

NÚMERO 449

RODOLFO CERMEÑO Y HUVER RIVERA

La demanda por importaciones y
exportaciones: evidencia de cointegración
para México, 1991-2005

DICIEMBRE 2008



www.cide.edu

• Las colecciones de **Documentos de Trabajo** del **CIDE** representan un medio para difundir los avances de la labor de investigación, y para permitir que los autores reciban comentarios antes de su publicación definitiva. Se agradecerá que los comentarios se hagan llegar directamente al (los) autor(es).

• D.R. © 2008. Centro de Investigación y Docencia Económicas, carretera México-Toluca 3655 (km. 16.5), Lomas de Santa Fe, 01210, México, D.F.
Fax: 5727•9800 ext. 6314
Correo electrónico: publicaciones@cide.edu
www.cide.edu

• Producción a cargo del (los) autor(es), por lo que tanto el contenido así como el estilo y la redacción son su responsabilidad.

Resumen

En este trabajo se utiliza un enfoque de cointegración para estimar las funciones de demanda por importaciones y exportaciones en México. Las especificaciones se derivan del modelo de bienes sustitutos imperfectos y son estimadas con datos mensuales para el periodo 1991-2005. Se encuentra que todas las variables pueden ser caracterizadas como procesos integrados de orden uno y que existen relaciones de cointegración significativas para las funciones de demanda por importaciones y exportaciones. En ambos casos, las elasticidades precio e ingreso de largo plazo son significativas y consistentes con el modelo teórico. Cuantitativamente, si bien el tipo de cambio nominal juega un papel importante en la determinación de los flujos de comercio exterior, el efecto ingreso constituye su principal determinante.

Palabras clave: demanda por importaciones y exportaciones, modelo de sustitutos imperfectos, raíces unitarias, cointegración.

Clasificación JEL: C22, F10, F14

Abstract

This paper uses a cointegration approach to estimate the demand functions for imports and exports in Mexico. The specification of each function is derived from the model of imperfect substitute goods and are estimated using monthly data over the period 1991-2005. It is found that all variables can be characterized as processes integrated of order one and that there exists significant cointegration relationships for the demand functions of exports and imports. In both cases, the long run income and price elasticities are significant and consistent with the theoretical model. Quantitatively, although the nominal exchange rate plays an important role in the determination of trade flows, the income effect becomes their main determinant.

Keywords: Demand for imports and exports, imperfect substitute goods model, unit roots, cointegration.

JEL classification: C22, F10, F14

Introducción

El objetivo del presente trabajo es estimar las funciones de demanda por importaciones y exportaciones mexicanas utilizando datos mensuales para el periodo 1991-2005. Se adopta una especificación empírica convencional derivada del modelo de bienes sustitutos imperfectos, resumido en Khan (1985). Para evitar la estimación de posibles relaciones espurias se implementa un enfoque econométrico de raíces unitarias y cointegración. Los flujos comerciales de México son cuantificados en el contexto de la interrelación económica entre México y Estados Unidos.

Se considera que el modelo de sustitutos imperfectos es adecuado para caracterizar tanto la demanda por exportaciones como por importaciones puesto que provee una especificación sencilla, basada en los determinantes fundamentales de los flujos de comercio. Esto será corroborado encontrando elasticidades significativas y con los signos correctos para ambas funciones.

Un aspecto destacable de este trabajo es que se utiliza los enfoques de cointegración multiecuacional y uniecuacional de Johansen y Engle-Granger respectivamente. En el caso uniecuacional, una vez que las variables independientes probaron ser débilmente exógenas, se estima la relación de largo plazo por el método de mínimos cuadrados dinámicos con el fin de corregir potenciales efectos distorsionantes de posibles problemas de endogeneidad y autocorrelación presente en las relaciones de demanda.

Se encuentra que las series de importaciones y exportaciones, así como las de sus respectivos precios relativos, son integradas de orden uno, al igual que las series de ingreso tanto de México como de Estados Unidos. Además, se encuentra una sola relación de cointegración para cada una de las funciones de demanda, lo que asegura su identificación y facilita su interpretación.

La función de demanda por importaciones muestra los signos correctos mientras que la función de demanda por exportaciones, al igual que en la literatura empírica reciente, muestra un signo positivo para la elasticidad precio. Sin embargo, cuando se incluye el tipo de cambio nominal, expresado como pesos por dólar, derivado a partir del modelo de bienes sustitutos imperfectos, se obtiene el signo correcto de la elasticidad precio en la función de demanda por exportaciones.

Tanto en la estimación por el método de Johansen como en la estimación uniecuacional por el método de mínimos cuadrados dinámicos, las cuatro elasticidades son significativas para niveles de significancia convencionales y muestran los signos correctos. Las elasticidades ingreso muestran ser robustas en ambos métodos de estimación aunque las elasticidades precio obtenidas por el método de Johansen resultan ser menores.

El resto del trabajo está estructurado como sigue. En la sección 1 se incluye una reseña de la literatura relevante y los antecedentes sobre la

estimación de las funciones de demanda para México y otros países en desarrollo. En la sección 2 se presenta la especificación empírica de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones en base al modelo de sustitutos imperfectos. En la sección 3 se hace una descripción de las variables y se procede a identificar sus órdenes de integración y los procesos que siguen en el tiempo. En la sección 4 se realiza el análisis de cointegración y la estimación de las funciones de demanda tanto por el método de Johansen en el caso multiecuacional, como por el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico en el caso uniecuacional. Por último se presentan las conclusiones.

1. Antecedentes

1.1. Funciones empíricas de demanda por importaciones y exportaciones

En la literatura empírica sobre comercio internacional típicamente se ha relacionado el flujo de las importaciones de un país con su nivel de ingreso, el nivel de precios de las importaciones, un tipo de cambio nominal y el nivel de precios prevaleciente en ese país. Por su parte, el flujo de las exportaciones de un país se ha relacionado con el nivel de ingreso de sus socios comerciales, el nivel de precios de las exportaciones de dicho país, un tipo de cambio nominal y el nivel de precios prevaleciente en el país destino de las exportaciones. A este enfoque del comercio internacional se le conoce como el modelo de sustitutos imperfectos.

El supuesto principal de este modelo es que tanto las importaciones como las exportaciones son sustitutos imperfectos de los bienes domésticos. La aplicabilidad de este modelo tiene como base las siguientes dos observaciones sobre los patrones de comercio internacional: (i) existe comercio intraindustrial entre países y (ii) es posible encontrar un diferencial de precios significativo y no transitorio para un mismo tipo de mercancía en un mismo país.

Mientras que algunos productos se pueden considerar sustitutos perfectos, cuando son completamente homogéneos, como los minerales y los cereales¹ que son negociados en los mercados internacionales, el modelo de sustitutos imperfectos se apoya en el hecho de que una parte importante de las mercancías compradas y vendidas entre los países no son completamente homogéneas.²

La literatura empírica sobre el comercio internacional ha utilizado ampliamente adaptaciones econométricas de este modelo con el propósito de

¹ Como ejemplos se pueden citar el trigo y el cobre

² El "malinchismo" es un caso extremo. Dos mercancías físicamente iguales pueden no ser completamente homogéneas por el simple hecho de ser producidas en diferentes países.

estimar funciones de demanda, tanto para las importaciones como para las exportaciones. En el modelo de sustitutos imperfectos las importaciones y las exportaciones son vistas como bienes que se encuentran, junto con los bienes domésticos, en la cesta de consumo de los agentes.

Así, la propiedad de sustitución imperfecta entre los bienes extranjeros y los bienes domésticos plantea la especificación de funciones de demanda Marshallianas tanto para las importaciones como para las exportaciones. Por lo tanto, la demanda por importaciones sería una función del ingreso del país importador y del precio relativo entre el precio de las importaciones, en la moneda del país importador, y el precio de sus bienes domésticos. Mientras que la demanda por las exportaciones de un país sería una función del ingreso de los países que adquirieran sus exportaciones y del precio relativo entre el precio de sus exportaciones, en moneda extranjera, y el precio de los bienes domésticos extranjeros.

Las especificaciones econométricas convencionales de dichas funciones de demanda han sido modelos lineales o lineal-logarítmicas y han sido estimadas utilizando series de tiempo de países individuales. No se ha implementado análisis de sección cruzada. Desde el comienzo, el principal interés en la literatura empírica ha sido determinar la magnitud y el signo de las elasticidades ingreso y precio de largo plazo de dichas funciones de demanda.

Los primeros estudios empíricos aparecieron hacia finales de década de 1960³ (Houthakker y Magee, 1969). Estos empleaban el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), sin embargo desde la década de 1950 se reconocía que estas estimaciones de las funciones de demanda podrían arrojar elasticidades sesgadas debido a la posible endogeneidad entre las cantidades importadas y exportadas y sus respectivos precios (Orcutt, 1950; Harberger, 1953).

Buscando evitar posibles sesgos de endogeneidad, en las décadas de 1970 y 1980 autores como Goldstein y Khan (1978) y Márquez y McNeilly (1988), emplearon métodos de ecuaciones simultáneas y el método de mínimos cuadrados de dos etapas (MCO2) respectivamente.

Es importante mencionar, sin embargo, que en general en la literatura empírica se ha lidiado con el problema de endogeneidad en sus especificaciones empleando el supuesto de elasticidad precio infinita de la oferta tanto de importaciones como de exportaciones. El supuesto de elasticidad precio infinita de la oferta implica que los países son tomadores de precios para sus mercancías importadas o exportadas por lo que el volumen de sus importaciones o exportaciones sería incapaz de afectar los precios de las mismas evitándose así el problema de doble causalidad entre precios y cantidades. Además, este supuesto puede reflejar en forma bastante precisa

³ Los primeros análisis sobre el comercio internacional en este contexto se pueden rastrear hasta la década de 1940 en estudios como los de Adler (1945 y 1946) y Chang (1945-1946) aunque algunos de ellos no incluyen el análisis de regresión, como es el caso de Adler.

la realidad económica de un número importante de países importadores y exportadores, justificándose así su aplicabilidad.⁴ De esta forma, se ha evitado hacer explícitas las relaciones de oferta en sus especificaciones, continuando el uso del método de mínimos cuadrados ordinarios como método de estimación.

Otra preocupación respecto de la estimación por MCO de las funciones de las demandas basadas en el modelo de bienes sustitutos imperfectos en el periodo de tiempo entre 1970 y 1990 fue el problema de autocorrelación residual y la correspondiente pérdida de eficiencia de los estimadores de las elasticidades de interés, debido al empleo de series de tiempo. En este sentido, trabajos como los de Thursby y Thursby (1984), Goldstein y Khan (1985) y Márquez y McNeilly (1988), han propuesto la utilización de metodologías tales como las de series de tiempo y la de rezagos con ponderaciones geoméricamente declinantes,⁵ respectivamente, para tomar en cuenta los procesos autoregresivos y de media móvil para las series de tiempo involucradas en la estimación de las funciones de demanda basadas en el modelo de sustitutos imperfectos.

A partir de la década de 1990, la literatura empírica sobre la estimación de demandas por importaciones y exportaciones basadas en el modelo de sustitutos imperfectos ha dirigido su atención, en parte, hacia la verificación de la homogeneidad de grado cero en precio de las funciones de demanda⁶ (Deyak, Sawyer y Sprinkle, 1993; Narayan y Narayan, 2004). Un aspecto destacable ha sido considerar la no estacionariedad de las series involucradas en la estimación de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones y la posibilidad de relaciones espurias entre las variables de tales funciones.

Rose (1991), Reinhart (1995), Clarida (1994 y 1996), Senhadji (1997), Senhadji y Montenegro (1998) y Garcés (2002) han mostrado que las series de tiempo de las importaciones y exportaciones y de sus respectivos precios relativos siguen caminatas aleatorias en el tiempo (contienen una raíz unitaria) y han hecho de la caracterización de estas series un elemento primordial de sus análisis.

A diferencia de la literatura empírica tradicional en este campo, la nueva literatura incorpora el análisis de cointegración para descartar la presencia de relaciones espurias en las ecuaciones de demanda dadas las características de las series. También se plantea el hecho de que la estimación por el método de mínimos cuadrados en el contexto de series no estacionarias, aunque cointegradas, podría arrojar estimadores no eficientes ni consistentes en

⁴ El supuesto es aplicable principalmente a países pequeños en el contexto económico internacional pero es debatible en el caso de economías grandes que experimentan una plena utilización de sus capacidades productivas y que, por lo tanto, enfrentan una oferta muy inelástica respecto del precio (Goldstein y Khan, 1978).

⁵ *General distributed-lag model with geometrically declining weights* (Goldstein y Khan, 1985).

⁶ La homogeneidad de grado cero en precios es una característica de las funciones de demanda marshallianas.

muestras pequeñas⁷ (Banerjee *et al.*, 1986) proponiendo el uso de otros métodos de estimación como el de Johansen (1988 y 1997) u otros métodos uniecuacionales como el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico (*Dinamic Ordinary Least Squares*, DOLS) (Phillips y Hansen, 1990; Phillips y Loretan, 1991; Saikkonen, 1991; Park, 1992; Stock y Watson, 1993) o el método de mínimos cuadrados completamente modificados (*Fully Modified Least Squares*, FMLS) (Phillips y Hansen, 1990).

1.2. Estudios para México y otros países en desarrollo

Antes de la década de 1990, los estudios empíricos sobre la estimación de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones basadas en el modelo de sustitutos imperfectos tuvieron como principal objetivo corregir los problemas de endogeneidad y de autocorrelación residual que pudieran resultar de la utilización del método de mínimos cuadrados ordinarios en dichas estimaciones. Así, la mayor parte de la literatura empírica de ese periodo se encuentra comprendida principalmente por trabajos técnicos sobre los supuestos y los métodos de estimación de las especificaciones econométricas de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones; prácticamente, la totalidad de estos estudios fueron hechos para países desarrollados.

Si bien es cierto que existían estudios escasos para países en desarrollo, no es sino hasta la década de 1990 que México es tomado en cuenta en la literatura empírica. Una de las pocas referencias previas sobre el caso de México fue hecha en el estudio de Houthakker y Magee (1969).⁸ En 1974, Khan realizaría uno de los primeros estudios para los países en desarrollo. Estima funciones de demanda por importaciones y exportaciones para países latinoamericanos como Argentina, Brasil, Colombia, Uruguay y Costa Rica pero no incluye a México.

Es a partir del estudio de Reinhart (1995), nuevamente para países en desarrollo, que se analizan las funciones de demanda por importaciones y exportaciones mexicanas. La autora estima las funciones de demanda por importaciones y exportaciones para países de África, Asia y América Latina,⁹ siguiendo el enfoque del modelo de sustitutos imperfectos, con datos anuales para el periodo 1970-1991, provenientes del Fondo Monetario Internacional.¹⁰

Dados los resultados de trabajos como los de Rose (1991) y Clarida (1994), en donde se muestra que las variables de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones son integradas de orden uno, Reinhart analiza

⁷ Al utilizar datos anuales, la mayoría de los estudios terminan con muestras muy reducidas dada la disponibilidad de los datos en el tiempo.

⁸ En el cual, sin embargo, no se reportan resultados para México.

⁹ Congo, Kenia, Marruecos, Hong Kong, Indonesia, Pakistán, Sri Lanka, Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica y México.

¹⁰ IMF *World Economic Outlook*.

el orden de integración de las series con la prueba Dickey-Fuller Aumentada (*Augmented Dickey-Fuller*, ADF) y descubre que las importaciones reales, el producto interno bruto real y los precios relativos de los países son todas integradas de orden uno. Posteriormente, realiza pruebas de cointegración de Johansen, aunque no verifica el número de relaciones de cointegración en las funciones de demanda,¹¹ y luego procede a estimar estas funciones con el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico.¹²

Reinhart (1995) utiliza tanto las importaciones como las exportaciones deflactadas por sus correspondientes valores unitarios. Para la ecuación de demanda por importaciones utiliza, además, el producto interno bruto real de los países (en moneda doméstica) y los valores unitarios de las importaciones (convertidos a la moneda doméstica de los países) deflactadas por los precios al consumidor. Para la ecuación de exportaciones, el producto interno bruto real de los países industriales (en dólares) y los valores unitarios de las exportaciones deflactados por los índices de precios al consumidor de los países industriales (en dólares).

Las elasticidades precio que reporta para las funciones de importaciones son significativas y tienen el signo correcto para todos los países, fluctuando entre -1.36 (Colombia) y -0.15 (Congo), mientras que las elasticidades ingreso muestran un signo positivo y significativo para todos los países, fluctuando entre 2.75 (Brasil) y 0.89 (México); la elasticidad precio para México es -0.39.

En cuanto a la función de exportaciones, la elasticidad precio muestra el signo correcto y es significativo para todos los países excepto para México cuya elasticidad sí es significativa pero positiva. Las elasticidades precio fluctúan entre -0.97 (Pakistán) y 0.31 (México), mientras que las elasticidades ingreso son positivas y significativas para todos los países, fluctuando entre 4.41 (Hong Kong) y 0.88 (Sri Lanka); la elasticidad ingreso de México es 3.37.

Senhadji (1997) estima ecuaciones de demanda por importaciones para 77 países, tanto desarrollados como en desarrollo, abordando el problema de la no estacionariedad de las variables involucradas en la relación de demanda. Senhadji, parte de un problema de maximización intertemporal de la utilidad de agentes representativos en el contexto del modelo de sustitutos imperfectos, de donde deriva una ecuación de demanda que es lineal logarítmica en el precio relativo de las importaciones y de una variable de actividad económica, como variable *proxy* del ingreso real, definida como el producto interno bruto menos las exportaciones.

El autor utiliza datos anuales de la base BESD del Banco Mundial para estimar las relaciones de demanda por importaciones para los 77 países para

¹¹ La existencia de dos o más relaciones de cointegración podrían señalar funciones de importaciones y exportaciones sobre identificadas.

¹² Sin embargo, es importante destacar que la autora no realiza pruebas de exogeneidad débil sobre las variables independientes que pudieran justificar el empleo de métodos uniecuacionales en la estimación.

el periodo de 1960 a 1993. En su análisis empírico emplea el valor de las importaciones y exportaciones de bienes y servicios, como variable de actividad económica el PIB menos exportaciones y como el precio relativo de las importaciones la razón entre el deflactor de la importaciones y el deflactor implícito del PIB.

La utilización de la metodología de series de tiempo en el análisis empírico se justifica por la no estacionariedad de las variables: utilizando la prueba ADF, para la mayoría de los países la hipótesis de raíz unitaria aplicada sobre las variables de importaciones, precios relativos y de actividad económica, en logaritmos, no puede ser rechazada a niveles de significancia convencionales (1, 5 ó 10%). Ante esta realidad, Senhadji estima la relación de demanda y posteriormente lleva a cabo una prueba de cointegración para validar el valor interpretativo de los coeficientes obtenidos.

Las elasticidades de largo plazo son estimadas mediante el método FMLS (método de mínimos cuadrados completamente modificados) de Phillips y Hansen (1990) en vez del método tradicional de MCO. Senhadji reporta las estimaciones de las elasticidades sólo para 66 países, todos con los signos esperados para ambas elasticidades.

Las elasticidades de largo plazo para el precio varían entre -0.02 (Chile) y -6.74 (Benin) con una media de -1.08. En cuanto a la elasticidad ingreso de largo plazo, ésta varía entre 0.03 (Zaire) y 5.48 (Uruguay) con una media de 1.45. De estos 66 países, sólo para 49 los estimados de las elasticidades tienen significado dado que solo en estos casos se encontró evidencia de cointegración, la mayoría de las veces al 1%, utilizando la prueba de Phillips-Ouliaris sobre los residuales.

En el caso particular de México, este estudio descubre una raíz unitaria para cada una de las variables de la relación de demanda dentro de los niveles de significancia convencionales. Estima, además, una elasticidad precio de largo plazo de -0.77 y una elasticidad ingreso de 1.31, ambas significativas al 5%. Sin embargo, para el caso de México, Senhadji no encuentra cointegración en la relación de demanda por importaciones según la prueba de Phillips-Ouliaris por lo que dichas elasticidades carecerían de significado interpretativo indicando una relación espuria en la ecuación de importaciones.

