	0.305
A lo más 2	0.01	2.79	12.52	0.901
Coeficientes normalizados de la relación de cointegración				
Exptotr	Ivpieua	Prerelx		
1.00	0.59 (0.29)**	-0.65 (0.26)**		
Coeficientes de ajuste (α)				
D(exptotr)	D(ivpieua)	D(prerelx)		
-0.11 (0.02)***	-0.01 (0.01)**	0.01 (0.02)		
Prueba de exogeneidad débil				
Restricción	Estadístico $\chi^2_{(2)}$	Valor p		
$\alpha_{ivpieua} = \alpha_{prerelx} = 0$	3.33	0.19		

El coeficiente de la tendencia es 0.003 con un error estándar de 0.0006. Resultados obtenidos con Eviews 8.0. Número de rezagos: 9. Número de observaciones: 242. D(): primera diferencia de la serie. Errores estándar entre paréntesis. Valores p reportados por Eviews con base en Mackinnon-Haug-Michelis (1999). Modelo estimado considerando tendencias estocásticas en los niveles de las series y un intercepto y una tendencia en la relación de cointegración. Los símbolos *, **, *** indican niveles de significancia de 10%, 5% y 1% respectivamente.

4 para la ecuación de importaciones y 9 para la ecuación de exportaciones. Éstos fueron determinados de modo que el correspondiente vector de corrección de error (VCE) ajustado no muestre ningún patrón de autocorrelación residual para un número de rezagos generosamente grande.⁸

una tendencia en la relación de las importaciones ya que los resultados de las pruebas de raíces unitarias no eran sugerentes en ese sentido. Además, la tendencia en la relación de cointegración de las importaciones del modelo VCE estimado no fue significativa para niveles de significancia convencionales.

⁸ En cada caso, la prueba de Multiplicador de Lagrange (ML) de autocorrelación residual no puede rechazar a 5% la hipótesis nula de no autocorrelación para ninguno de los primeros 12 rezagos.

De los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen —de traza y máximo eigenvalor— se desprende que para cada ecuación existe una relación de cointegración que es estadísticamente significativa a 5%. Las relaciones de cointegración estimadas con el método de Johansen arrojan elasticidades ingreso y precio de largo plazo con los signos esperados y son significativas incluso a 1% en algunos casos.

La existencia de cointegración entre las variables de cada una de las ecuaciones de comercio es un resultado común a estudios previos sobre México, como también lo es el hecho de que las elasticidades de largo plazo, estimadas mediante el enfoque multiecuacional de Johansen, sean significativas y tengan los signos esperados.

A diferencia de estudios previos, no se prosiguió con la estimación de elasticidades utilizando métodos uniecuacionales puesto que, con base en la significancia de los coeficientes de ajuste y las pruebas de exogeneidad débil (cuadros 2 y 3), no se encuentra evidencia suficiente que justifique su estimación.⁹

Los resultados obtenidos indican que, en el periodo posterior a la entrada en vigor del TLCAN, los flujos de comercio exterior de México se muestran inelásticos respecto a los precios relativos, aunque debe señalarse que estos resultados son consistentes con la condición Marshall-Lerner e implican que devaluaciones del peso mejorarían la balanza comercial de México. Asimismo, las importaciones son elásticas respecto al ingreso. Este resultado indica que la dependencia de la actividad económica mexicana de bienes importados se ha mantenido en la era del TLCAN. Cualitativamente, estos resultados no difieren de manera notable de los encontrados en los estudios anteriores.

Por otra parte, los resultados del modelo VCE muestran que las exportaciones de México son inelásticas respecto a la producción industrial de los Estados Unidos y que el valor de esta elasticidad es menor, en valor absoluto, a la elasticidad respecto al precio relativo.

El resultado anterior contrasta con el efecto elástico del ingreso encontrado anteriormente por otros autores en la demanda de exportaciones. La inelasticidad del ingreso encontrada indica una estabilidad del flujo de exportaciones

⁹ En la ecuación de exportaciones no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil. En este sentido, la estimación con un enfoque uniecuacional podría ser tan eficiente como el multiecuacional. Sin embargo, existe una discrepancia cualitativa entre el estimador VCE de la elasticidad ingreso y los correspondientes estimadores MCO, MCOD y MCCM, mientras que el estimador VCE es menor a la unidad, los estimadores uniecuacionales son mayores a uno. Esta discrepancia pueda estar relacionada con la significancia estadística del coeficiente de ajuste de la serie ivpieua. Ello pone en entredicho la pertinencia de los métodos uniecuacionales para estimar la relación de cointegración de las exportaciones.