Senhadji y Montenegro (1998), siguiendo la metodología de series de tiempo para abordar el problema de la no estacionariedad de las variables de Senhadji (1997), estiman las elasticidades de la demanda por exportaciones para un gran número de países tanto desarrollados como en desarrollo.

A partir de un problema de maximización intertemporal de la utilidad de agentes representativos en el contexto del modelo de sustitutos imperfectos, derivan una ecuación de demanda por exportaciones que es una función lineal logarítmica del precio relativo de las exportaciones y de una variable de actividad económica, como variable *proxy* del ingreso real, definida como el

promedio de los productos internos brutos de los socios comerciales ponderados por su participación en las exportaciones del país a analizar menos las exportaciones de esos mismos socios comerciales.

Con datos anuales provenientes de la base de cuentas nacionales del Banco Mundial y de una base de comercio con flujos desagregados de las Naciones Unidas (UNSO COMTRADE) estima las relaciones de demanda por exportaciones para 70 países para el periodo de 1960 a 1993. En su análisis empírico emplean el valor de las exportaciones de bienes y servicios en términos reales, como variable de actividad económica el promedio de los productos internos brutos de los socios comerciales ponderados por su participación en las exportaciones del país a analizar menos las exportaciones de sus socios comerciales y como el precio relativo de las exportaciones, la razón entre el deflactor de las exportaciones y el índice de valores unitarios de las exportaciones mundiales.

Para la mayoría de los países la hipótesis de raíz unitaria no puede ser rechazada en los niveles de significancia convencionales de la prueba ADF para las variables exportaciones, precios relativos y de actividad económica, todas en logaritmos. Las elasticidades son estimadas mediante el método FMLS. Senhadji y Montenegro reportan las estimaciones de las elasticidades sólo para 53 países, aquellos con los signos esperados para ambas elasticidades.

En cuanto a la elasticidad precio de largo lazo ésta varía en un rango de -0.02 (Perú) a -4.72 (Turquía) y tiene un valor medio de -1.00. La elasticidad ingreso de largo plazo varía entre 0.17 (Ecuador) y 4.34 (Corea) con una media de 1.48. De estos 53 países para 51 de ellos los estimados de las elasticidades tienen significado ya que en sus relaciones de demanda la hipótesis de no cointegración fue rechazada, la mayoría de las veces al 1%, utilizando la prueba de Phillips-Ouliaris sobre los residuales,

En el caso particular de México, este estudio descubre una raíz unitaria para cada una de las variables de la relación de demanda. A diferencia del estudio anterior de Senhadji, las elasticidades precio e ingreso de la función de exportaciones para México no mostraron los signos esperados y fueron excluidos del análisis sin reportarse dichos coeficientes ni efectuarse la prueba de cointegración.

Garcés (2002) estudia las funciones de demanda por importaciones y exportaciones para México en el marco de la relación bilateral con Estados Unidos para el periodo 1980-2000; el propósito del autor es investigar la evolución de los flujos de comercio exterior ante los importantes cambios institucionales originados por la adhesión de México al GATT (1985) y al TLCAN (1994).

Al igual que en Senhadji (1997) y Senhadji y Montenegro (1998), en sus especificaciones empíricas la ecuación de exportaciones es una función lineal logarítmica del índice de la producción de Estados Unidos, que emplea como

variable *proxy* del ingreso, y del tipo de cambio real expresado como pesos por dólar.¹³ En cuanto a la ecuación de exportaciones ésta también es una función lineal logarítmica pero del índice de la producción industrial de México, del nivel de las exportaciones y del tipo de cambio real expresado, también, como pesos por dólar.

Los datos que utiliza son los valores de las exportaciones e importaciones en dólares constantes con una periodicidad mensual y los valores respectivos del tipo de cambio real y los índices de producción industrial para ambos países también en forma mensual.¹⁴ Utilizando la prueba DF-GLS (Elliot, Rothemberg y Stock, 1996) de raíces unitarias sobre las diferentes series del estudio en logaritmos, concluye que todas ellas contienen una raíz unitaria en su nivel y que, por lo tanto, son variables integradas de orden uno.

Una vez corroborada esta característica de las series, procede a determinar la existencia de cointegración. Mediante el procedimiento de Johansen (1988), modela la demanda por exportaciones mexicanas totales para el periodo 1990-2000 como una función del índice de la producción industrial de los Estados Unidos y del tipo de cambio real. Garcés concluye que existe solamente una relación de largo plazo entre las variables involucradas y que ninguna de ellas puede ser eliminada de esta relación. Las elasticidades de ingreso y de tipo de cambio real obtenidas son 2.80 y 0.32, respectivamente.

En el caso de las importaciones, aplica el mismo procedimiento y modela la demanda por importaciones mexicanas totales para el periodo 1991-2000 como una función lineal del índice mexicano de la producción industrial, del tipo de cambio real y del nivel de las exportaciones totales; el autor encuentra que existe un solo vector de cointegración, las elasticidades de largo plazo tienen el signo correcto (0.94 para la elasticidad ingreso y -0.14 para la elasticidad tipo de cambio real) y ninguna de las variables puede ser excluida de la relación. Adicionalmente, realiza estimaciones de las funciones de demanda por el método FMLS. Para la ecuación de exportaciones encuentra elasticidades ingreso y precio de 2.86 y 0.23, mientras que para la ecuación de importaciones la elasticidad precio es de -0.28 y la elasticidad ingreso es de 1.12; estas cuatro elasticidades son significativas a 1%.

En la tabla 1 se muestran los resultados sobre la estimación de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones de diferentes estudios empíricos tanto para México como para Estados Unidos, socio comercial determinante de los flujos de comercio exterior de México.

Dos aspectos importantes de los trabajos para México son que: (1) utilizando especificaciones basadas en el modelo de sustitutos imperfectos no se ha podido encontrar una elasticidad precio negativa para la demanda por

¹³ Aunque el autor no indica qué índices de precios utiliza para calcular dicho tipo de cambio real.

¹⁴ La mayor parte los obtiene del Banco de México (Banxico).

exportaciones y (2) parece no existir una relación contraria a la predicha por la teoría entre las exportaciones y sus principales determinantes.

TABLA 1. COMPARATIVO DE LOS RESULTADOS PARA LAS FUNCIONES DE DEMANDA POR IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES DE OTROS ESTUDIOS EMPÍRICOS PARA MÉXICO Y ESTADOS UNIDOS

| Función de importaciones | | | | | |
|---------------------------------|----------------|----------------|--------------------|--|---------------------------------------|
| Estudio | País | Periodo | Metodología | Elasticidad ingreso^a | Elasticidad precio^a |
| 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 | DOLS ^b | 0.89 | -0.39 |
| Senhadji, 1997 | México | 1960-1993 | FMLS ^c | 1.31 | -0.77 |
| | Estados Unidos | 1960-1993 | FMLS | 2.45 | -0.52 |
| Garcés, 2002 ^d | México | 1991-2000 | Johansen | 0.94 | -0.41 |
| | | 1991-2000 | FMLS | 1.12 | -0.28 |
| Función de exportaciones | | | | | |
| Houthakker y Magee, 1969 | Estados Unidos | 1951-1966 | MCO | 0.99 | -1.51 |
| Khan, 1974 | Estados Unidos | 1955-1970 | FIML ^e | 1.01 | -2.31 |
| Reinhart, 1995 | México | 1970-1991 | DOLS | 3.37 | 0.312 |
| Senhadji y Montenegro, 1998 | México | 1960-1993 | FMLS | --- | --- |
| | Estados Unidos | 1960-1993 | FMLS | 1.04 | -0.73 |
| Garcés, 2002 | México | 1990-2000 | Johansen | 2.80 | 0.32 |
| | | 1990-2000 | FMLS | 2.86 | 0.23 |

^a Elasticidades de largo plazo.

^b DOLS: *Dinamic Ordinary Least Squares* (MCO Dinámico) (Stock y Watson, 1993).

^c FMLS: *Fully Modified Least Squares* (Mínimos cuadrados completamente modificados) (Phillips y Hansen, 1990).

^d Utiliza en su especificación una variable de tipo de cambio real y no un precio relativo.

^e *Full Information Maximum Likelihood* (Máxima Verosimilitud de información completa).

--- No reportadas.

Lo anterior es corroborado en el trabajo de Garcés quien encuentra los signos correctos para ambas elasticidades utilizando un tipo de cambio real pesos por dólar. Esto último parece señalar un problema con el precio relativo de la función de exportaciones pero no en la especificación teórica de funciones de demanda basadas en el modelo de sustitutos imperfectos, aunque la interpretación del tipo de cambio real y del precio relativo es diferente, su construcción teórica es similar (índices de precios y el tipo de cambio nominal).

2. Especificación del modelo

La especificación que se utilizará para las funciones de demanda se basa en el modelo de sustitutos imperfectos resumido por Khan (1985) donde la cantidad de importaciones de un país está relacionada con su ingreso nominal Y_D , los

precios de las importaciones en moneda doméstica¹⁵ P_M y los precios de los sustitutos domésticos P_D . En el caso de las exportaciones, éstas se relacionan con el ingreso del país destino de las exportaciones Y_F , los precios de las exportaciones en moneda foránea P_X y los precios de los sustitutos domésticos foráneos P_F .¹⁶ Estas funciones están dadas respectivamente por:

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

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

Donde e se refiere al tipo de cambio nominal expresado como unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera.

En la determinación de los flujos de las importaciones y las exportaciones, este modelo asume una elasticidad precio infinita de la oferta, lo que implicaría que los países son tomadores de precios sin capacidad de afectar los precios a través de las cantidades importadas y exportadas; por lo tanto, ese supuesto nos permite abstraernos de una posible doble causalidad entre precios y cantidades permitiéndonos trabajar sólo con las relaciones de demanda sin tener que hacer explícitas las correspondientes relaciones de oferta. Dado el tamaño de la economía mexicana en el escenario económico internacional, el supuesto de elasticidad precio infinita se justifica en la realización de este trabajo.

Se considera que la forma de las funciones $f(\cdot)$ es lineal por lo que las funciones de demanda serían:

$$M = \delta_0 + \delta_1 Y_D + \delta_2 eP_M + \delta_3 P_D + \varepsilon_M \quad (3)$$

$$X = \gamma_0 + \gamma_1 Y_F + \gamma_2 \frac{P_X}{e} + \gamma_3 P_F + \varepsilon_X \quad (4)$$

Además, se reconoce que estas funciones de demanda cumplen con el postulado microeconómico de homogeneidad de grado cero en precios o de "no ilusión monetaria" por lo que se podrían escribir como:

$$M = \delta_0 + \delta_1 \frac{Y_D}{P_D} + \delta_2 \frac{eP_M}{P_D} + \varepsilon_M \quad (5)$$

$$X = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{Y_F}{P_F} + \gamma_2 \frac{P_X}{eP_F} + \varepsilon_X \quad (6)$$

Donde $\frac{Y_D}{P_D}$ y $\frac{P_M}{P_D}$ son, respectivamente, el ingreso real doméstico y el precio relativo de las importaciones. Para la función de demanda por

¹⁵ En el modelo aquí presentado no se consideran las estructuras impositivas sobre el comercio exterior. En general, la literatura empírica basada en el modelo de sustitutos imperfectos se ha abstraído de ellas.

¹⁶ Aunque algunos autores como Magee (1969) y Narayan y Narayan (2004) utilizan, en vez de los precios de los sustitutos domésticos extranjeros, los precios de las exportaciones de los socios comerciales con los que compete el país exportador.

exportaciones, $\frac{Y_F}{P_F}$ y $\frac{P_X}{eP_F}$, son respectivamente el ingreso real del país destino de las exportaciones y el precio relativo de las exportaciones. Con esta especificación, se hace referencia al hecho de que cambios igualmente proporcionales en los precios no afectarían las cantidades importadas o exportadas. Por último, el modelo resumido por Khan utiliza el logaritmo de las series:

$$\ln M = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{Y_D}{P_D} + \alpha_2 \ln \frac{eP_M}{P_D} + u_M \quad (7)$$

$$\ln X = \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{Y_F}{P_F} + \beta_2 \ln \frac{P_X}{eP_F} + u_X \quad (8)$$

Por lo que los coeficientes alfas y betas corresponderían directamente a las elasticidades precio e ingreso de largo plazo de las funciones de demanda, donde se espera que α_1 y β_1 sean positivos y α_2 y β_2 , negativos.

Esta especificación, conocida como log-lineal ha tenido un uso intensivo en la literatura empírica en trabajos como los de Magee (1969), Khan (1974), Senhadji (1997), Senhadji y Montenegro (1998), Reinhart (1995), Garcés (2002) y Narayan y Narayan (2004) para estimar las elasticidades ingreso y precio de las funciones de demanda de comercio exterior.

Es importante señalar que bajo el supuesto de homogeneidad de grado cero en precios, más la especificación de las variables en logaritmo, lo que se está suponiendo implícitamente en este trabajo es que el efecto de los precios externos y del tipo de cambio nominal sobre la demanda son iguales entre sí y que éstos se igualan con el signo contrario al efecto de los precios internos. Por ejemplo, para la ecuación de demanda por importaciones, aplicando la función logaritmo, se tendría que:

$$\ln M = \alpha_0 + \alpha_1 [\ln Y_D - \ln P_D] + \alpha_2 [\ln e + \ln P_M - \ln P_D] + u_M \quad (9)$$

Como se puede apreciar, el coeficiente α_2 es el mismo para las tres variables por lo que

$$\frac{\partial E(\ln M)}{\partial \ln e} = \frac{\partial E(\ln M)}{\partial \ln P_M} = -\frac{\partial E(\ln M)}{\partial \ln P_D} \quad (10)$$

Y lo mismo para la función de demanda por exportaciones:

$$\ln X = \beta_0 + \beta_1 [\ln Y_F - \ln P_F] + \beta_2 [\ln P_X - \ln e - \ln P_F] + u_X \quad (11)$$

$$\frac{\partial E(\ln X)}{\partial \ln P_X} = -\frac{\partial E(\ln X)}{\partial \ln e} = -\frac{\partial E(\ln X)}{\partial \ln P_F} \quad (12)$$

Estudios empíricos como los de Murray y Ginman (1976), Deyak, Sawyer y Sprinkle (1993) y Narayan y Narayan (2004), estiman (7) y (8) sin asumir homogeneidad de grado cero en precios, especificando tales ecuaciones con las variables desagregadas a la manera de (9) y (11) pero permitiendo

diferentes coeficientes para cada una de las variables; sus resultados apuntan al hecho de que no necesariamente se cumple el supuesto de homogeneidad sobre las funciones de demanda por importaciones y exportaciones.

Para efectos de este trabajo, sin embargo, se estiman (7) y (8) en la forma convencional para hacer comparables los resultados aquí obtenidos con los de otros estudios para México que emplean el supuesto de homogeneidad.

3. Resultados empíricos

3.1. Base de datos

Para fines de este trabajo se construyó una base de datos con series mensuales para el periodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2005. Esta base contiene las siguientes series:

- (i) Importaciones totales de México en dólares corrientes. Fuente: Banxico.¹⁷ (IMPTOT)
- (ii) Exportaciones totales de México en dólares corrientes. Fuente: Banxico. (EXPTOT)
- (iii) Índice total del volumen de la producción industrial de México. Fuente: INEGI. (IVPIMEX)
- (iv) Índice total del volumen de la producción industrial de Estados Unidos. Fuente: Reserva Federal, Junta de Gobernadores (*Federal Reserve, Board of Governors*). (IVPIUSA)
- (v) Índice nacional de precios al consumidor. Fuente: Banxico. (INPC)
- (vi) Índice de precios al consumidor de los Estados Unidos (CPI: *US City Average*). Fuente: Oficina de Estadísticas laborales (*Bureau of Labor Statistics*). (CPI)
- (vii) Índice de precios de las exportaciones en dólares. Fuente: Banxico. (PREEXP)
- (viii) Índice de precios de las importaciones en dólares. Fuente: Banxico. (PREIMP)
- (ix) Tipo de cambio nominal pesos por dólar para solventar obligaciones pagaderas en moneda extranjera (promedio del periodo). Fuente: Banxico. (e)

Siguiendo el estudio empírico de Garcés (2002), este trabajo busca explicar los flujos comerciales totales de México con base en la relación económica que éste sostiene con los Estados Unidos. Por ello se utiliza sólo las variables de interés de los Estados Unidos y no del conjunto total de países que comercian con México. Dada la enorme interdependencia económica de México hacia Estados Unidos, se considera que la inclusión de otros socios comerciales de México en el análisis sólo permitiría realizar una aportación

¹⁷ Banco de México.

menor mientras que incrementaría significativamente el costo de utilizar series construidas bajo diversas metodologías, muy posiblemente, no comparables.

Las series de los flujos comerciales se encuentran expresadas en dólares corrientes por lo que es necesario deflactarlas para obtener los volúmenes de las importaciones y de las exportaciones en unidades reales y no nominales. Los índices de los precios de las importaciones y exportaciones han sido calculados utilizando los precios en dólares, prevalecientes en los mercados internacionales, de las mercancías importadas y exportadas.¹⁸ Entonces, fue posible deflactar las series de importación y de exportación con sus respectivos índices de precios. De acuerdo con (7) y (8), se definen las cantidades de importaciones y de exportaciones totales reales como:

$$\ln M = \ln\left(\frac{IMPTOT}{PREIMP}\right) = IMPTOTR \quad (13)$$

$$\ln X = \ln\left(\frac{EXPTOT}{PREEXP}\right) = EXPTOTR \quad (14)$$

Los índices del volumen de la producción industrial se consideran como las variables de ingreso real para ambos países una vez que su unidad de medida está libre de unidades de moneda y reflejan cantidades físicas.

$$\ln\left(\frac{Y_D}{P_D}\right) = \ln(IVPIMEX) = IPISEX \quad (15)$$

$$\ln\left(\frac{Y_F}{P_F}\right) = \ln(IVPIUSA) = IPIUSA \quad (16)$$

La construcción del precio relativo de las importaciones involucra tanto al índice de precios de las importaciones como al tipo de cambio y al índice de precios de México. Dado que el índice de precios de las importaciones está en moneda extranjera es necesario corregir el índice por el tipo de cambio nominal para expresarlo en pesos tal que sea comparable con el índice nacional de precios al consumidor de México.

Aunque se ha sugerido el uso del deflactor del PIB como el índice de precios doméstico, éste contiene un componente considerable de precios de bienes no comerciables por lo que no es comparable con el índice de precios de las importaciones, compuesto principalmente por precios de bienes comerciables. Esto se debe a que en el modelo de sustitutos imperfectos los consumidores se ven involucrados en un proceso de toma de decisiones de dos pasos independientes: en el primero, reparten su gasto entre todos los bienes comerciales y los no comerciables con bases en sus ingresos y en el precio relativo de los comerciables y los no comerciables. En un segundo paso, asignan su gasto para los bienes comerciables entre importaciones y bienes

¹⁸ INEGI.

domésticos comerciables. Por lo tanto, el único precio relativo que debe aparecer en la relación de demanda involucra sólo bienes comerciables.

A pesar de que el INPC también incluye bienes no comerciables en la canasta de referencia, el hecho de que su periodicidad sea mensual y de que el componente de bienes no comerciables sea relativamente menor, lo ubica como un mejor *proxy* para la variable de los precios domésticos. Por lo tanto:

$$\ln \left(e \frac{P_M}{P_D} \right) = \ln \left(\frac{e^* PREIMP}{INPC} \right) = PRERELM \quad (17)$$

En el caso del precio relativo de las exportaciones se compara el índice de precios de las exportaciones con el índice de precios estadounidense, representado por el índice de precios al consumidor (*Consumer Price Index*). Dado que el índice de precios de las exportaciones está compuesto por precios en dólares, el precio relativo que aparece en (8) se reduce a:

$$\ln \left(\frac{P_X}{P_F} \right) = \ln \left(\frac{PREEXP}{CPI} \right) = PRERELX \quad (18)$$

sin considerar el tipo de cambio nominal.

Posteriormente las series construidas fueron ajustadas estacionalmente,¹⁹ añadiendo a la nomenclatura de las series la terminación *_SA*. Así, las ecuaciones (7) y (8) son estimadas como:

$$IMPTOTR_SA = \alpha_0 + \alpha_1 IPIMEX_SA + \alpha_2 PRERELM_SA + u_M \quad (19)$$

$$EXPTOTR_SA = \beta_0 + \beta_1 IPIUSA_SA + \beta_2 PRERELX_SA + u_X \quad (20)$$

3.2. Caracterización de las series

En esta subsección, se procede a caracterizar las series *IMPTOTR_SA*, *IPIMEX_SA*, *PRERELM_SA*, *EXPTOTR_SA*, *IPIUSA_SA* y *PRERELX_SA*. En primer lugar se analizan sus respectivos órdenes de integración con la aplicación de pruebas de raíces unitarias. Posteriormente se estiman los procesos que las series siguen en el tiempo.

3.2.1. Inspección gráfica de las series

En los cuadros 1 y 2 se muestran gráficas de las series de las funciones de demanda por importaciones y de exportaciones, respectivamente. A lo largo de este periodo se observa una trayectoria ascendente del flujo de las importaciones totales reales, misma que se ve bruscamente interrumpida por la crisis cambiaria experimentada en el país durante el último mes del año 1994 y durante el año de 1995. En cuanto al índice del volumen de la producción industrial en México, éste también ha seguido una trayectoria

¹⁹ Se utilizó el ajuste estacional *x11* aditivo del programa Eviews 5.0.

ascendente durante el periodo de estudio, misma que se estancó en el año de 1995.

Es importante destacar esta alta correlación entre ambas series, la de las importaciones totales reales y la del índice de producción industrial de México, para los años que se analizan en este estudio empírico.

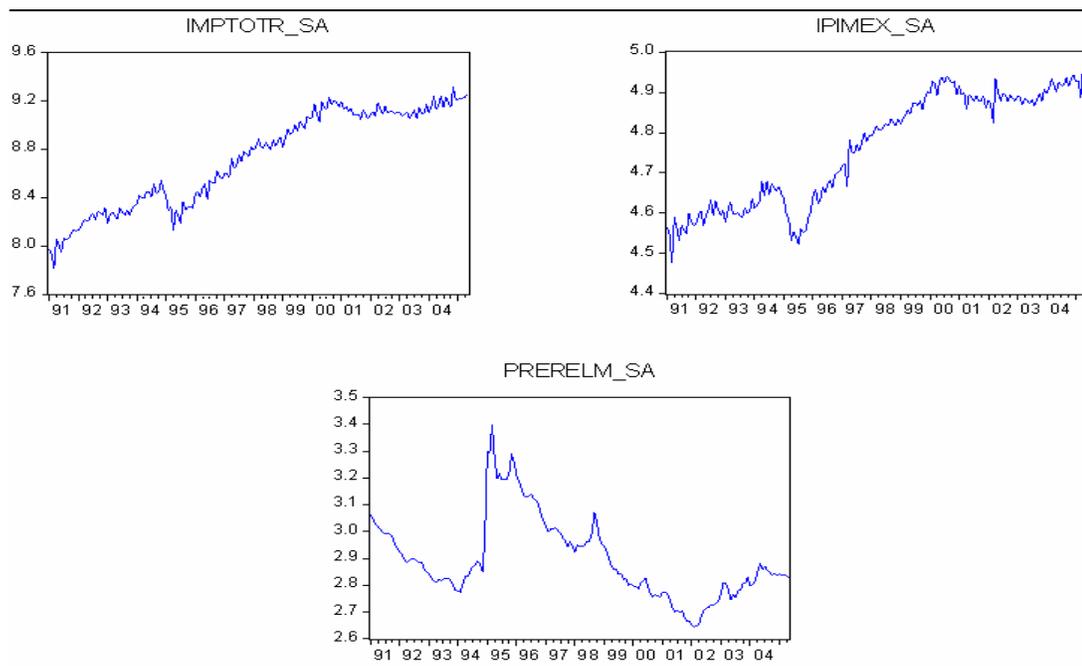
La correlación positiva que puede verificarse visualmente es un elemento principal en el análisis de la macroeconomía abierta donde las importaciones tienen como uno de sus principales determinantes al ingreso del país importador y donde la relación entre importaciones y el ingreso es positiva (Rivera Bátiz y Rivera Bátiz, 1985).

Hacia 1994, el índice del volumen de la producción industrial mostraba una trayectoria ascendente al igual que las importaciones. Ante la crisis cambiaria y la importante devaluación del peso en 1994, el efecto sustitución hizo disminuir la importación de mercancías desde el exterior mientras que el efecto ingreso de corto plazo estancó a la economía durante buena parte de 1995.

Sin embargo, el efecto positivo de una devaluación sobre el nivel de actividad económica del país no se hizo esperar y a partir de 1996 el índice del volumen de la producción industrial retomó la trayectoria ascendente que la crisis de 1994 había interrumpido. Ese mayor nivel de ingreso pudo permitir el aumento del flujo de las importaciones observado a partir de 1996. Con la desaceleración económica de los primeros años de esta década, el flujo de importaciones también experimentó dicha desaceleración.

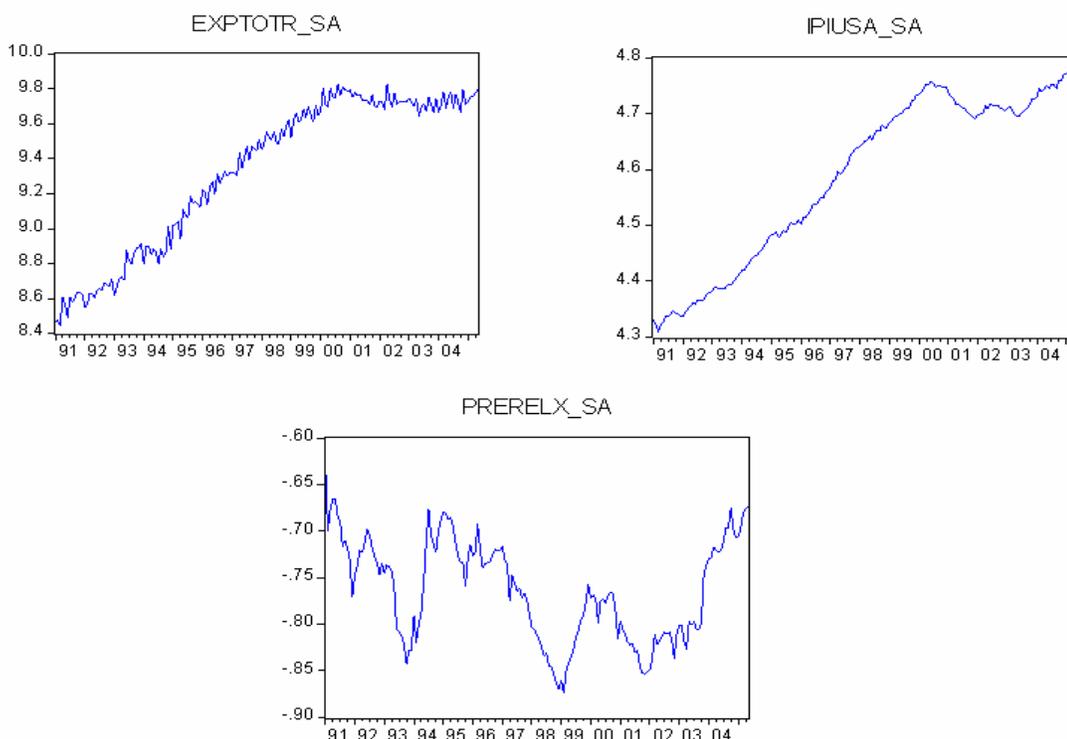
En contraste, en el cuadro 1 se puede ver una relación negativa importante entre las importaciones totales reales y el precio relativo de éstas y entre el índice de la producción industrial de México y el precio relativo de las importaciones. A un mayor precio relativo de las importaciones, como en el caso de la devaluación de 1994, menor el flujo de importaciones, mientras que a un menor precio relativo de las importaciones, hacia el año 2000, mayor el flujo de importaciones. En el análisis gráfico se pueden ver las relaciones que la teoría macroeconómica predice respecto de las importaciones y sus principales determinantes.

CUADRO 1. GRÁFICAS DE LAS SERIES DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES
SERIES EN LOGARITMO, PERIODO: 1991:01 2005:05



En cuanto a las exportaciones totales reales, éstas han tenido una trayectoria ascendente durante todo el periodo de estudio experimentando una disminución en los primeros años de esta década. A diferencia de las importaciones, las exportaciones no se vieron bruscamente afectadas por la importante devaluación de 1994. Comparando esta serie con la del índice de la producción industrial de Estados Unidos, se puede observar que las exportaciones siguen el mismo patrón que el ingreso de Estados Unidos, confirmando el hecho de que las exportaciones están relacionadas significativa y positivamente con el ingreso del socio comercial. Así, la disminución experimentada por las exportaciones a partir del año 2000 se puede explicar por la desaceleración de la economía estadounidense en esos años.

CUADRO 2. GRÁFICAS DE LAS SERIES DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES
SERIES EN LOGARITMO. PERIODO: 1991:01 2005:05



Con base en esta evidencia gráfica, es posible afirmar que el ingreso estadounidense está íntimamente relacionado en el tiempo con las exportaciones mexicanas; así, la selección del ingreso norteamericano, excluyendo los ingresos de los demás socios comerciales de México, parece ser suficiente para explicar la evolución de las exportaciones de México.

Sin embargo, parece no existir una relación significativa entre el precio relativo de las exportaciones y las exportaciones mismas. Mientras que el flujo de las exportaciones ha mostrado ser ascendente, el precio relativo de las exportaciones ha fluctuado considerablemente sin presentar una tendencia clara en el tiempo.

3.2.2. Pruebas de raíces unitarias

En las tablas 2 y 3 se reportan las pruebas de raíces unitarias sobre los niveles de las series. Se consideran las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatowsky-Phillips-Shin-Schmidt (KPSS) para un nivel de significancia del 5%. La inclusión de una constante y/o tendencia en el modelo se basó en el procedimiento secuencial de Perron (1988). La hipótesis

nula de la prueba KPSS es estacionariedad y se implementa para probar la robustez de las pruebas ADF y PP²⁰. Dado que la prueba KPSS no puede llevarse a cabo sin ningún componente determinístico, en aquellos casos en que el procedimiento secuencial de Perron descartó la inclusión de cualquier componente determinístico, la prueba se realizó incluyendo una constante.²¹

El resultado general es que todas las series contienen una raíz unitaria, lo que se encuentra en línea con los descubrimientos de Rose (1991), Reinhart (1995), Clarida (1994 y 1996), Senhadji (1997), Senhadji y Montenegro (1998), Garcés (2002) y Narayan y Narayan (2004) para este tipo de análisis de comercio internacional. Estos autores descubren que las series de las funciones de importaciones y de exportaciones son integradas de orden uno. En las tablas 4 y 5 se muestran los resultados de las pruebas unitarias sobre la primera diferencia de la serie para descartar la presencia de raíces unitarias múltiples.

²⁰ Estas pruebas tienen como hipótesis nula la presencia de la raíz unitaria sobre la serie analizada. La presencia de una raíz unitaria en una serie implica la no estacionariedad de la misma.

²¹ Las especificaciones de las pruebas de raíz unitaria requieren la inclusión de algún componente determinístico de acuerdo con la naturaleza misma de la serie aunque las pruebas ADF y PP pueden no requerirlos.

TABLA 2. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LAS SERIES EN NIVEL PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES

| | IMPTOTR_SA | IPIMEX_SA | PRERELM_SA |
|----------------------------------|------------|-----------|------------|
| <u>Dickey-Fuller aumentada</u> | | | |
| Estadístico-t | -2.449 | -1.658 | -1.726 |
| Valor P ^a | (0.353) | (0.765) | (0.735) |
| No. De rezagos | 13 | 3 | 4 |
| Tendencia y/o constante | c, t | c, t | c, t |
| <u>No inclusión de tendencia</u> | | | |
| Estadístico-F | 4.535 | 1.470 | 1.580 |
| Valor crítico (5%) ^b | [6.410] | [6.410] | [6.410] |
| <u>No inclusión de constante</u> | | | |
| Estadístico-F. | 3.674 | 1.895 | 1.597 |
| Valor crítico (5%) ^b | [4.675] | [4.675] | [4.675] |
| <u>Dickey-Fuller aumentada</u> | | | |
| Estadístico-t | 1.727 | 1.536 | -0.579 |
| Valor P ^a | (0.979) | (0.969) | (0.465) |
| No. De rezagos | 10 | 6 | 5 |
| Tendencia y/o constante | -- | -- | -- |
| <u>Phillips-Perron</u> | | | |
| Estadístico-PP | 3.566 | 1.995 | -0.583 |
| Valor P ^a | (0.999) | (0.989) | (0.463) |
| Tendencia y/o constante | -- | -- | -- |
| <u>KWPSS</u> | | | |
| Estadístico-KWPSS | 1.616** | 1.547** | 0.616** |
| Valor crítico (5%) ^c | [0.463] | [0.463] | [0.463] |
| Tendencia y/o constante | c | c | c |

^a Valores P. MacKinnon (1996) .

^b Los valores críticos son una extrapolación lineal de los valores que aparecen en Perron (1988, tabla b7) para los casos de 100 y 250 observaciones.

^c Valores críticos asintóticos. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabla 2).

El criterio utilizado en todas las pruebas Dickey-Fuller para la selección del número de rezagos fue el criterio Akaike Modificado. Las pruebas de Phillips-Perron y KWPSS utilizan el criterio Newey-West de amplitud de banda. Las pruebas sobre la inclusión de la tendencia y la constante se realizaron de acuerdo a como aparecen en el procedimiento secuencial de Perron (1988). La prueba KWPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad de la serie.

-- No se incluye.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

TABLA 3. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LAS SERIES EN NIVEL PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES

| | EXPTOTR_SA | IPIUSA_SA | PRERELX_SA |
|----------------------------------|------------|-----------|------------|
| Dickey-Fuller aumentada | | | |
| Estadístico-t | -2.548 | -0.908 | -2.347 |
| Valor P ^a | (0.304) | (0.951) | (0.405) |
| No. De rezagos | 13 | 4 | 5 |
| Tendencia y/o constante | c, t | c, t | c, t |
| No inclusión de tendencia | | | |
| Estadístico-F | 9.370** | 1.393 | 5.162 |
| Valor crítico (5%) ^b | [6.410] | [6.410] | [6.410] |
| No inclusión de constante | | | |
| Estadístico-F | -- | 6.807** | 4.592 |
| Valor crítico (5%) ^b | -- | [4.675] | [4.675] |
| Dickey-Fuller Aumentada | | | |
| Estadístico-t | -- | -1.613 | 0.193 |
| Valor P ^a | -- | (0.473) | (0.741) |
| No. De rezagos | -- | 4 | 5 |
| Tendencia y/o constante | -- | C | -- |
| Phillips-Perron | | | |
| Estadístico-PP | -3.508 | -1.422 | -3.780 |
| Valor P ^a | (0.041)** | (0.570) | (0.003)*** |
| Tendencia y/o constante | c, t | c | -- |
| KWPSS | | | |
| Estadístico-KWPSS | 0.389** | 1.571** | 0.509** |
| Valor crítico (5%) ^c | [0.146] | [0.463] | [0.463] |
| Tendencia y/o constante | c, t | c | c |

^a Valores P. MacKinnon (1996).

^b Los valores críticos son una extrapolación lineal de los valores que aparecen en Perron (1988, tabla b7) para los casos de 100 y 250 observaciones.

^c Valores críticos asintóticos. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabla 2).

El criterio utilizado en todas las pruebas Dickey-Fuller para la selección del número de rezagos fue el criterio Akaike Modificado. Las Pruebas de Phillips-Perron y KWPSS utilizan el criterio Newey-West de amplitud de banda. Las pruebas sobre la inclusión de la tendencia y la constante se realizaron de acuerdo con el procedimiento secuencial de Perron (1988). La prueba KWPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad de la serie.

-- No se incluye.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

TABLA 4. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS DE LAS SERIES PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES

| | D(IMPTOTR_SA) | D(IPIMEX_SA) | D(PREELM_SA) |
|---------------------------------|---------------|--------------|--------------|
| <u>Dickey-Fuller aumentada</u> | | | |
| Estadístico-t | -2.803 | -3.959 | -2.957 |
| Valor P ^a | (0.005)*** | (0.000)*** | (0.003)*** |
| No. de rezagos | 8 | 5 | 9 |
| Tendencia y/o constante | -- | -- | -- |
| <u>Phillips-Perron</u> | | | |
| Estadístico-PP | -22.208 | -22.989 | -10.282 |
| Valor P ^a | (0.000)*** | (0.000)*** | (0.000)*** |
| Tendencia y/o constante | -- | -- | -- |
| <u>KWPSS</u> | | | |
| Estadístico-KWPSS | 0.406 | 0.096 | 0.080 |
| Valor crítico (5%) ^b | [0.463] | [0.463] | [0.463] |
| Tendencia y/o constante | c | c | c |

^a Valores P. MacKinnon (1996).

^b Valores críticos asintóticos. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabla 2).

El criterio utilizado en todas las pruebas Dickey-Fuller para la selección del número de rezagos fue el criterio Akaike Modificado. Las Pruebas de Phillips-Perron y KWPSS utilizan el criterio Newey-West de amplitud de banda. La prueba KWPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad de la serie.

-- No se incluyó.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

Para las series de la función de demanda por importaciones se realizaron las pruebas ADF y PP sin intercepto ya que sus series en nivel no permitieron la inclusión de ningún componente determinístico.²² La prueba KPSS se implementó con una constante.

²² Si la serie no tiene tendencia en su nivel entonces la primera diferencia de la serie, su derivada, respecto del tiempo es cero. Si la serie en nivel sólo tuviera una constante entonces la derivada de la constante respecto del tiempo es cero y la primera diferencia de la serie carecería de componentes determinísticos.

TABLA 5. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS DE LAS SERIES PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES

| | D(EXPTOTR_SA) | D(IPIUSA_SA) | D(PRERELX_SA) |
|---------------------------------|---------------|--------------|---------------|
| Dickey-Fuller aumentada | | | |
| Estadístico-t | -3.154 | -2.075 | -8.139 |
| Valor P ^a | (0.024)** | (0.036)** | (0.000)*** |
| No. De rezagos. | 8 | 8 | 1 |
| Tendencia y/o constante | c | -- | -- |
| Phillips-Perron | | | |
| Estadístico-PP | -23.743 | -13.468 | -11.023 |
| Valor P ^a | (0.000)*** | (0.000)*** | (0.000)*** |
| Tendencia y/o constante | c | -- | -- |
| KWPSS | | | |
| Estadístico-KWPSS | 0.441 | 0.4066 | 0.444 |
| Valor crítico (5%) ^b | [0.463] | [0.463] | [.463] |
| Tendencia y/o constante | c | c | c |

^a Valores P. MacKinnon (1996) .

^b Valores críticos asintóticos. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabla 2).

El criterio utilizado en todas las pruebas Dickey-Fuller para la selección del número de rezagos fue el criterio Akaike Modificado. Las Pruebas de Phillips-Perron y KWPSS utilizan el criterio Newey-West de amplitud de banda. La prueba KWPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad de la serie.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

En el caso de las series de la función de demanda por exportaciones, las pruebas sobre la primera diferencia de la serie EXPTOTR_SA se realizaron con una constante debido a que se encontró una tendencia en su nivel.²³ Para las demás series, las pruebas se realizaron de la misma forma que para sus contrapartes de la función de demanda por importaciones. Como se esperaba, las pruebas rechazan la presencia de raíces unitarias sobre la primera diferencia de todas las series para un nivel de significancia de 5%. Por lo tanto, es posible concluir que las series son integradas de orden uno.

3.2.3. Caracterización y diagnóstico

Una vez conocido el orden de integración de las series, se estimaron modelos ARI para las series de las funciones de demanda. El criterio de selección para elegir los componentes ARMA de las series se basó en el análisis de los distintos correlogramas de acuerdo con la metodología de Box-Jenkins, y en la significancia de los componentes de acuerdo con sus razones *t*. Con base en ello, todas las series fueron caracterizadas como procesos ARI. En el apéndice

²³ Si la serie tiene tendencia sobre nivel entonces la derivada de la serie respecto de su componente determinístico respecto del tiempo es una constante.

de este trabajo se pueden observar los correlogramas en nivel y en primera diferencia de las series.