CUADRO 4. *Pruebas LM de autocorrelación residual^a*

Rezago	Ecuación de importaciones		Ecuación de exportaciones	
	Estadístico LM	Valor p	Estadístico LM	Valor p
1	8.31	0.50	13.81114	0.13
2	10.77	0.29	9.478082	0.39
3	5.14	0.82	13.10511	0.16
4	4.81	0.85	11.34829	0.25
5	12.51	0.19	6.440597	0.70
6	5.60	0.78	11.08685	0.27
7	15.14	0.09	6.316703	0.71
8	8.58	0.48	5.036078	0.83
9	13.40	0.15	7.686429	0.57
10	6.05	0.74	4.975797	0.84
11	13.69	0.13	12.21116	0.20
12	10.95	0.28	8.064521	0.53
Número de observaciones	247		242	

^a Las pruebas son aplicadas a los residuales de los modelos VCE estimados, presentados en los cuadros 2 y 3. Hipótesis nula: no autocorrelación al rezago respectivo. Consultese el cuadro A2 del apéndice para ver la prueba LM de autocorrelación hasta el rezago 24.

mexicanas en la etapa del TLCAN, probablemente, por una mayor estabilidad de las exportaciones de México hacia los Estados Unidos, que representan alrededor de 80% del total.

En los cuadros 4 y 5 se muestran las pruebas de especificación realizadas utilizando los residuales de los modelos VCE estimados. A pesar de que no hay indicios de autocorrelación en las estimaciones, existen dos matices, relacionadas entre sí, que deben hacerse respecto a los resultados presentados y que podrían afectar la precisión de las elasticidades reportadas. Por una parte, los residuales no parecen seguir una distribución normal multivariada, lo cual podría ser indicativo de un problema de heterocedasticidad. Por otra parte, la prueba de White corrobora este potencial problema con un

CUADRO 5. *Pruebas de normalidad y heterocedasticidad residual^a*

Prueba conjunta	Ecuación de importaciones		Ecuación de exportaciones	
	Estadístico	Valor p	Estadístico	Valor p
Sesgo	188.34	0.00	96.54	0.00
Curtosis	2 024.69	0.00	1 401.52	0.00
Jarque-Bera ^b	2 213.03	0.00	1 498.06	0.00
White ^c	999.47	0.00	447.91	0.00
Número de observaciones	247		242	

^a Pruebas aplicadas a los residuales de los modelos VCE estimados, presentados en los cuadros 2 y 3.

^b Prueba de normalidad; hipótesis nula: los residuales siguen una distribución normal multivariada; ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl).

^c Prueba de heterocedasticidad; hipótesis nula: homocedasticidad. Para la ecuación de exportaciones la prueba no incluye términos cruzados.

alto nivel de significancia. Si bien el estimador de Johansen es consistente y asintóticamente eficiente, los resultados del cuadro 5 sugieren un tratamiento explícito de cointegración en un contexto de heterocedasticidad condicional, lo cual debería abordarse en investigaciones futuras.¹⁰

CONCLUSIONES

En este artículo se ha buscado caracterizar los patrones de comercio de México durante la era del TLCAN, vía la estimación de las ecuaciones de importaciones y exportaciones, siguiendo el enfoque de cointegración de Johansen, utilizando información mensual para el periodo 1994-2014.

Los resultados obtenidos indican que los flujos de comercio de México y sus determinantes fundamentales muestran una dinámica consistente con procesos de raíz unitaria y la existencia de relaciones de largo plazo, acordes con la teoría económica. En línea con los resultados en la literatura empírica existente se encuentra que ambos flujos de comercio son inelásticos respecto a los precios relativos, aunque la suma de estas elasticidades, en valor absoluto, es mayor que la unidad, lo cual satisfaría la conocida condición Marshall-Lerner e indica que una devaluación del peso mexicano tendría un efecto favorable sobre la balanza comercial de México. Se encuentra también que las importaciones son elásticas respecto al producto de México, por lo que se puede afirmar que la alta dependencia de bienes importados del crecimiento mexicano se ha mantenido en la era del TLCAN.

A diferencia de la literatura previa, los hallazgos de este estudio indican que las exportaciones mexicanas son inelásticas respecto a la producción industrial de los Estados Unidos, lo cual implica una relativa estabilidad de éstas ante las fluctuaciones económicas del país vecino. Si bien esto significa que una etapa de mayor crecimiento industrial en el país vecino, en promedio, no aumentará más que proporcionalmente las exportaciones mexicanas, también quiere decir que las exportaciones de México se verán menos perjudicadas ante un descenso en la actividad industrial estadunidense.