La inclusión de una tendencia y/o constante en la estimación tuvo como criterio la metodología secuencial de Perron (1988), aplicada anteriormente a las series. Así, sólo la primera diferencia de la serie EXPTOTR_SA fue estimada incluyendo una tendencia y una constante mientras que la serie IPIUSA_SA fue estimada únicamente con una constante. Para las demás series, no se incluyó ningún componente determinístico en su estimación en primeras diferencias.

El criterio último para elegir el orden de los procesos ARI lo constituyó la corrección por autocorrelación residual de los procesos de las series. En las tablas 6 y 7 se muestran las caracterizaciones de las series a manera de resumen.

Posteriormente, en el apéndice, se presentan también los correlogramas en nivel de las series residuales de los diferentes procesos estimados para las series de las funciones de demanda así como sus respectivos histogramas.

En cuanto al diagnóstico de los modelos, el estadístico Q de autocorrelación residual acumulada, calculado sobre las series residuales para el vigésimo rezago, no puede rechazar ni al 10% la hipótesis nula de no autocorrelación residual para ninguno de los procesos ARI estimados.

TABLA 6. ESTIMACIÓN DE LOS PROCESOS ARI PARA LAS SERIES PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES Y DIAGNÓSTICO DEL MODELO (RESUMEN)

| | IMPTOTR_SA | IPIMEX_SA | PRERELM_SA |
|---------------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <u>Orden de integración</u> | I (1) | I (1) | I (1) |
| <u>Tendencia y/o constante</u> | -- | -- | -- |
| <u>Componentes AR, MA^a</u> | | | |
| AR(1) | -0.517 (0.070)*** | -0.593 (0.074)*** | 0.212 (0.073)*** |
| AR(2) | -0.211 (0.079)*** | -0.229 (0.086)*** | -- |
| AR(3) | 0.374 (0.070)*** | 0.139 (0.079)* | -- |
| AR(4) | -- | -- | -0.164 (0.073)** |
| AR(6) | -- | 0.139 (0.067)** | -- |
| <u>Número de observaciones</u> | 173 | 173 | 173 |
| <u>R cuadrada</u> | 0.485 | 0.369 | 0.078 |
| <u>Estadístico Durbin-Watson</u> | 2.053 | 2.005 | 1.996 |
| <u>Estadístico Jarque-Bera</u> | 102.91 [0.000]*** | 47.00 [0.000]*** | 9014.34 [0.000]*** |
| <u>Estadístico Q</u> | 24.448 [0.223] | 12.754 [0.888] | 17.826 [0.599] |

Errores Estándar entre paréntesis. Valores P entre corchetes

^a Las variables dependientes en las estimaciones ARI fueron las primeras diferencias de las series. Método de estimación para los procesos ARI: MCO. Las pruebas Jarque-Bera y Q (Ljung y Box, 1979) se realizaron sobre los residuales de las estimaciones ARI. La hipótesis nula en la prueba Jarque Bera es la de normalidad mientras que para la prueba Q es la no existencia de autocorrelación acumulada. El estadístico Q reportado es para el vigésimo rezago.

-- No se incluye.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

TABLA 7. ESTIMACIÓN DE LOS PROCESOS ARI PARA LAS SERIES PERTENECIENTES A LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES Y DIAGNÓSTICO DEL MODELO (RESUMEN)

| | EXPTOTR_SA | IPIUSA_SA | PRERELX_SA |
|---------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| <u>Orden de integración</u> | I (1) | I (1) | I (1) |
| <u>Tendencia y/o constante</u> | | | |
| T | -0.002 (0.0001)*** | -- | -- |
| C | 0.043 (0.009)*** | 0.002 (0.0009)*** | -- |
| <u>Componentes AR, MA^a</u> | | | |
| AR(1) | -0.513 (0.071)*** | -- | 0.213 (0.071)*** |
| AR(2) | -0.242 (0.079)*** | 0.285 (0.071)*** | -- |
| AR(3) | 0.235 (0.072)*** | 0.271 (0.068)*** | -- |
| AR(4) | -- | -0.171 (0.072)*** | -- |
| <u>Número de observaciones</u> | 173 | 173 | 173 |
| <u>R cuadrada</u> | 0.497 | 0.186 | 0.048 |
| <u>Estadístico Durbin-Watson</u> | 1.746 | 2.177 | 2.120 |
| <u>Estadístico Jarque-Bera</u> | 921.83 [0.000]*** | 0.775 [0.670] | 29.550 [0.000]*** |
| <u>Estadístico Q</u> | 10.860 [0.950] | 13.517 [0.718] | 26.587 [0.147] |

Errores Estándar entre paréntesis. Valores P entre corchetes.

^a Las variables dependientes en las estimaciones ARI aquí presentadas fueron las primeras diferencias de las series Método de estimación para los procesos ARI: MCO. Las pruebas Jarque-Bera y Q (Ljung y Box, 1979) se realizaron sobre los residuales de las estimaciones ARI. La hipótesis nula en la prueba Jarque Bera es la de normalidad mientras que para la prueba Q es la no existencia de autocorrelación acumulada. El estadístico Q reportado es para el vigésimo rezago.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

Aunque los niveles de ajuste encontrados son bajos, representados por bajas R cuadradas, los procesos ARI estimados no presentan autocorrelación residual significativa. La prueba Jarque-Bera de la normalidad de los errores rechaza al 1% la distribución normal para los errores de cinco procesos ARI estimados. Sin embargo, el criterio de normalidad de los errores no es primordial en la caracterización de series de tiempo; el criterio principal es la corrección por autocorrelación residual.

Los resultados obtenidos en este apartado indican que las series de las funciones de demanda son integradas de orden uno, lo que exige el uso de pruebas de cointegración sobre las funciones de demanda para descartar relaciones espurias. Igualmente, se ha obtenido tanto el intervalo de rezagos así como la presencia de distintos componentes determinísticos en las series, los cuales serán utilizados en el análisis de cointegración que se presenta en la siguiente sección.

4. Análisis de cointegración

4.1. Pruebas de cointegración

En las tablas 8 y 9 se muestran los resultados del análisis de cointegración de Johansen para ambas funciones de demanda. La utilización de esta metodología responde a la necesidad de tomar en cuenta la posible existencia de varias relaciones de cointegración, que pudiera crear problemas de identificación del modelo, considerando un sistema multiecuacional tanto de la variable dependiente como de las independientes. En línea con la caracterización anterior de las series, el análisis de cointegración de Johansen para la función de demanda por importaciones se especificó sin componentes determinísticos en los niveles de las series. Para la función de demanda por exportaciones se especificó una tendencia lineal en el nivel de las series; el número de rezagos utilizados fue de cuatro.

**TABLA 8. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
FUNCIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES**

| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Traza) | | | | |
|---|------------|-------------------|---------------|----------------------|
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. De EC(s) | Eigenvalor | Traza | (5%) | Valor P ^a |
| Ninguna ** | 0.157 | 37.43 | 24.275 | 0.0006 |
| A lo más 1 | 0.040 | 7.837 | 12.320 | 0.2495 |
| A lo más 2 | 0.003 | 0.666 | 4.129 | 0.4743 |
| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Máximo eigenvalor) | | | | |
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. De EC(s) | Eigenvalor | Máximo eigenvalor | (5%) | Valor P ^a |
| Ninguna ** | 0.157 | 29.59 | 17.797 | 0.000 |
| A lo más 1 | 0.040 | 7.171 | 11.224 | 0.235 |
| A lo más 2 | 0.003 | 0.666 | 4.129 | 0.473 |
| Coefficientes de la relación de cointegración normalizados^b | | | | |
| IMPTOTR_SA | | IPIMEX_SA | | PRERELM_SA |
| 1.000 | | 2.014 | | -0.265 |
| | | (0.071) *** | | (0.118) ** |
| Coefficientes de ajuste | | | | |
| D(IMPTOTR_SA) | | D(IPIMEX_SA) | | D(PRERELM_SA) |
| -0.105 | | 0.005 | | 0.013 |
| (0.024) *** | | (0.011) | | (0.019) |

Número de observaciones: 173.

Errores estándar entre paréntesis.

^a Valores P. Mackinnon-Haug-Michelis (1999)

^b Los coeficientes han sido corregidos por el signo negativo con el que aparecen en la estimación de Johansen

Modelo estimado sin tendencia lineal y sin intercepto en nivel.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

**TABLA 9. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES**

| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Traza) | | | | |
|---|------------|-------------------|---------------|----------------------|
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Traza | (5%) | Valor P ^a |
| Ninguna ** | 0.268 | 64.399 | 29.797 | 0.000 |
| A lo más 1 | 0.048 | 10.202 | 15.494 | 0.265 |
| A lo más 2 | 0.009 | 1.683 | 3.841 | 0.194 |
| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Máximo eigenvalor) | | | | |
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. de EC(s) | Eigenvalor | Máximo eigenvalor | (5%) | Valor P ^a |
| Ninguna** | 0.268 | 54.196 | 21.131 | 0.000 |
| A lo más 1 | 0.048 | 8.519 | 14.264 | 0.328 |
| A lo más 2 | 0.009 | 1.683 | 3.841 | 0.194 |
| Coefficientes de la relación de cointegración normalizados^b | | | | |
| EXPTOTR_SA | | IPIUSA_SA | | PRERELX_SA |
| 1.000 | | 2.804 | | 0.229 |
| | | (0.080)*** | | (0.211) |
| Coefficientes de ajuste | | | | |
| D(EXPTOTR_SA) | | D(IPIUSA_SA) | | D(PRERELX_SA) |
| -0.324 | | -0.00007 | | 0.066 |
| (0.043)*** | | (0.005) | | (0.016)*** |

Número de observaciones: 173.

Errores estándar entre paréntesis.

^a Valores P. Mackinnon-Haug-Michelis (1999)

^b Los coeficientes han sido corregidos por el signo negativo con el que aparecen en la estimación de Johansen

Modelo estimado con tendencia lineal y sin intercepto en diferencias.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

Primero se reportan las pruebas de traza y máximo eigenvalor. Los resultados de estas pruebas muestran la existencia de cointegración, a un nivel de significancia de 5%, tanto en el caso de la función de demanda por importaciones como de la función de demanda por exportaciones. En particular, ambas pruebas muestran la existencia de una sola relación de cointegración para cada función de demanda con lo que ambos modelos quedan justamente identificados y, por tanto, los coeficientes estimados pueden ser interpretados como elasticidades de largo plazo.

4.2. Estimación multiecuacional

A continuación se reportan los coeficientes normalizados y corregidos de la estimación de las funciones de demanda por el método de Johansen. En línea con las especificaciones utilizadas en el análisis de cointegración anterior,

basadas en la caracterización de las series, la estimación de las ecuaciones (19) y (20) se llevó a cabo sin la inclusión de una constante. Esto puede justificarse por el hecho de que en el largo plazo el ingreso es el que determina todo el consumo de una economía.

Para la función de demanda por importaciones se encuentra los signos esperados para las elasticidades precio e ingreso; mientras que las importaciones totales reales son elásticas respecto del cambio en el índice de la producción industrial de México, las importaciones totales reales son muy inelásticas respecto del cambio en el precio relativo de las importaciones. Sin embargo, ambas elasticidades son significativas incluso al 5%.

Un incremento del 1% en el ingreso de México está relacionado con un aumento de 2% en sus importaciones totales, mientras que un incremento del 1% en el precio relativo de las importaciones respecto de sus sustitutos domésticos disminuye el volumen de las importaciones en sólo la cuarta parte de un punto porcentual.

En cambio, para la función de demanda por exportaciones, a pesar de encontrar el signo esperado para la elasticidad ingreso, la elasticidad precio muestra un signo contrario al esperado por la teoría, al igual que en estudios empíricos como los de Senhadji y Montenegro (1998) y Reinhart (1995).

Un aumento de 1% en el ingreso de los Estados Unidos es capaz de aumentar el nivel de las exportaciones totales mexicanas en 2.8%. En cuanto al componente del precio en esta función de demanda, es difícil racionalizar una elasticidad precio positiva, ello implicaría que un aumento en los precios relativos de las exportaciones, respecto de sus contrapartes domésticas en Estados Unidos, generaría un aumento en la demanda por las exportaciones mexicanas que relativamente se han encarecido.

Si bien es cierto que sólo la elasticidad ingreso resulta significativa, a 1%, y que la elasticidad precio de la demanda por exportaciones no es significativa para ningún nivel de significancia convencional, cabe preguntarse el por qué de esta relación positiva entre el precio relativo de las exportaciones y el volumen de las mismas.

Las especificaciones empíricas de las funciones de demanda de importaciones y de exportaciones en el modelo de sustitutos imperfectos resumido en Khan (1985) son:

$$\ln M = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{Y_D}{P_D} + \alpha_2 \ln \frac{eP_M}{P_D} + u_M \quad (7)$$

$$\ln X = \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{Y_F}{P_F} + \beta_2 \ln \frac{P_X}{eP_F} + u_X \quad (8)$$

Donde e es el tipo de cambio nominal expresado como unidades de moneda nacional por unidades de moneda extranjera. De manera que eP_M es el precio de las importaciones en moneda nacional y $\frac{P_X}{e}$ es el precio de las

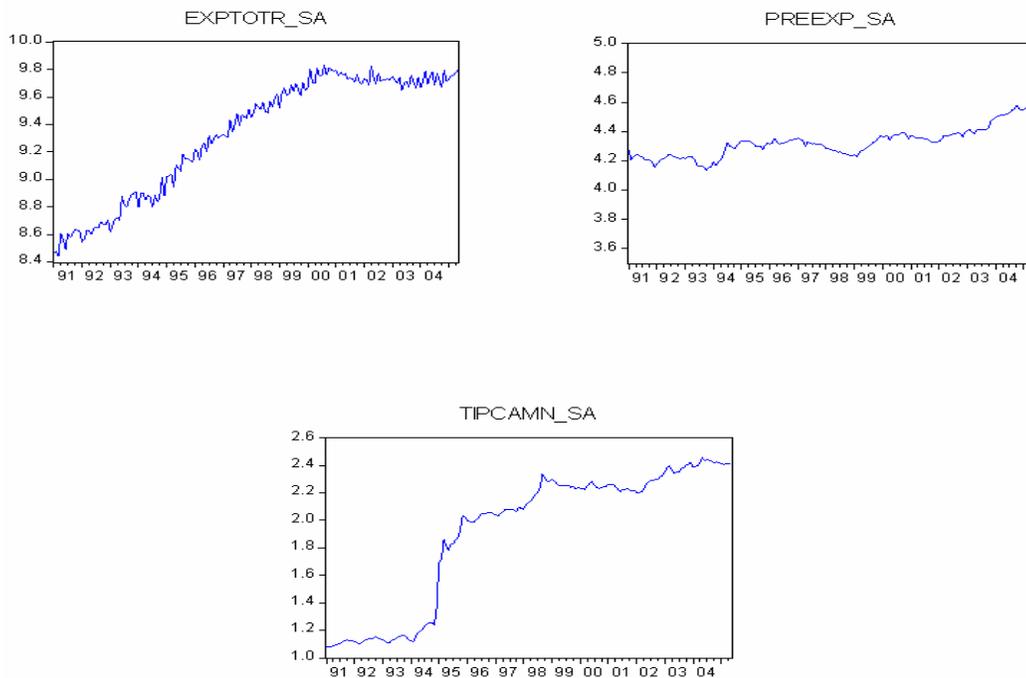
exportaciones en moneda extranjera. Claramente, en esta especificación, el precio de las exportaciones en moneda extranjera lleva una corrección hecha por el tipo de cambio nominal respecto de los precios que cargan los productores domésticos de las exportaciones.

Sin embargo, la variable *proxy* para los precios de las exportaciones utilizados para estimar la función de demanda por exportaciones es el índice de los precios de las exportaciones que fue calculado utilizando directamente los precios de las mercancías en moneda extranjera, en dólares²⁴.

A lo largo de este trabajo se ha asumido que México es un país tomador de precios en los mercados internacionales de sus mercancías de exportación, por lo que las consideraciones cambiarias peso-dólar quedarían al margen de los precios observados en los mercados internacionales.

Entonces, el índice de precios de las exportaciones reportado por Banxico no capturaría el efecto del tipo de cambio contenido en el modelo original de sustitutos imperfectos que plantea Khan (1985). En el cuadro 3 se muestran las series del tipo de cambio nominal expresado en unidades de moneda nacional por dólar (TIPCAMN_SA), las exportaciones totales reales (EXPTOTR_SA) y el índice de precios de la exportaciones (PREEXP_SA), todas ellas en logaritmos y estacionalmente ajustadas.

**CUADRO 3. GRÁFICAS DE LAS SERIES EXPTOTR_SA, PREEXP_SA, TIPCAMN_SA
SERIES EN LOGARITMO, PERIODO: 1991:01 2005:05**



²⁴ Como se puede ver en la sección 3, la serie del precio relativo de las importaciones sí fue corregido por el tipo de cambio para pasar el índice de precios de las importaciones, en dólares, a pesos.

Como se puede observar, el índice de precios a las exportaciones guarda poca relación con el tipo de cambio nominal en el periodo de estudio. Mientras que el índice de precios de las exportaciones se ha mantenido relativamente estable, el tipo de cambio nominal ha experimentado un importante ascenso de nivel. Esto refuerza la idea de que tanto el índice de precios de las exportaciones está libre de consideraciones cambiarias peso-dólar como de que México es un país tomador de precios en los mercados internacionales de sus mercancías de exportación.

Pero si los precios de las mercancías de exportación mexicanas están libres de consideraciones cambiarias pueden no estarlo los ingresos de los exportadores mexicanos; si estos consideran los ingresos de sus actividades exportadoras en pesos, entonces, para un nivel dado de los precios de sus mercancías en dólares una importante devaluación aumentaría sus ingresos en pesos. Y dado que son tomadores de precios, este efecto cambiario no afectaría el precio sino las cantidades exportadas, en particular, aumentaría el volumen de exportaciones mexicanas.

Entonces, no tomar en cuenta este efecto cambiario sobre la función de demanda por exportaciones podría llevar a una especificación errónea de esta función de demanda debido a la omisión de una variable explicativa en el modelo. Sin embargo, es importante recalcar que la inclusión de esta variable en la función de exportaciones no es obvia ya que en primera instancia lo que requiere el modelo de sustitutos imperfectos es que el precio de las exportaciones esté en moneda extranjera sin cuestionar el proceso de formación de los precios de las mercancías exportadas. Esto podría explicar por qué los estudios anteriores también reportan elasticidades precio positivas para la función de demanda por exportaciones aún recurriendo a una correcta especificación de las funciones de demanda basadas en el modelo de sustitutos imperfectos.

Por lo tanto, es importante modificar la ecuación de exportaciones (20) por la siguiente especificación que incluye el logaritmo del tipo de cambio nominal:

$$\begin{aligned} \text{EXPTOTR_SA} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IPIUSA_SA} + \beta_2 \text{PRERELX_SA} \\ & + \beta_3 \text{TIPCAMN_SA} + u_x \end{aligned} \quad (21)$$

Una vez que la conformación del precio relativo en la especificación anterior era correcta por encontrarse en la misma unidad de moneda, el tipo de cambio aparece como un regresor más, en forma separada, dentro de la ecuación. Es importante remarcar que ésta no es una especificación *Ad hoc*.

**TABLA 10. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
FUNCIÓN DE DEMANDA POR EXPORTACIONES (CONTROLANDO POR EL
TIPO DE CAMBIO NOMINAL)**

| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Traza) | | | | |
|--|--------------|-------------------|---------------|-----------------------|
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. De EC(s) | Eigenvalor | Traza | (5%) | Valor P. ^a |
| Ninguna ** | 0.341 | 95.299 | 47.856 | 0.000 |
| A lo más 1 | 0.088 | 23.127 | 29.797 | 0.239 |
| A lo más 2 | 0.035 | 7.163 | 15.494 | 0.558 |
| A lo más 3 | 0.005 | 0.888 | 3.841 | 0.345 |
| Prueba de cointegración del rango irrestricta (Máximo eigenvalor) | | | | |
| Hipotético | | Estadístico | Valor crítico | |
| No. De EC(s) | Eigenvalor | Máximo eigenvalor | (5%) | Valor P. ^a |
| Ninguna** | 0.341 | 72.172 | 27.584 | 0.000 |
| A lo más 1 | 0.088 | 15.963 | 21.131 | 0.227 |
| A lo más 2 | 0.035 | 6.275 | 14.264 | 0.578 |
| A lo más 3 | 0.005 | 0.888 | 3.841 | 0.345 |
| Coefficientes de la relación de cointegración normalizados.^b | | | | |
| EXPTOTR_SA | IPIUSA_SA | PRERELX_SA | TIPCAMN_SA | |
| 1.000 | 1.905 | -0.245 | 0.259 | |
| | (0.172)*** | (0.138)** | (0.048)*** | |
| Coefficientes de ajuste | | | | |
| D(EXPTOTR_SA) | D(IPIUSA_SA) | D(PRERELX_SA) | D(TIPCAMN_SA) | |
| -0.470 | -0.009 | 0.097 | 0.0163 | |
| (0.054)*** | (0.007) | (0.056)* | (0.044) | |

Número de observaciones: 173.

Errores estándar entre paréntesis.

^a Valores P. Mackinnon-Haug-Michelis (1999)

^b Los coeficientes han sido corregidos por el signo negativo con el que aparecen en la estimación de Johansen

Modelo estimado con tendencia lineal y sin intercepto en primeras diferencias.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

A pesar del diferente formato para la nueva ecuación de la función de demanda por exportaciones, ésta sigue siendo consistente con el modelo de sustitutos imperfectos; esta nueva ecuación parte, precisamente, de una observación más minuciosa de dicho modelo una vez que se considera el proceso de formación de los precios de las mercancías exportadas.

En la tabla 10 se muestra el análisis de cointegración de Johansen para esta nueva especificación. En línea con los resultados anteriores se encuentra evidencia, al 5%, de una sola relación de cointegración entre las variables de esta nueva función de demanda por exportaciones. En esta nueva función de demanda se encuentra los signos correctos tanto para la elasticidad ingreso

como para la elasticidad precio y, además, se encuentra el signo correcto para el coeficiente del tipo de cambio nominal; una devaluación o depreciación del tipo de cambio incrementa el volumen de las exportaciones mexicanas pero dado un tipo de cambio nominal, y dado un nivel de ingreso, un mayor precio relativo de las exportaciones respecto de los sustitutos domésticos en Estados Unidos reduce la demanda de las primeras. Ambos coeficientes prueban ser significativos al uno y al 5%, respectivamente.

Ahora, la elasticidad ingreso para las exportaciones es menor que en la estimación anterior, lo que puede reflejar una correlación positiva entre el nivel de producción industrial y el tipo de cambio nominal expresado como pesos por dólar. Un mayor nivel de producción industrial podría reflejar una mayor competitividad de los procesos productivos en Estados Unidos que terminaría traducándose en un abaratamiento de las mercancías en ese país, lo que provocaría en última instancia una apreciación del dólar, o una depreciación del peso, por el diferencial de precios en ambos países (Mishkin, 2001).

La elasticidad precio es negativa y significativa ante la inclusión del tipo de cambio nominal en la estimación. Si el tipo de cambio se mantuviera fijo y el precio de las exportaciones mexicanas se incrementara, entonces disminuiría el flujo de exportaciones mexicanas ya que, ante la estabilidad del tipo de cambio, se elimina el incentivo de los productores a exportar más, quedando únicamente el efecto negativo del precio relativo.

La significancia del precio relativo podría indicar el hecho de que el tipo de cambio y el precio relativo son complementarios²⁵ en la determinación de las exportaciones, lo que validaría empíricamente la idea detrás del modelo de bienes sustitutos imperfectos en el sentido de que el precio relativo debe llevar siempre una corrección por el tipo de cambio en la especificación de las demandas por importaciones y exportaciones.

4.3. Estimación uniecuacional

Dada la existencia de una sola relación de cointegración para cada relación de demanda, cabe preguntarse si es posible estimar estas funciones utilizando un enfoque uniecuacional. Para ello sería necesario que los regresores probaran ser débilmente exógenos. En este trabajo se emplea un enfoque informal que examina la significancia individual de los coeficientes de ajuste de la estimación por Johansen: si el coeficiente de ajuste de la variable dependiente probara ser significativo y los coeficientes de ajuste de las variables independientes no significativos, ello significaría que los regresores de las funciones de demanda no son influidos directamente por los desequilibrios en la relación de largo plazo y por tanto pueden ser

²⁵ Esta relación existe para el precio relativo pero no para el precio de las exportaciones ya que el precio de las exportaciones no está correlacionado con el tipo de cambio nominal como se vio en el cuadro 3.

considerados como variables débilmente exógenas. Si los regresores no fueran variables débilmente exógenas entonces la estimación por un método uniecuacional sería ineficiente respecto de la estimación del modelo multiecuacional de Johansen.

En este trabajo, los coeficientes de ajuste obtenidos para las funciones de demanda (19) y (21) no son significativamente diferentes de cero excepto en el caso de las variables dependientes y del precio relativo de las exportaciones, aunque de una manera no concluyente para esta última, lo cual justifica una estimación adicional por un enfoque uniecuacional. El método uniecuacional seleccionado para estimar las funciones (7) y (9) es el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico (*Dinamic Ordinary Least Squares*, DOLS) que permite corregir la estimación por endogeneidad y por autocorrelación residual en muestras finitas.

La selección del MCO dinámico (MCOd) en vez del MCO normal responde al hecho de que el estimador MCO puede ser sesgado para muestras finitas mientras que su especificación dinámica tiene un mejor desempeño bajo tales condiciones. La estimación por MCO dinámico es una regresión donde se consideran como regresores, además de las variables de interés, un determinado número de rezagos y adelantos de las diferencias de las variables independientes. Los resultados de la estimación de las funciones de demanda se pueden observar en las tablas 11 y 12. En éstas, sólo se reportan las elasticidades para simplificar la presentación de resultados. En el apéndice se muestran las estimaciones completas para ambas funciones de demanda.

Para la función de demanda por importaciones, el MCO dinámico obtiene una elasticidad ingreso y una elasticidad precio con los signos correctos y altamente significativos, incluso al 1%. Es importante señalar que no se ha incluido una constante en la especificación para hacer estrictamente comparables estos resultados con los obtenidos a través de la estimación por el método de Johansen.

TABLA 11. ESTIMACIÓN POR MCO DINÁMICO DE LAS FUNCIONES DE DEMANDA POR IMPORTACIONES

| Variable dependiente: IMPTOTR_SA | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|---------------|---------|
| Variable | Coefficiente | Error Std. | Estadístico-t | Valor P |
| IPIMEX_SA | 2.173 | 0.024 | 87.086*** | 0.000 |
| PRERELM_SA | -0.561 | 0.041 | -13.640*** | 0.000 |
| R cuadrada | 0.932 | | | |
| Estadístico Durbin-Watson | 0.179 | | | |

Número de observaciones: 170. Método de estimación: MCO.

La estimación por MCO dinámico incluye adicionalmente la primera diferencia de las variables rezagadas y adelantadas tres periodos.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

La magnitud de la elasticidad ingreso, 2.1, guarda un parecido significativo con la elasticidad obtenida con el procedimiento de Johansen. Lo que no sucede con la elasticidad precio que es sensiblemente mayor, el doble, respecto de aquella obtenida en el enfoque multiecuacional; sin embargo, las importaciones se siguen manteniendo inelásticas respecto del precio relativo de las importaciones. Otro punto destacable de esta estimación es su alto nivel de ajuste representado por una R cuadrada de 0.93, lo que refleja el alto poder explicativo de las especificaciones de la funciones de demanda basadas en el modelo de sustitutos imperfectos.

La función de demanda por exportaciones mexicanas estimada por este método corresponde a la ecuación (21) donde se incluye el tipo de cambio nominal, por separado, como variable independiente. Al igual que en la estimación llevada a cabo por el método de Johansen, los signos de la elasticidades para esta especificación resultan ser los correctos.

TABLA 12. ESTIMACIÓN POR MCO DINÁMICO DE LAS FUNCIONES DE DEMANDA POR EXPORTACIONES

| Variable dependiente: EXPTOTR_SA | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|---------------|---------|
| Variable | Coefficiente | Error Std. | Estadístico-t | Valor P |
| IPIUSA_SA | 1.803 | 0.015 | 114.97*** | 0.000 |
| PRERELX_SA | -0.678 | 0.086 | -7.862*** | 0.000 |
| TIPCAMN_SA | 0.290 | 0.009 | 30.625*** | 0.000 |
| R cuadrada | 0.989 | | | |
| Estadístico Durbin-watson | 1.331 | | | |

Número de observaciones: 170. Método de estimación: MCO

La estimación por MCO dinámico incluye adicionalmente la primera diferencia de las variables rezagadas y adelantadas tres periodos.

*Nivel de significancia al 10%

** Nivel de significancia al 5%

***Nivel de significancia al 1%

El volumen de las exportaciones está relacionado con el nivel de ingreso de los Estados Unidos, negativamente relacionado con el precio relativo de las exportaciones y positivamente relacionado con el tipo de cambio nominal expresado como pesos por dólar; los tres coeficientes son altamente significativos, incluso al 1%. En esta estimación se excluyó la constante debido a su falta de significancia.

Al igual que en la ecuación de las importaciones, la elasticidad ingreso es muy similar a la obtenida con el enfoque multiecuacional. Lo mismo sucede con el coeficiente del tipo de cambio nominal. En cambio, la elasticidad precio obtenida con este método más que duplica a la elasticidad por el método de Johansen. Sin embargo, a diferencia del caso de la función de demanda por importaciones, aquí la balanza se debería inclinar por la elasticidad precio obtenida con el método de Johansen ya que en este caso se encuentra cierta significancia del coeficiente de ajuste del precio relativo de las exportaciones obtenido en la estimación multiecuacional, por lo que se espera que el estimador de Johansen para la elasticidad precio sea más eficiente que el del MCO dinámico.

Conclusiones

En este trabajo se han estimado las funciones de demanda por importaciones y exportaciones para México durante el periodo 1991-2005, siguiendo el modelo de bienes sustitutos imperfectos. Tres son los aspectos más destacables de este estudio. Primero, se evalúa explícitamente las propiedades estocásticas de las variables involucradas en la estimación de dichas funciones mediante pruebas unitarias. Segundo, se efectúa un análisis de raíces unitarias y cointegración para descartar la existencia de relaciones espurias en estas funciones. Tercero, se utilizan métodos de cointegración multiecuacionales y uniecuacionales a fin de determinar la robustez de las elasticidades precio e ingreso de largo plazo estimadas.

Se ha encontrado que el ingreso y los precios relativos de ambas funciones de demanda son consistentes con procesos integrados de orden uno y pueden modelarse como procesos ARI en el tiempo. También se ha visto que según el análisis de cointegración de Johansen existe una relación de cointegración para cada una de las funciones de demanda, por lo que estas funciones han quedado justamente identificadas permitiendo que sus coeficientes sean interpretados como elasticidades de largo plazo.

Adicionalmente, las variables independientes en cada ecuación de demanda han sido consistentes con el supuesto de exogeneidad débil, lo que ha propiciado la utilización de un enfoque uniecuacional además del enfoque multiecuacional de Johansen. El método de estimación seleccionado fue el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico que en muestras finitas ha mostrado tener un buen desempeño en el contexto de series de tiempo no estacionarias pero cointegradas.

Para la función de demanda por importaciones, se encontró una elasticidad ingreso positiva, ligeramente superior a dos, y significativa tanto en la estimación de Johansen como en la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámico (MCOD). La elasticidad precio fue negativa y significativa, siendo mayor la elasticidad obtenida por el método MCO.

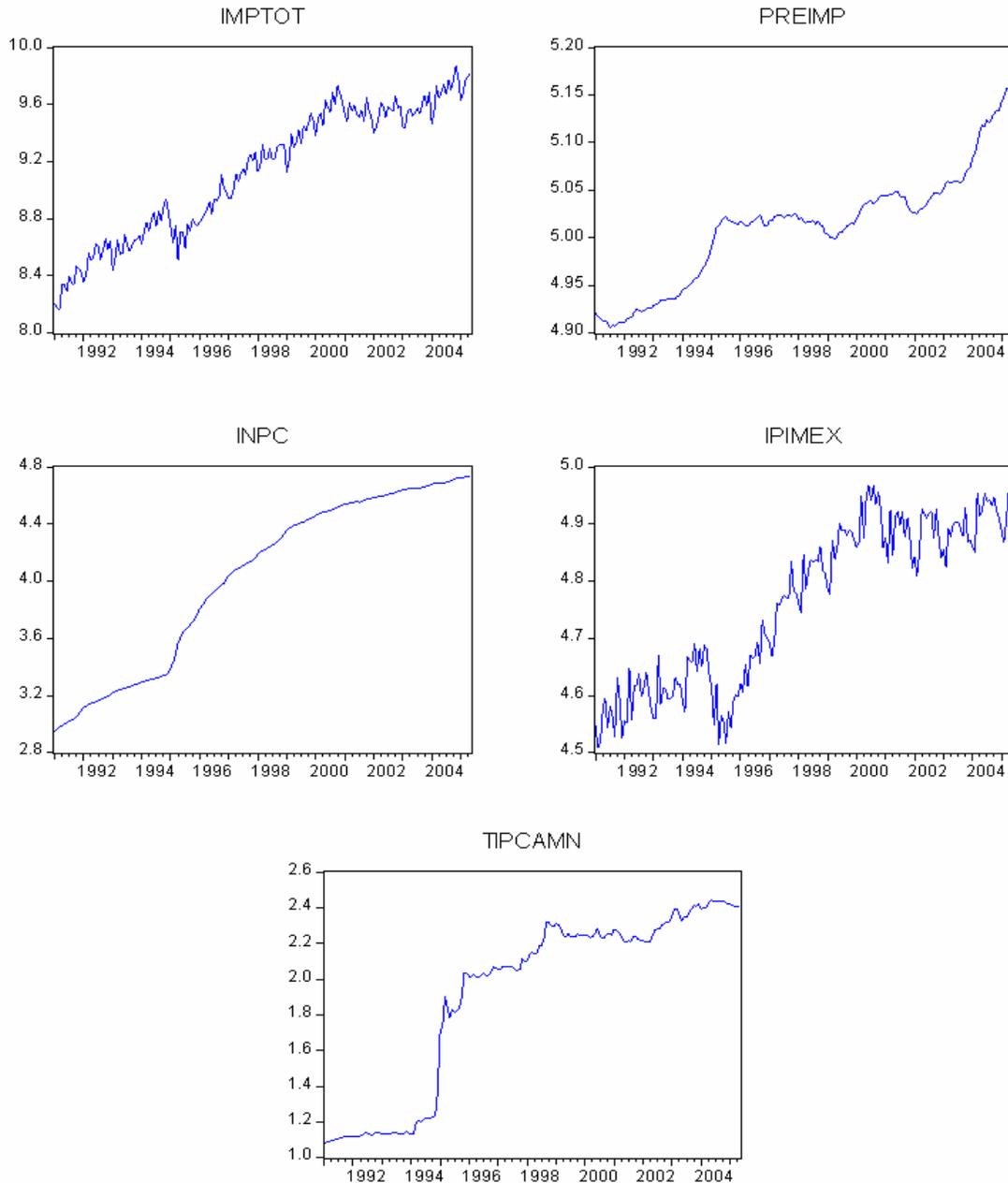
En cuanto a la demanda por exportaciones, ésta presentó el ya conocido signo positivo para la elasticidad precio, aunque no resultó significativa en una primera estimación. Si bien México puede ser considerado como un país tomador de precios internacionales, las funciones de demanda basadas en el modelo de sustitutos imperfectos permiten considerar explícitamente el tipo de cambio nominal como parte de los precios tanto en el caso de las importaciones como de las exportaciones. Incluyendo el tipo de cambio nominal en la ecuación de exportaciones, derivado a partir de las especificaciones originales del modelo, se obtiene una elasticidad precio negativa y significativa. Esta elasticidad precio también es mayor con el

método MCO. La elasticidad ingreso de esta última especificación es ligeramente menor a dos tanto en la estimación por Johansen como en la estimación por MCO.

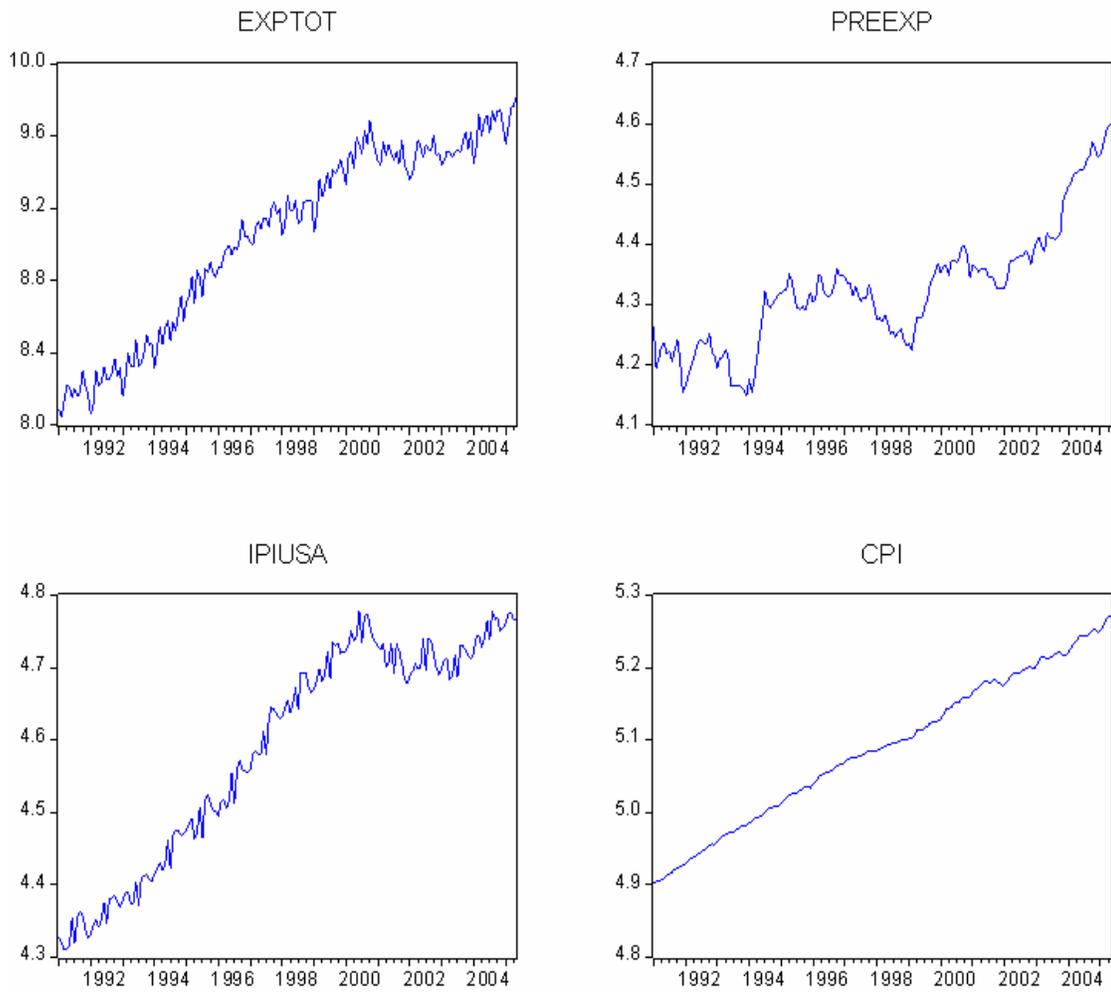
En suma, este trabajo permite concluir que, en el caso de México, es posible obtener elasticidades precio e ingreso de largo plazo significativas y con el signo correcto para las funciones de demanda por importaciones y exportaciones basadas en el modelo de sustitutos imperfectos. Si bien se encuentra que el tipo de cambio nominal juega un papel importante en la determinación de los flujos de comercio exterior de México, el efecto del ingreso es el principal determinante en el caso aquí presentado.