El presente artículo podría mejorarse considerando explícitamente un modelo de cointegración con heterocedasticidad condicional. Especificaciones alternativas y un análisis explícito de posibles quiebres estructurales durante el periodo de análisis son también temas relevantes para investigación futura.

¹⁰ Algunos resultados preliminares pueden verse en Cermeño, Jensen y Rivera (2010).

APÉNDICE

CUADRO A1. *Resultados de las pruebas Dickey-Fuller-GLS, Ng-Perron y KPSS^a*

Prueba	Comp. det.	Imptotr	Igae	Prerelm	Exptotr	Ivpieua	Prerelx
DFAGLS	c, t	-1.98	-2.12	-2.05	-0.76	-1.54	-2.73*
Mza	c, t	-8.94	-8.78	-10.18	-1.29	-5.58	-18.82**
MZt	c, t	-2.07	-2.09	-2.25	-0.79	-1.66	-2.95**
MSB	c, t	0.23	0.24	0.22	0.61	0.30	0.16**
MPT	c, t	10.38	10.41	8.96	68.76	16.31	5.57*
KPSS	c, t	0.32***	0.14**	0.29***	0.32***	0.31***	0.23***
DFAGLS	c	0.71	1.57	-1.73*	1.54	0.55	-1.69*
Mza	c	0.70	1.30	-7.13*	1.14	0.57	-5.50
MZt	c	0.71	1.79	-1.88*	1.65	0.49	-1.65*
MSB	c	1.02	1.37	0.26*	1.45	0.86	0.30
MPT	c	68.17	133.6	3.51*	142.95	48.98	4.49
KPSS	c	1.76***	1.96***	0.32	1.68***	1.43***	1.36***

^a Los resultados han sido obtenidos con EViews 8.0. La prueba KPSS (Kwiatkowsk, Phillips, Schmidt y Shin, 1992) tiene como hipótesis nula la estacionariedad de la serie; todas las demás pruebas tienen como hipótesis nula que el proceso tiene raíz unitaria. La prueba DFA-GLS se debe a Elliot, Rothenberg y Stock (1996). Las pruebas Mza, MZt, MSB y MPT fueron propuestas por Ng y Perron (2001). Los símbolos *, **, *** indican rechazo de la hipótesis nula a 10, 5 y 1% de significancia, respectivamente. En todos los casos, el número de rezagos se obtuvo con el criterio de Akaike modificado.

CUADRO A2. *Prueba ML de autocorrelación residual de los vectores de corrección de error. Hipótesis nula: no autocorrelación al rezago respectivo*

Rezago	Ecuación de importaciones		Ecuación de exportaciones	
	Estadístico LM	Valor p	Estadístico LM	Valor p
1	8.310809	0.5032	13.811140	0.1292
2	10.768610	0.2919	9.478082	0.3944
3	5.135177	0.8224	13.105110	0.1579
4	4.812418	0.8503	11.348290	0.2526
5	12.507230	0.1862	6.440597	0.6951
6	5.598431	0.7793	11.086850	0.2698
7	15.140210	0.0872	6.316703	0.7079
8	8.577197	0.4772	5.036078	0.8312
9	13.400640	0.1453	7.686429	0.5660
10	6.048041	0.7351	4.975797	0.8364
11	13.694230	0.1336	12.211160	0.2017
12	10.948380	0.2793	8.064521	0.5277
13	2.653954	0.9765	4.504350	0.8752
14	7.304456	0.6055	8.380794	0.4963
15	22.659940	0.0070	4.167079	0.9001
16	5.653290	0.7741	6.095312	0.7303
17	5.647803	0.7746	8.736213	0.4620
18	7.907775	0.5435	9.236932	0.4157
19	2.970520	0.9655	9.357669	0.4049
20	2.718906	0.8581	7.038041	0.6332
21	2.471597	0.9816	12.317140	0.1960
22	5.829651	0.7568	6.982904	0.6389
23	8.622567	0.4728	7.589744	0.5760
24	7.187899	0.6176	5.194978	0.8170