Anexos

- A. Gráficas de las series de importaciones totales (IMPTOT), índice de precio de las importaciones (PREIMP), Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), Índice del volumen de la producción industrial de México (IPIMEX) y del tipo de cambio nominal expresado como pesos por dólar (TIPCAMN). Logaritmo de las series. Periodo: 1991-2005. Periodicidad: mensual. Series no estacionalmente ajustadas.

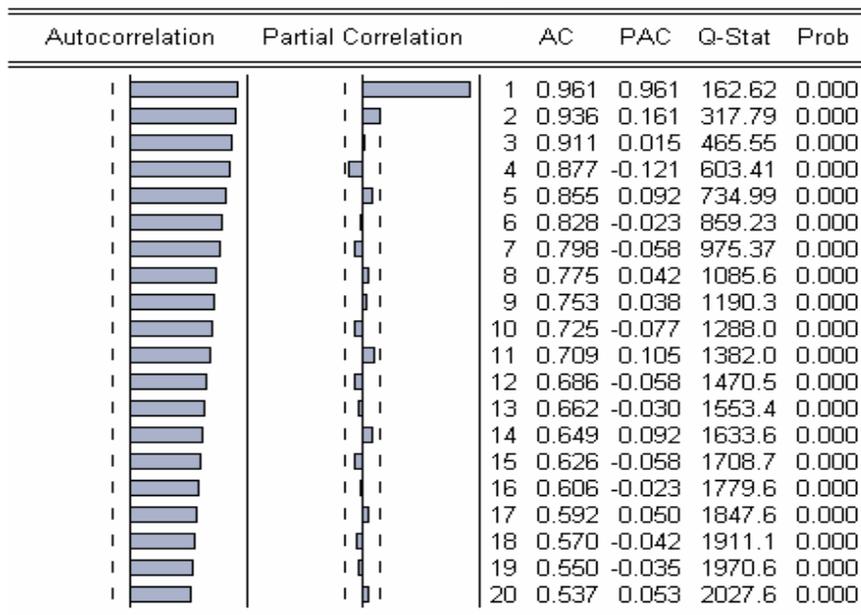


B. Gráficas de las series de exportaciones totales (EXPTOT), índice de precio de las exportaciones (PREEXP), el índice de precios al consumidor de Estados Unidos (CPI) y el Índice del valor de la producción industrial de Estados Unidos (IPIUSA). Series en logaritmo. Periodo: 1991-2005. Periodicidad: mensual. Series no estacionalmente ajustadas.

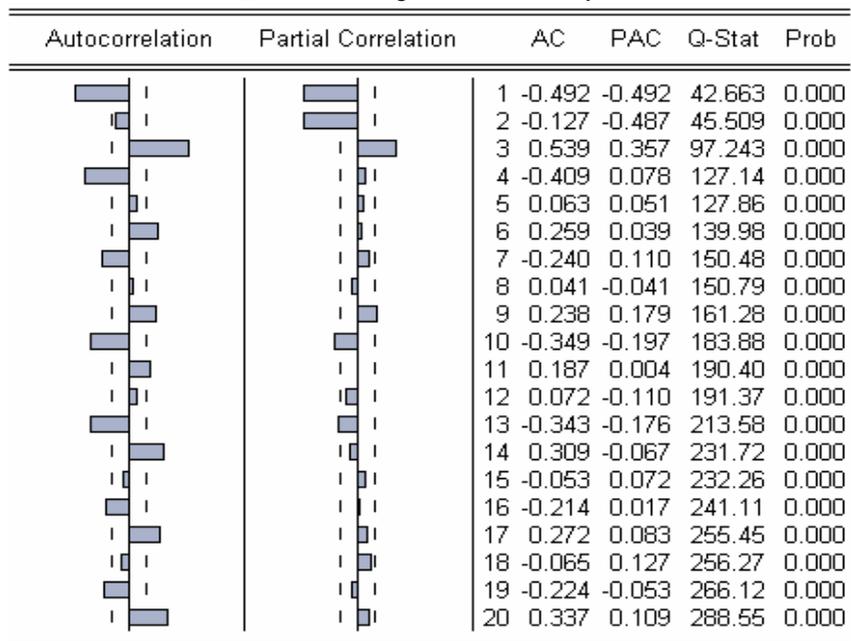


C. Caracterización de las series. Series de la función de demanda por importaciones. Periodo: 1991-2005. Periodicidad: mensual. No. de observaciones, 173.

Serie: IMPTOTR_SA. Correlograma sobre nivel



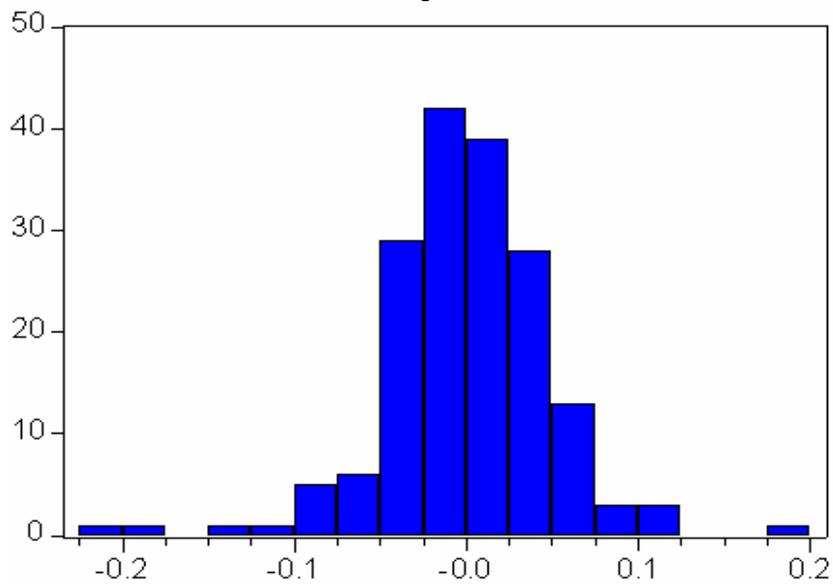
Serie: IMPTOTR_SA. Correlograma sobre la primera diferencia



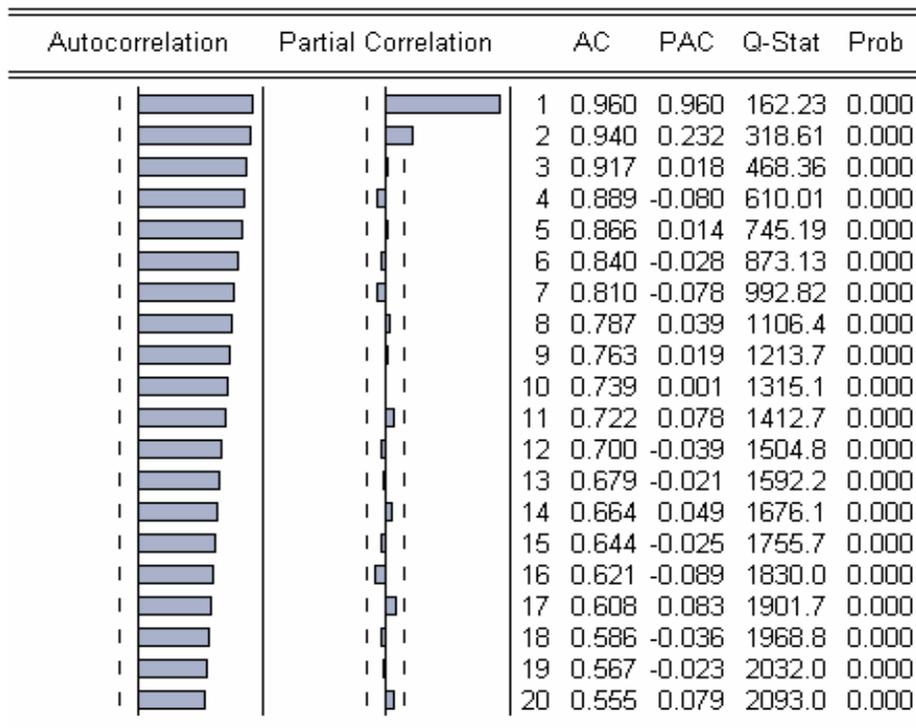
Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IMPTOTR_SA.
Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| | | 1 -0.074 | -0.074 | 0.9510 | 0.329 |
| | | 2 0.018 | 0.013 | 1.0088 | 0.604 |
| | | 3 0.036 | 0.038 | 1.2367 | 0.744 |
| | | 4 0.030 | 0.035 | 1.3945 | 0.845 |
| | | 5 0.042 | 0.046 | 1.7140 | 0.887 |
| | | 6 -0.077 | -0.074 | 2.7979 | 0.834 |
| | | 7 0.172 | 0.160 | 8.2173 | 0.314 |
| | | 8 -0.068 | -0.050 | 9.0723 | 0.336 |
| | | 9 0.113 | 0.109 | 11.437 | 0.247 |
| | | 10 -0.103 | -0.106 | 13.403 | 0.202 |
| | | 11 -0.004 | -0.013 | 13.405 | 0.268 |
| | | 12 -0.096 | -0.131 | 15.121 | 0.235 |
| | | 13 -0.149 | -0.137 | 19.341 | 0.113 |
| | | 14 0.126 | 0.078 | 22.363 | 0.071 |
| | | 15 -0.054 | 0.007 | 22.912 | 0.086 |
| | | 16 0.053 | 0.028 | 23.448 | 0.102 |
| | | 17 -0.012 | 0.046 | 23.475 | 0.134 |
| | | 18 0.007 | -0.016 | 23.485 | 0.173 |
| | | 19 -0.058 | -0.032 | 24.136 | 0.191 |
| | | 20 0.040 | 0.078 | 24.448 | 0.223 |

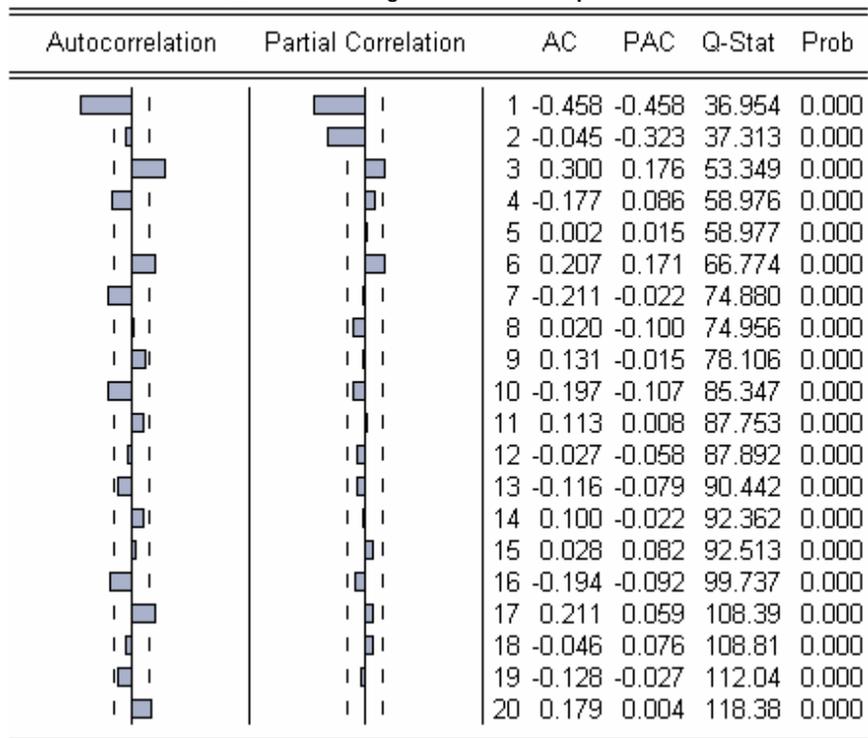
Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IMPTOTR_SA.
Histograma



Serie: IPIUSA_SA. Correlograma sobre nivel



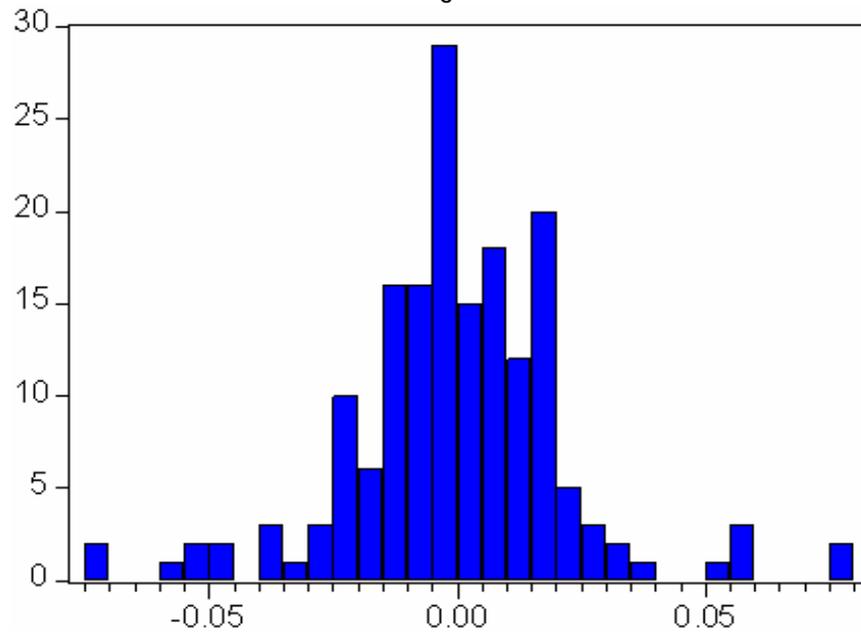
Serie: IPIUSA_SA. Correlograma sobre la primera diferencia



Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IPIUSA_SA.
Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.002 | -0.002 | 0.0006 | 0.980 |
| | | 2 | 0.029 | 0.029 | 0.1537 | 0.926 |
| | | 3 | 0.039 | 0.039 | 0.4187 | 0.936 |
| | | 4 | 0.130 | 0.130 | 3.4440 | 0.486 |
| | | 5 | 0.061 | 0.062 | 4.1185 | 0.532 |
| | | 6 | -0.016 | -0.024 | 4.1645 | 0.654 |
| | | 7 | -0.021 | -0.036 | 4.2458 | 0.751 |
| | | 8 | -0.084 | -0.108 | 5.5451 | 0.698 |
| | | 9 | -0.007 | -0.024 | 5.5536 | 0.784 |
| | | 10 | -0.064 | -0.058 | 6.3251 | 0.787 |
| | | 11 | -0.044 | -0.028 | 6.6875 | 0.824 |
| | | 12 | -0.138 | -0.110 | 10.254 | 0.594 |
| | | 13 | -0.023 | -0.007 | 10.356 | 0.665 |
| | | 14 | -0.023 | -0.001 | 10.456 | 0.728 |
| | | 15 | -0.004 | 0.021 | 10.458 | 0.790 |
| | | 16 | -0.066 | -0.037 | 11.287 | 0.791 |
| | | 17 | 0.055 | 0.071 | 11.872 | 0.808 |
| | | 18 | -0.004 | -0.011 | 11.874 | 0.854 |
| | | 19 | -0.056 | -0.072 | 12.495 | 0.863 |
| | | 20 | 0.036 | 0.014 | 12.754 | 0.888 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IPIUSA_SA.
Histograma



Serie: PRERELM_SA. Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----------|--------|--------|-------|
| | | 1 0.969 | 0.969 | 165.14 | 0.000 |
| | | 2 0.926 | -0.195 | 316.99 | 0.000 |
| | | 3 0.880 | -0.054 | 454.86 | 0.000 |
| | | 4 0.840 | 0.101 | 581.30 | 0.000 |
| | | 5 0.811 | 0.127 | 699.93 | 0.000 |
| | | 6 0.783 | -0.079 | 811.07 | 0.000 |
| | | 7 0.755 | -0.016 | 914.95 | 0.000 |
| | | 8 0.724 | -0.023 | 1011.1 | 0.000 |
| | | 9 0.687 | -0.088 | 1098.2 | 0.000 |
| | | 10 0.642 | -0.148 | 1174.8 | 0.000 |
| | | 11 0.588 | -0.130 | 1239.5 | 0.000 |
| | | 12 0.534 | -0.019 | 1293.1 | 0.000 |
| | | 13 0.488 | 0.091 | 1338.1 | 0.000 |
| | | 14 0.450 | 0.015 | 1376.6 | 0.000 |
| | | 15 0.415 | -0.052 | 1409.6 | 0.000 |
| | | 16 0.382 | 0.032 | 1437.8 | 0.000 |
| | | 17 0.347 | -0.012 | 1461.2 | 0.000 |
| | | 18 0.311 | -0.019 | 1480.0 | 0.000 |
| | | 19 0.269 | -0.093 | 1494.2 | 0.000 |
| | | 20 0.225 | -0.008 | 1504.2 | 0.000 |

Serie: PRERELM_SA. Correlograma sobre la primera diferencia

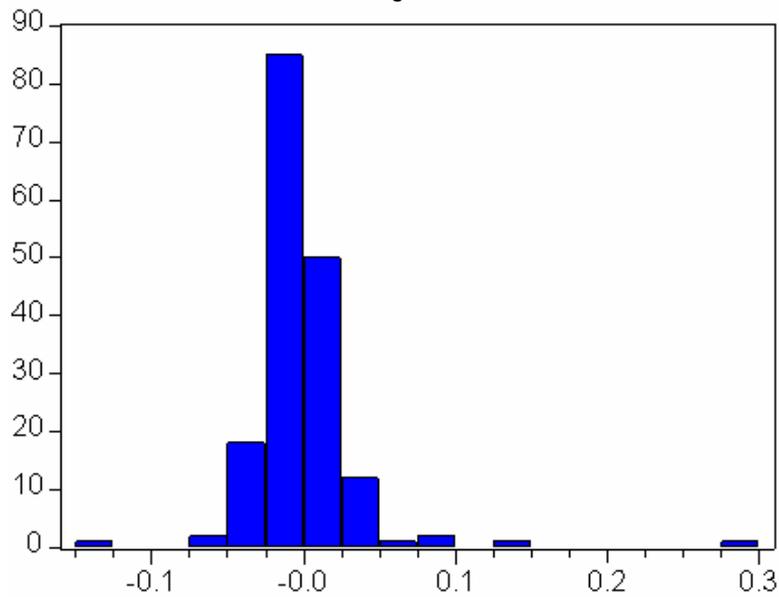
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| | | 1 0.229 | 0.229 | 9.2075 | 0.002 |
| | | 2 0.088 | 0.037 | 10.567 | 0.005 |
| | | 3 -0.115 | -0.151 | 12.929 | 0.005 |
| | | 4 -0.193 | -0.150 | 19.621 | 0.001 |
| | | 5 0.004 | 0.107 | 19.624 | 0.001 |
| | | 6 0.005 | -0.002 | 19.628 | 0.003 |
| | | 7 0.014 | -0.045 | 19.666 | 0.006 |
| | | 8 0.120 | 0.117 | 22.294 | 0.004 |
| | | 9 0.166 | 0.162 | 27.396 | 0.001 |
| | | 10 0.187 | 0.108 | 33.907 | 0.000 |
| | | 11 0.016 | -0.071 | 33.957 | 0.000 |
| | | 12 -0.140 | -0.104 | 37.653 | 0.000 |
| | | 13 -0.149 | -0.024 | 41.868 | 0.000 |
| | | 14 -0.102 | -0.020 | 43.850 | 0.000 |
| | | 15 -0.062 | -0.096 | 44.576 | 0.000 |
| | | 16 0.025 | -0.007 | 44.700 | 0.000 |
| | | 17 0.042 | 0.025 | 45.045 | 0.000 |
| | | 18 0.050 | -0.017 | 45.526 | 0.000 |
| | | 19 0.014 | -0.063 | 45.563 | 0.001 |
| | | 20 0.005 | 0.032 | 45.568 | 0.001 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie PRERELM_SA

Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.000 | -0.000 | 3.E-06 | 0.999 |
| | | 2 | 0.084 | 0.084 | 1.2493 | 0.535 |
| | | 3 | -0.104 | -0.105 | 3.1864 | 0.364 |
| | | 4 | -0.009 | -0.015 | 3.2010 | 0.525 |
| | | 5 | 0.111 | 0.131 | 5.4240 | 0.366 |
| | | 6 | 0.047 | 0.037 | 5.8243 | 0.443 |
| | | 7 | -0.029 | -0.056 | 5.9735 | 0.543 |
| | | 8 | 0.037 | 0.058 | 6.2292 | 0.622 |
| | | 9 | 0.102 | 0.127 | 8.1320 | 0.521 |
| | | 10 | 0.166 | 0.140 | 13.220 | 0.212 |
| | | 11 | -0.000 | -0.026 | 13.220 | 0.279 |
| | | 12 | -0.107 | -0.111 | 15.387 | 0.221 |
| | | 13 | -0.094 | -0.066 | 17.063 | 0.196 |
| | | 14 | -0.030 | -0.038 | 17.240 | 0.244 |
| | | 15 | -0.044 | -0.106 | 17.613 | 0.284 |
| | | 16 | 0.017 | -0.010 | 17.669 | 0.344 |
| | | 17 | -0.001 | 0.037 | 17.669 | 0.410 |
| | | 18 | 0.009 | -0.000 | 17.686 | 0.477 |
| | | 19 | -0.025 | -0.060 | 17.804 | 0.536 |
| | | 20 | 0.011 | 0.016 | 17.826 | 0.599 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie PRERELM_SA.
Histograma



D. Caracterización de las series. Series de la función de demanda por exportaciones. Periodo: 1991-2005. Periodicidad: mensual. No. de observaciones, 173.