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bahmani-Oskooee, M., y O. Kara (2005), "Income and Price Elasticities of Trade: Some New Estimates", *The International Trade Journal*, vol. 19, núm. 2, pp. 165-178.
- , y S. Hegerty (2009), "Trade Liberalisation, the Peso, and Mexico's Commodity Trade Flows with the United States", *Journal of Development Studies*, vol. 45, núm. 5, pp. 693-725.
- Banco de México (2015), "Estadísticas" (<http://www.banxico.org.mx/estadisticas/index.html>), 15 de marzo de 2015.
- Box, G., y G. Jenkins (1976), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, San Francisco, Holden Day.
- Cardera, R., y L. M. Galindo (1999), "La Demanda de Importaciones en México: un Enfoque de Elasticidades", *Comercio Exterior*, vol. 49, núm. 5, pp. 481-487.
- Cermeño, R., B. S. Jensen y H. Rivera (2010), "Trade Flows and Volatility of their Fundamentals: Some Evidence from Mexico", División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas, Documento de Trabajo 496.
- Clarida, H. (1994), "Cointegration, Aggregate Consumption and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation", *The American Economic Review*, vol. 84, núm. 1, pp. 298-308.
- Dickey, D., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- , y W. A. Fuller (1981), "The Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- , y S. Pantula (1987), "Determining the Ordering of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, núm. 4, pp. 455-61.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2015), "Federal Reserve Economic Data" (<http://research.stlouisfed.org/fred2/>), 15 de marzo de 2015.
- Fullerton, T. M., W. Sawyer y R. Sprinkle (1997), "Functional Form for United States Mexico Trade Equations", *Estudios Económicos*, vol. 12, núm. 1, pp. 23-35.
- , W. Sawyer y R. Sprinkle (2005), "An Error Correction Analysis of U.S.-Mexico Trade Flows", *The International Trade Journal*, vol. 19, núm. 2, pp. 179-192.
- Garcés, D. G. (2008), "Análisis de las Funciones de Importación y Exportación de México: 1980-2000", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. 75, núm. 1, pp. 109-141.
- Ginman, P., y T. Murray (1976), "An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 58, núm. 1, pp. 75-80.
- Goldstein, M., y M. Khan (1985), "Income and Price Effect in Foreign Trade", en R.

- Jones y P. Kenen (comps.), *Handbook of International Economics*, Ámsterdam, North-Holland.
- Granger, C., y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, núm. 2, pp. 111-120.
- Hansen, B., y P. Phillips (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, núm. 1, pp. 99-125.
- , P. Phillips y M. Loretan (1991), "Estimating Long-Run Equilibria", *Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 3, pp. 407-436.
- Haug, A., J. MacKinnon y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, núm. 5, pp. 563-577.
- Houthakker, H. S., y S. P. Magee (1969), "Income and Price Elasticities in World Trade", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 51, núm. 2, pp. 111-125.
- Inder, B. (1993), "Estimating Long-run Relationships in Economics", *Journal of Econometrics*, vol. 57, núms. 1-3, pp. 53-68.
- Instituto Nacional de Geografía y Estadística (2015), "Banco de Información Económica" (<http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>), 15 de marzo de 2015.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núms. 2-3, pp. 231-254.
- (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59, núm. 6, pp. 1551-1580.
- Khan, M. S. (1974), "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 21, núm. 4, pp. 678-693.
- , y K. Z. Ross (1977), "The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation", *Journal of International Economics*, vol. 7, núm. 2, pp. 149-160.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, núms. 1-3, pp. 159-178.
- Marquez, J., y C. McNeilly (1988), "Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, núm. 2, pp. 306-314.
- Montalvo, J. G. (1995), "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results", *Economic Letters*, vol. 48, pp. 229-234.
- Narayan, P. K., y S. Narayan (2004), "Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economies*, vol. 42, núm. 1, pp. 95-112.
- Ng, S., y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, pp. 1519-1554.
- Park, J. (1992), "Canonical Cointegrating Regressions", *Econometrica*, vol. 60, núm. 1, pp. 119-143.
- Perron, P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further

- Evidence from a New Approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núms. 2-3, pp. 297- 332.
- Perron, P., y P. Phillips (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, núm. 3, pp. 289-326.
- Reinhart, C. (1995), “Devaluation, Relative Prices and International Trade”, *IMF Staff Papers*, vol. 42, núm. 2, pp. 290-312.
- Romero, J. (2010), “Evolución de la demanda de importaciones de México: 1940-2009”, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México, Documento de Trabajo III-2010.
- Rose, A. (1991), “The Role of Exchange Rates in Popular Models of International Trade: Does the Marshall-Lerner Condition Hold?”, *Journal of International Economics*, vol. 30, núm. 2, pp. 301-316.
- Saikkonen, P. (1991), “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, *Econometric Theory*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-21.
- Senhadji, A. (1997), “Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis”, Fondo Monetario Internacional, IMF Working Paper WP/97/132.
- , y C. Montenegro (1998), “Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis”, Fondo Monetario Internacional, IMF Working Paper WP/98/149.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in High Order Integrated Systems”, *Econometrica*, vol. 61, núm. 4, pp. 783-820.
- Thursby, J., y M. Thursby (1984), “How Reliable are Simple, Single Equation Specifications of Import Demand?”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 66, núm. 1, pp. 120-128.