Serie: EXPTOTR_SA. Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.968 | 0.968 | 165.06 | 0.000 |
| | | 2 | 0.949 | 0.179 | 324.48 | 0.000 |
| | | 3 | 0.932 | 0.072 | 479.20 | 0.000 |
| | | 4 | 0.909 | -0.093 | 627.13 | 0.000 |
| | | 5 | 0.892 | 0.066 | 770.53 | 0.000 |
| | | 6 | 0.873 | -0.026 | 908.65 | 0.000 |
| | | 7 | 0.850 | -0.066 | 1040.4 | 0.000 |
| | | 8 | 0.834 | 0.058 | 1167.9 | 0.000 |
| | | 9 | 0.815 | -0.001 | 1290.6 | 0.000 |
| | | 10 | 0.794 | -0.062 | 1407.6 | 0.000 |
| | | 11 | 0.780 | 0.086 | 1521.3 | 0.000 |
| | | 12 | 0.760 | -0.070 | 1629.8 | 0.000 |
| | | 13 | 0.735 | -0.108 | 1731.9 | 0.000 |
| | | 14 | 0.718 | 0.065 | 1830.1 | 0.000 |
| | | 15 | 0.695 | -0.048 | 1922.8 | 0.000 |
| | | 16 | 0.673 | -0.040 | 2010.0 | 0.000 |
| | | 17 | 0.655 | 0.035 | 2093.3 | 0.000 |
| | | 18 | 0.631 | -0.046 | 2171.2 | 0.000 |
| | | 19 | 0.609 | -0.039 | 2244.0 | 0.000 |
| | | 20 | 0.591 | 0.041 | 2313.1 | 0.000 |

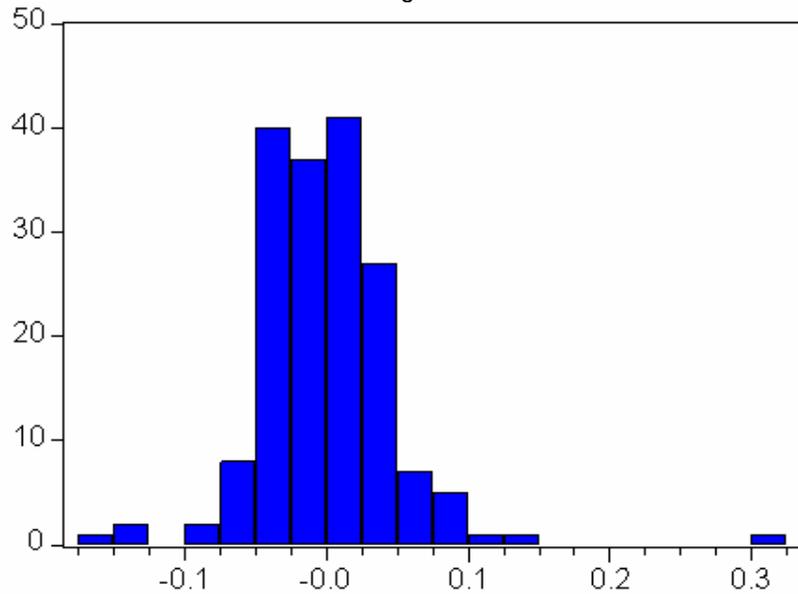
Serie: EXPTOTR_SA. Correlograma sobre la primera diferencia

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.439 | -0.439 | 33.940 | 0.000 |
| | | 2 | -0.128 | -0.397 | 36.839 | 0.000 |
| | | 3 | 0.490 | 0.349 | 79.682 | 0.000 |
| | | 4 | -0.349 | 0.024 | 101.45 | 0.000 |
| | | 5 | -0.004 | -0.048 | 101.45 | 0.000 |
| | | 6 | 0.287 | 0.060 | 116.42 | 0.000 |
| | | 7 | -0.278 | -0.012 | 130.53 | 0.000 |
| | | 8 | 0.113 | 0.076 | 132.88 | 0.000 |
| | | 9 | 0.179 | 0.135 | 138.81 | 0.000 |
| | | 10 | -0.347 | -0.163 | 161.13 | 0.000 |
| | | 11 | 0.213 | -0.040 | 169.57 | 0.000 |
| | | 12 | 0.077 | 0.038 | 170.67 | 0.000 |
| | | 13 | -0.338 | -0.114 | 192.24 | 0.000 |
| | | 14 | 0.270 | -0.030 | 206.11 | 0.000 |
| | | 15 | 0.039 | 0.087 | 206.40 | 0.000 |
| | | 16 | -0.251 | 0.040 | 218.59 | 0.000 |
| | | 17 | 0.256 | 0.036 | 231.32 | 0.000 |
| | | 18 | -0.041 | 0.024 | 231.65 | 0.000 |
| | | 19 | -0.189 | -0.038 | 238.65 | 0.000 |
| | | 20 | 0.323 | 0.150 | 259.27 | 0.000 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie EXPTOTR_SA.
Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.002 | -0.002 | 0.0006 | 0.981 |
| | | 2 | 0.071 | 0.071 | 0.8819 | 0.643 |
| | | 3 | -0.033 | -0.033 | 1.0792 | 0.782 |
| | | 4 | -0.001 | -0.006 | 1.0794 | 0.898 |
| | | 5 | -0.086 | -0.082 | 2.4160 | 0.789 |
| | | 6 | 0.017 | 0.017 | 2.4687 | 0.872 |
| | | 7 | 0.038 | 0.050 | 2.7285 | 0.909 |
| | | 8 | 0.036 | 0.029 | 2.9702 | 0.936 |
| | | 9 | -0.034 | -0.040 | 3.1816 | 0.957 |
| | | 10 | 0.099 | 0.091 | 4.9977 | 0.891 |
| | | 11 | -0.078 | -0.070 | 6.1446 | 0.864 |
| | | 12 | -0.115 | -0.126 | 8.6206 | 0.735 |
| | | 13 | -0.069 | -0.051 | 9.5118 | 0.733 |
| | | 14 | -0.007 | -0.001 | 9.5209 | 0.796 |
| | | 15 | 0.031 | 0.049 | 9.7059 | 0.838 |
| | | 16 | 0.011 | -0.004 | 9.7295 | 0.880 |
| | | 17 | -0.001 | -0.032 | 9.7296 | 0.915 |
| | | 18 | -0.039 | -0.046 | 10.021 | 0.931 |
| | | 19 | 0.049 | 0.077 | 10.484 | 0.940 |
| | | 20 | 0.044 | 0.056 | 10.869 | 0.950 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie EXPTOTR_SA.
Histograma



Serie: IPIUSA_SA. Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.977 | 0.977 | 167.85 | 0.000 |
| | | 2 | 0.952 | -0.028 | 328.41 | 0.000 |
| | | 3 | 0.927 | -0.028 | 481.58 | 0.000 |
| | | 4 | 0.904 | 0.010 | 627.82 | 0.000 |
| | | 5 | 0.881 | 0.019 | 767.74 | 0.000 |
| | | 6 | 0.859 | -0.015 | 901.41 | 0.000 |
| | | 7 | 0.837 | -0.007 | 1029.0 | 0.000 |
| | | 8 | 0.815 | -0.006 | 1150.8 | 0.000 |
| | | 9 | 0.794 | 0.026 | 1267.3 | 0.000 |
| | | 10 | 0.774 | -0.019 | 1378.5 | 0.000 |
| | | 11 | 0.754 | 0.001 | 1484.7 | 0.000 |
| | | 12 | 0.734 | -0.003 | 1586.1 | 0.000 |
| | | 13 | 0.714 | -0.017 | 1682.6 | 0.000 |
| | | 14 | 0.694 | -0.024 | 1774.2 | 0.000 |
| | | 15 | 0.674 | 0.003 | 1861.3 | 0.000 |
| | | 16 | 0.653 | -0.022 | 1943.6 | 0.000 |
| | | 17 | 0.633 | -0.006 | 2021.5 | 0.000 |
| | | 18 | 0.613 | -0.024 | 2094.8 | 0.000 |
| | | 19 | 0.593 | -0.002 | 2163.9 | 0.000 |
| | | 20 | 0.573 | 0.004 | 2228.9 | 0.000 |

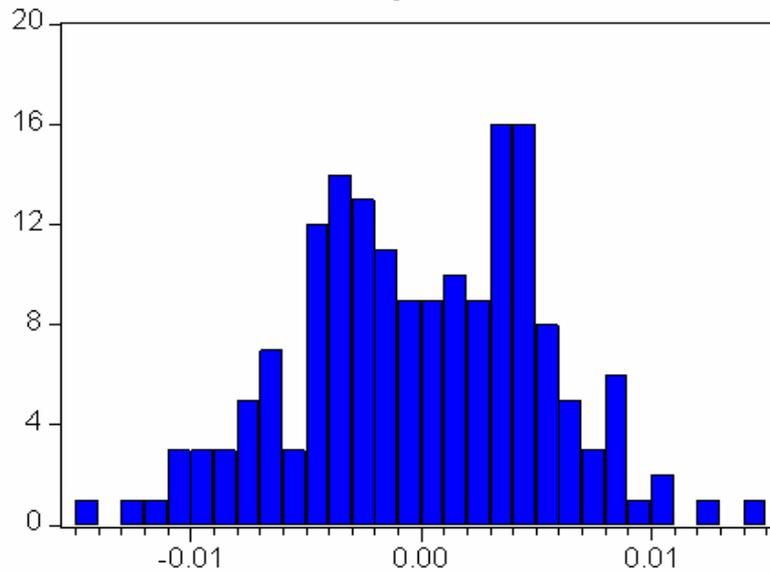
Serie: IPIUSA_SA. Correlograma sobre la primera diferencia.

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.053 | -0.053 | 0.4933 | 0.482 |
| | | 2 | 0.214 | 0.212 | 8.5971 | 0.014 |
| | | 3 | 0.251 | 0.284 | 19.780 | 0.000 |
| | | 4 | -0.124 | -0.149 | 22.516 | 0.000 |
| | | 5 | 0.242 | 0.123 | 33.080 | 0.000 |
| | | 6 | 0.100 | 0.137 | 34.900 | 0.000 |
| | | 7 | 0.030 | 0.030 | 35.062 | 0.000 |
| | | 8 | 0.131 | -0.027 | 38.226 | 0.000 |
| | | 9 | 0.142 | 0.166 | 41.938 | 0.000 |
| | | 10 | 0.073 | 0.070 | 42.939 | 0.000 |
| | | 11 | 0.008 | -0.140 | 42.950 | 0.000 |
| | | 12 | -0.001 | -0.122 | 42.950 | 0.000 |
| | | 13 | 0.021 | 0.065 | 43.031 | 0.000 |
| | | 14 | -0.062 | -0.081 | 43.766 | 0.000 |
| | | 15 | 0.034 | -0.070 | 43.988 | 0.000 |
| | | 16 | 0.021 | 0.056 | 44.071 | 0.000 |
| | | 17 | 0.061 | 0.165 | 44.800 | 0.000 |
| | | 18 | 0.114 | 0.056 | 47.318 | 0.000 |
| | | 19 | 0.012 | -0.036 | 47.347 | 0.000 |
| | | 20 | 0.098 | 0.123 | 49.250 | 0.000 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IPIUSA_SA.
Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.084 | -0.084 | 1.2493 | 0.264 |
| | | 2 | -0.030 | -0.038 | 1.4117 | 0.494 |
| | | 3 | -0.026 | -0.032 | 1.5283 | 0.676 |
| | | 4 | -0.056 | -0.063 | 2.0915 | 0.719 |
| | | 5 | 0.145 | 0.134 | 5.8919 | 0.317 |
| | | 6 | 0.036 | 0.056 | 6.1238 | 0.409 |
| | | 7 | -0.017 | -0.002 | 6.1748 | 0.519 |
| | | 8 | 0.045 | 0.054 | 6.5535 | 0.585 |
| | | 9 | 0.040 | 0.068 | 6.8555 | 0.652 |
| | | 10 | 0.020 | 0.018 | 6.9328 | 0.732 |
| | | 11 | -0.108 | -0.117 | 9.1306 | 0.610 |
| | | 12 | -0.046 | -0.060 | 9.5296 | 0.657 |
| | | 13 | 0.053 | 0.032 | 10.064 | 0.689 |
| | | 14 | -0.104 | -0.133 | 12.127 | 0.596 |
| | | 15 | 0.006 | -0.041 | 12.134 | 0.669 |
| | | 16 | -0.023 | -0.005 | 12.234 | 0.728 |
| | | 17 | 0.008 | 0.026 | 12.246 | 0.785 |
| | | 18 | 0.078 | 0.060 | 13.432 | 0.765 |
| | | 19 | 0.016 | 0.073 | 13.481 | 0.813 |
| | | 20 | 0.013 | 0.071 | 13.517 | 0.854 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IPIUSA_SA.
Histograma



Serie: PRERELX_SA. Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----------|--------|--------|-------|
| | | 1 0.915 | 0.915 | 147.48 | 0.000 |
| | | 2 0.853 | 0.096 | 276.41 | 0.000 |
| | | 3 0.788 | -0.037 | 387.00 | 0.000 |
| | | 4 0.719 | -0.064 | 479.53 | 0.000 |
| | | 5 0.644 | -0.082 | 554.21 | 0.000 |
| | | 6 0.579 | 0.008 | 614.96 | 0.000 |
| | | 7 0.507 | -0.066 | 661.92 | 0.000 |
| | | 8 0.448 | 0.019 | 698.70 | 0.000 |
| | | 9 0.391 | -0.007 | 726.91 | 0.000 |
| | | 10 0.347 | 0.041 | 749.23 | 0.000 |
| | | 11 0.302 | -0.015 | 766.31 | 0.000 |
| | | 12 0.263 | -0.015 | 779.30 | 0.000 |
| | | 13 0.233 | 0.034 | 789.58 | 0.000 |
| | | 14 0.214 | 0.047 | 798.31 | 0.000 |
| | | 15 0.187 | -0.050 | 805.02 | 0.000 |
| | | 16 0.176 | 0.055 | 811.01 | 0.000 |
| | | 17 0.168 | 0.026 | 816.50 | 0.000 |
| | | 18 0.158 | -0.014 | 821.40 | 0.000 |
| | | 19 0.148 | -0.018 | 825.70 | 0.000 |
| | | 20 0.138 | -0.021 | 829.45 | 0.000 |

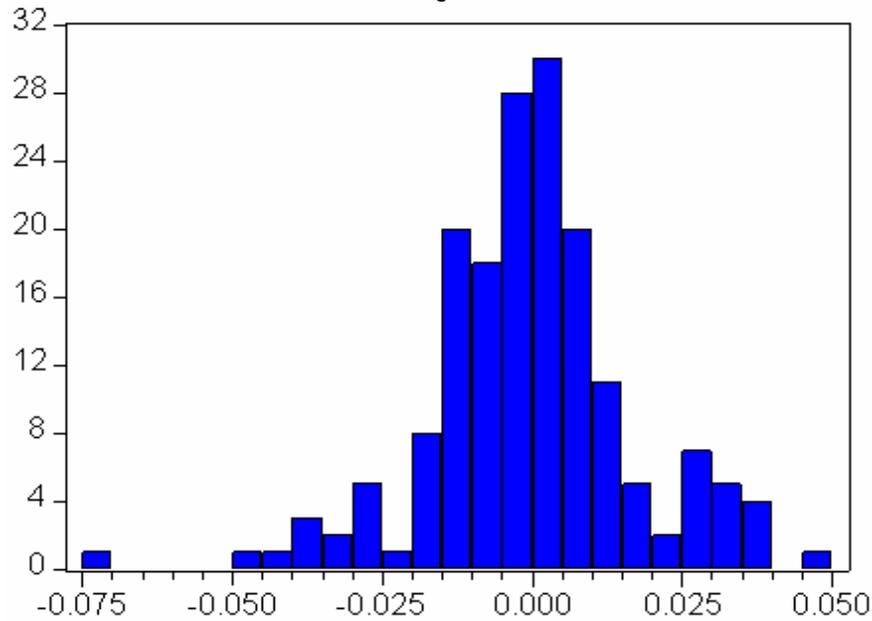
Serie: PRERELX_SA. Correlograma sobre la primera diferencia

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| | | 1 0.116 | 0.116 | 2.3596 | 0.125 |
| | | 2 -0.001 | -0.014 | 2.3597 | 0.307 |
| | | 3 -0.041 | -0.040 | 2.6609 | 0.447 |
| | | 4 0.085 | 0.096 | 3.9691 | 0.410 |
| | | 5 0.019 | -0.003 | 4.0315 | 0.545 |
| | | 6 0.094 | 0.093 | 5.6392 | 0.465 |
| | | 7 -0.015 | -0.030 | 5.6815 | 0.577 |
| | | 8 -0.011 | -0.012 | 5.7019 | 0.681 |
| | | 9 0.011 | 0.022 | 5.7234 | 0.767 |
| | | 10 0.128 | 0.109 | 8.7877 | 0.552 |
| | | 11 0.093 | 0.071 | 10.420 | 0.493 |
| | | 12 -0.183 | -0.216 | 16.706 | 0.161 |
| | | 13 -0.140 | -0.087 | 20.394 | 0.086 |
| | | 14 -0.002 | 0.016 | 20.394 | 0.118 |
| | | 15 -0.129 | -0.178 | 23.606 | 0.072 |
| | | 16 -0.097 | -0.070 | 25.436 | 0.062 |
| | | 17 -0.055 | -0.033 | 26.019 | 0.074 |
| | | 18 0.034 | 0.079 | 26.246 | 0.094 |
| | | 19 -0.011 | 0.010 | 26.269 | 0.123 |
| | | 20 0.060 | 0.053 | 26.986 | 0.136 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie IPIUSA_SA.
Correlograma sobre nivel

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.112 | -0.112 | 2.2159 | 0.137 |
| | | 2 | -0.005 | -0.017 | 2.2197 | 0.330 |
| | | 3 | -0.063 | -0.066 | 2.9294 | 0.403 |
| | | 4 | 0.098 | 0.084 | 4.6362 | 0.327 |
| | | 5 | -0.025 | -0.007 | 4.7532 | 0.447 |
| | | 6 | 0.101 | 0.099 | 6.6104 | 0.358 |
| | | 7 | -0.043 | -0.012 | 6.9546 | 0.434 |
| | | 8 | -0.006 | -0.018 | 6.9611 | 0.541 |
| | | 9 | -0.018 | -0.009 | 7.0188 | 0.635 |
| | | 10 | 0.118 | 0.097 | 9.6088 | 0.475 |
| | | 11 | 0.105 | 0.139 | 11.658 | 0.390 |
| | | 12 | -0.181 | -0.168 | 17.788 | 0.122 |
| | | 13 | -0.111 | -0.138 | 20.133 | 0.092 |
| | | 14 | 0.062 | 0.028 | 20.870 | 0.105 |
| | | 15 | -0.121 | -0.158 | 23.657 | 0.071 |
| | | 16 | -0.063 | -0.105 | 24.415 | 0.081 |
| | | 17 | -0.042 | -0.067 | 24.760 | 0.100 |
| | | 18 | 0.053 | 0.067 | 25.311 | 0.117 |
| | | 19 | -0.036 | 0.011 | 25.569 | 0.143 |
| | | 20 | 0.072 | 0.053 | 26.587 | 0.147 |

Serie: residuo del proceso ARI estimado para la serie PRERELX_SA.
Histograma



E. Estimación por MCO dinámico para las funciones de demanda por importaciones y exportaciones.

Dependent Variable: IMPTOTR_SA
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1991M01 2005M02
 Included observations: 170 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| IPIMEX_SA | 2.173479 | 0.024958 | 87.08655 | 0.0000 |
| PRERELM_SA | -0.561040 | 0.041131 | -13.64035 | 0.0000 |
| D(IPIMEX_SA) | 0.095631 | 0.503261 | 0.190022 | 0.8495 |
| D(PRERELM_SA) | 0.574235 | 0.265424 | 2.163462 | 0.0320 |
| D(IPIMEX_SA(-1)) | -0.461143 | 0.477760 | -0.965219 | 0.3359 |
| D(IPIMEX_SA(-2)) | -0.297279 | 0.465801 | -0.638211 | 0.5243 |
| D(PRERELM_SA(-1)) | 0.243138 | 0.267853 | 0.907732 | 0.3654 |
| D(PRERELM_SA(-2)) | 0.569652 | 0.267897 | 2.126382 | 0.0351 |
| D(IPIMEX_SA(1)) | 1.190369 | 0.523751 | 2.272777 | 0.0244 |
| D(IPIMEX_SA(2)) | 1.053309 | 0.510140 | 2.064746 | 0.0406 |
| D(PRERELM_SA(1)) | 0.087014 | 0.261982 | 0.332137 | 0.7402 |
| D(PRERELM_SA(2)) | 0.169828 | 0.262027 | 0.648131 | 0.5179 |
| D(IPIMEX_SA(-3)) | -0.123297 | 0.401834 | -0.306836 | 0.7594 |
| D(PRERELM_SA(-3)) | 0.493027 | 0.270410 | 1.823253 | 0.0702 |
| D(PRERELM_SA(3)) | -0.192078 | 0.253734 | -0.757007 | 0.4502 |
| D(IPIMEX_SA(3)) | 0.918285 | 0.435626 | 2.107967 | 0.0367 |
| R-squared | 0.932942 | Mean dependent var | 8.715536 | |
| Adjusted R-squared | 0.926410 | S.D. dependent var | 0.400747 | |
| S.E. of regression | 0.108712 | Akaike info criterion | -1.510836 | |
| Sum squared resid | 1.820025 | Schwarz criterion | -1.215702 | |
| Log likelihood | 144.4210 | Durbin-Watson stat | 0.179045 | |

Dependent Variable: EXPTOTR_SA
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1991M01 2005M02
 Included observations: 170 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| IPIUSA_SA | 1.803993 | 0.015690 | 114.9770 | 0.0000 |
| PRERELX_SA | -0.678656 | 0.086316 | -7.862482 | 0.0000 |
| TIPCAMN_SA | 0.290408 | 0.009483 | 30.62566 | 0.0000 |
| D(IPIUSA_SA) | -1.746639 | 0.819258 | -2.131978 | 0.0347 |
| D(PRERELX_SA) | -0.024893 | 0.233550 | -0.106584 | 0.9153 |
| D(IPIUSA_SA(-1)) | -1.137653 | 0.784899 | -1.449427 | 0.1494 |
| D(IPIUSA_SA(-2)) | -1.065312 | 0.752236 | -1.416195 | 0.1588 |
| D(PRERELX_SA(-1)) | 0.461777 | 0.227702 | 2.027989 | 0.0444 |
| D(PRERELX_SA(-2)) | 0.664069 | 0.228063 | 2.911778 | 0.0042 |
| D(IPIUSA_SA(1)) | 0.441990 | 0.791471 | 0.558441 | 0.5774 |
| D(IPIUSA_SA(2)) | -0.614066 | 0.777436 | -0.789859 | 0.4309 |
| D(PRERELX_SA(1)) | 0.314801 | 0.249612 | 1.261161 | 0.2093 |
| D(PRERELX_SA(2)) | -0.202590 | 0.256284 | -0.790489 | 0.4305 |
| D(IPIUSA_SA(-3)) | -0.416197 | 0.744488 | -0.559038 | 0.5770 |
| D(PRERELX_SA(-3)) | -0.122639 | 0.234414 | -0.523173 | 0.6016 |
| D(PRERELX_SA(3)) | 0.112180 | 0.259346 | 0.432549 | 0.6660 |
| D(IPIUSA_SA(3)) | -1.865624 | 0.778767 | -2.395612 | 0.0179 |
| D(TIPCAMN) | -0.197736 | 0.113504 | -1.742098 | 0.0836 |
| D(TIPCAMN_SA(-1)) | -0.125650 | 0.124074 | -1.012703 | 0.3129 |
| D(TIPCAMN_SA(-2)) | 0.127271 | 0.124483 | 1.022400 | 0.3083 |
| D(TIPCAMN_SA(-3)) | -0.309353 | 0.122678 | -2.521670 | 0.0128 |
| D(TIPCAMN_SA(1)) | 0.032162 | 0.121951 | 0.263727 | 0.7924 |
| D(TIPCAMN_SA(2)) | 0.384518 | 0.122581 | 3.136851 | 0.0021 |
| D(TIPCAMN_SA(3)) | -0.033955 | 0.123365 | -0.275239 | 0.7835 |
| R-squared | 0.989098 | Mean dependent var | 9.324219 | |
| Adjusted R-squared | 0.987381 | S.D. dependent var | 0.436352 | |
| S.E. of regression | 0.049018 | Akaike info criterion | -3.063104 | |
| Sum squared resid | 0.350801 | Schwarz criterion | -2.620403 | |
| Log likelihood | 284.3638 | Durbin-Watson stat | 1.331185 | |

Bibliografía

- Adler, J. H. (1945), "United States Import Demand During the Interwar Period" *American Economic Review* 34 (3): 418-430.
- _____ (1946), "The Postwar Demand for United States Exports", *Review of Economic and Statistics* 28 (1): 23-33.
- Clarida, H. R. (1994), "Cointegration, Aggregate Consumption and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation", *The American Economic Review* 84 (1): 298-308.
- _____ (1996), "Consumption, Import Prices and the Demand for Imported Consumer Durables: A Structural Econometric Investigation", *Review of Economics and Statistics* 78 (3): 369-374.
- Chang, T. C. (1945-1946), "International Comparison of Demand for Imports", *Review of Economic Studies* 13 (2): 53-67.
- Deyak, T. A., Sawyer W. C. y R. Sprinkle (1993), "The Adjustment of Canadian Import Demand to Changes in Income, Prices and Exchange Rates", *The Canadian Journal of Economics* 26 (4): 980-900.
- Garcés, D. G. (2002) "Análisis de las funciones de importación y exportación de México 1980-2000", *Documento de Investigación no. 2002-12*. Dirección General de Investigación Económica. Banco de México.
- Goldstein, M y M. Khan (1978), "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", *The Review of Economics and Statistics* 60 (2): 275-286.
- _____ (1985), "Income and Price Effect in Foreign Trade", en R. Jones y P. Kenen, eds. *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North-Holland, 1042-1099.
- Goldstein, M., Kahn, M. y L. Officer (1980), "Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports", *Review of Economics and Statistics* 62 (2): 190-199.
- Harberger, A. C. (1953), "A Structural Approach to the Problem of Import Demand", *The American Economic Review* 43 (2): 148-159.
- Houthakker, H. S. y S. P. Magee (1969), "Income and Price Elasticities in World Trade", *The Review of Economics and Statistics* 51 (2): 111-125.
- <<http://www.banxico.org.mx>> (septiembre, 2005)
- <<http://www.bls.gov>> (septiembre, 2005)
- <<http://www.federalreserve.gov>> (septiembre, 2005)
- <<http://www.inegi.gob.mx>> (septiembre, 2005)
- Khan, M. (1974), "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers* 21 (4): 678-693.
- Khan, M. y K. Ross (1975), "Cyclical and Secular Income Elasticities of the Demand for Imports", *The Review of Economics and Statistics* 57 (3): 357-361.
- Leamer, E. y R. M. Stern. *Quantitative International Economics*. Boston: Allyn y Bacon, 1970. Cap. 2.
- Marquez, J. (1990), "Bilateral Trade Elasticities", *Review of Economic and Statistics* 72 (1): 70-77.

- _____ (1994), "The Econometrics of Elasticities or the Elasticity of Econometrics: An Empirical Analysis of the Behavior of U. S. Imports", *Review of Economics and Statistics* 76 (3): 471-481.
- Marquez, J. y C. McNeilly (1988), "Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries", *The Review of Economics and Statistics* 70 (2): 306-314.
- Mishkin, Frederic, *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Boston: Addison Wesley, 2001.
- Murray, T. y P. Ginman (1976), "An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model", *The Review of Economics and Statistics* 58 (1): 75-80.
- Narayan, P. K. y S. Narayan (2004), "Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economies* 42 (1): 95-112.
- Orcutt, G. H. (1950), "Measurement of Price Elasticities in International Trade" *The review of Economics and Statistics* 32 (2): 117-132.
- Reinhart, C. (1995) "Devaluation, Relative Prices and International Trade", *IMF Staff Papers* 42 (2): 290-312.
- Rose, A. (1991), "The Role of Exchange Rates in Popular Models of International Trade: Does the Marshall-Lerner Condition Hold?", *Journal of International Economics* 30 (2): 301-316.
- Rivera-Bátiz, F. y L. Rivera-Bátiz, *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. New York : Macmillan ; London : Collier Macmillan, 1985.
- Senhadji, A. (1997), "Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis", *IMF Working Paper no. WP/97/132*. Fondo Monetario Internacional.
- Senhadji, A y C. Montenegro (1998), "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis", *IMF Working Paper no. WP/98/149*.
- Thursby, J. y M. Thursby (1984), "How Reliable are Simple, Single Equation Specifications of Import Demand?", *The Review of Economics and Statistics* 66 (1): 120-128.

Novedades

DIVISIÓN DE ADMINISTRACIÓN PÚBLICA

- Casar, Ma. Amparo, *Los gobiernos sin mayoría en México: 1997-2006*, DTAP-195
- De Angoitia, Regina, *La evolución de los portales del gobierno federal: la experiencia de ocho dependencias*, DTAP-196
- Cabrero, Enrique, *De la descentralización como aspiración a la descentralización como problema*, DTAP-197
- Sour, Laura y Eunises Rosillo, *¿Cuáles son los resultados del presupuesto por resultados?*, DTAP-198
- Arellano, David y Walter Lepore, *Prevención y control de conflictos de interés: lecciones para la Administración Pública Federal en México...*, DTAP-199
- Sour, Laura y Fredy Girón, *El efecto flypaper de las transferencias intergubernamentales del ramo 28...*, DTAP-200
- Mariscal, Judith, *Convergencia tecnológica y armonización regulatoria en México: una evaluación de los instrumentos regulatorios*, DTAP-201
- Mariscal, Judith, *Market Structure in the Latin American Mobile Sector*, DTAP-202
- De Angoitia, Regina y Fernando Ramírez, *Estrategias utilizadas para minimizar costos por los usuarios de telefonía celular...*, DTAP-203
- Cejudo, Guillermo, Gilberto Sánchez y Dionisio Zabaleta, *El (casi inexistente) debate conceptual sobre la calidad del gobierno*, DTAP-204

DIVISIÓN DE ECONOMÍA

- Hernández, Kólver, *State-Dependent Nominal Rigidities & Disinflation Programs in Small Open Economies*, DTE-418
- Hernández, Kólver and Asli Leblebicioglu, *A Regime Switching Analysis of the Exchange Rate Pass-through*, DTE-419
- Ramírez, José Carlos y David Juárez, *Viejas ideas económicas con nuevas tecnologías matemáticas*, DTE-420
- Delajara, Marcelo, *Household and Community Determinants of Infants' Nutritional Status in Argentina*, DTE-421
- Villagómez, Alejandro, Robert Duval y Lucía Cerilla, *Análisis de la evolución de la matrícula de la licenciatura en economía en México, 1974-2004*, DTE-422
- Brito, Dagobert and Juan Rosellón, *Quasi-Rents and Pricing Gas in Mexico*, DTE-423
- Rosellón, Juan and Hannes Weigt, *A Dynamic Incentive Mechanism for Transmission Expansion in Electricity Networks-Theory, Modeling and Application*, DTE-424
- Smith, Ricardo, *A Monte Carlo EM Algorithm for FIML Estimation of Multivariate Endogenous Switching Models with Censored and Discrete Responses*, DTE-425
- Brito, Dagobert and Juan Rosellón, *Lumpy Investment in Regulated Natural Gas Pipelines: An Application of the Theory of The Second Best*, DTE-426
- Di Giannatale, Sonia, Patricia López y María José Roa, *Una introducción conceptual al desarrollo financiero, capital social y anonimidad: el caso de México*, DTE-427

DIVISIÓN DE ESTUDIOS INTERNACIONALES

- González, Guadalupe, *Percepciones sociales sobre la migración en México y Estados Unidos: ¿hay espacios para cooperar?*, DTEI-162
- Bernhard, William y David Leblang, *Standing Tall When the Wind Shifts: Financial Market Responses to Elections, Disasters and Terrorist Attacks*, DTEI-163
- Velázquez, Rafael, *La relación entre el Ejecutivo y el Congreso en materia de política exterior durante el sexenio de Vicente Fox...*, DTEI-164
- Ruano, Lorena, *De la exaltación al tedio: las relaciones entre México y la Unión Europea...*, DTEI-165
- Martínez, Ferrán e Ignacio Lago Peñas, *Why new Parties? Changes in the number of Parties over time within Countries*, DTEI-166
- Sotomayor, Arturo, *México y la ONU en momentos de transición: entre el activismo internacional, parálisis interna y crisis internacional*, DTEI-167
- Velasco, Jesús, *Acuerdo migratorio: la debilidad de la esperanza*, DTEI-168
- Velázquez, Rafael y Roberto Domínguez, *Relaciones México-Unión Europea: una evaluación general en el sexenio del presidente Vicente Fox*, DTEI-169
- Martínez i Coma, Ferrán e Ignacio Lago Peñas, *¿Qué piensan los mexicanos de los Estados Unidos?*, DTEI-170
- Velasco, Jesús, *Lou Dobbs and the Rise of Modern Nativism*, DTEI-171

DIVISIÓN DE ESTUDIOS JURÍDICOS

- Magaloni, Ana Laura, *¿Cómo estudiar el derecho desde una perspectiva dinámica?*, DTEJ-19
- Fondevila, Gustavo, *Cumplimiento de normativa y satisfacción laboral: un estudio de impacto en México*, DTEJ-20
- Posadas, Alejandro, *La educación jurídica en el CIDE (México). El adecuado balance entre la innovación y la tradición*, DTEJ-21
- Ingram, Matthew C., *Judicial Politics in the Mexican States: Theoretical and Methodological Foundations*, DTEJ-22
- Fondevila, Gustavo e Ingram Matthew, *Detención y uso de la fuerza*, DTEJ-23
- Magaloni, Ana Laura y Ana María Ibarra Olguín, *La configuración jurisprudencial de los derechos fundamentales...*, DTEJ-24
- Magaloni, Ana Laura, *¿Por qué la Suprema Corte no ha sido un instrumento para la defensa de derechos fundamentales?*, DTEJ-25
- Magaloni, Ana Laura, *Arbitrariedad e ineficiencia de la procuración de justicia: dos caras de la misma moneda*, DTEJ-26
- Ibarra, Ana María, *Los artificios de la Dogmática Jurídica*, DTEJ-27
- Fierro, Ana Elena y Adriana García, *Responsabilidad patrimonial del Estado. Interpretación de la SCJN del artículo 113 constitucional*, DTEJ-28

DIVISIÓN DE ESTUDIOS POLÍTICOS

- Lehoucq, Fabrice, *Why is Structural Reform Stagnating in Mexico? Policy Reform Episodes from Salinas to Fox*, DTEP-195
- Benton, Allyson, *Latin America's (Legal) Subnational Authoritarian Enclaves: The Case of Mexico*, DTEP-196
- Hacker, Casiano y Jeffrey Thomas, *An Antitrust Theory of Group Recognition*, DTEP-197
- Hacker, Casiano y Jeffrey Thomas, *Operationalizing and Reconstructing the Theory of Nationalism*, DTEP-198
- Langston, Joy y Allyson Benton, *"A ras de suelo": Candidate Appearances and Events in Mexico's Presidential Campaign*, DTEP-199
- Negretto, Gabriel, *The Durability of Constitutions in Changing Environments...*, DTEP-200
- Langston, Joy, *Hasta en las mejores familias: Madrazo and the PRI in the 2006 Presidential Elections*, DTEP-201
- Schedler, Andreas, *Protest Beats Manipulation. Exploring Sources of Interparty Competition under Competitive and Hegemonic Authoritarianism*, DTEP-202
- Villagómez, Alejandro y Jennifer Farias, *Análisis de la evolución de la matrícula de las licenciaturas en CP, AP y RI en México, 1974-2004*, DTEP-203
- Ríos, Julio, *Judicial Institutions and Corruption Control*, DTEP-204

DIVISIÓN DE HISTORIA

- Barrón, Luis, *Revolucionarios sí, pero Revolución no*, DTH-44
- Pipitone, Ugo, *Oaxaca: comunidad, instituciones, vanguardias*, DTH-45
- Barrón, Luis, *Venustiano Carranza: un político porfiriano en la Revolución*, DTH-46
- Tenorio, Mauricio y Laurencio Sanguino, *Orígenes de una ciudad mexicana: Chicago y la ciencia del Mexican Problem (1900-1930)*, DTH-47
- Rojas, Rafael, *José María Heredia y la tradición republicana*, DTH-48
- Rojas, Rafael, *Traductores de la libertad: el americanismo de los primeros republicanos*, DTH-49
- Sánchez, Mónica Judith, *History vs. the Eternal Present or Liberal Individualism and the Morality of Compassion and Trust*, DTH-50
- Medina, Luis, *Salida: los años de Zedillo*, DTH-51
- Sauter, Michael, *The Edict on Religion of 1788 and the Statistics of Public Discussion in Prussia*, DTH-52
- Sauter, Michael, *Conscience and the Rhetoric of Freedom: Fichte's Reaction to the Edict on Religion*, DTH-53

Ventas

El CIDE es una institución de educación superior especializada particularmente en las disciplinas de Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos. El Centro publica, como producto del ejercicio intelectual de sus investigadores, libros, documentos de trabajo, y cuatro revistas especializadas: *Gestión y Política Pública*, *Política y Gobierno*, *Economía Mexicana Nueva Época* e *Istor*.

Para adquirir cualquiera de estas publicaciones, le ofrecemos las siguientes opciones:

| VENTAS DIRECTAS: | VENTAS EN LÍNEA: |
|---|--|
| Tel. Directo: 5081-4003 Tel: 5727-9800 Ext. 6094 y 6091 Fax: 5727 9800 Ext. 6314 Av. Constituyentes 1046, 1er piso, Col. Lomas Altas, Del. Álvaro Obregón, 11950, México, D.F. | Librería virtual: www.e-cide.com Dudas y comentarios: publicaciones@cide.edu |

¡¡Colecciones completas!!

Adquiere los CDs de las colecciones completas de los documentos de trabajo de todas las divisiones académicas del CIDE: Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos.



¡Nuevo! ¡¡Arma tu CD!!



Visita nuestra Librería Virtual www.e-cide.com y selecciona entre 10 y 20 documentos de trabajo. A partir de tu lista te enviaremos un CD con los documentos que elegiste.