

Evolución de la demanda mexicana de importaciones: 1940-2009

JOSÉ ROMERO¹

- **Resumen:** El propósito de este trabajo es especificar y estimar una función agregada de importaciones para México y discutir las implicaciones de política de los resultados. La estimación está basada en datos trimestrales de importaciones reales, PIB real y precios relativos durante el período 1940-2009. En el análisis empírico de la demanda agregada de importaciones de México se usan técnicas de corrección de errores. En el estudio encontramos un quiebre estructural después de 1982, lo que nos llevó a estimar dos funciones de demanda de importaciones para dos períodos: 1962q1-1982q4 y 1988q1-2009q4. Nuestros estimados de la función de demanda agregada de importaciones para México sugieren que la demanda de importaciones, en el segundo período, se tornó excesivamente dependiente del PIB y la elasticidad precio de la demanda disminuyó. Esto volvió inefectivas la política fiscal y cambiaria para regular el ciclo económico.
- **Abstract:** The purpose of this paper is to specify and estimate an aggregate import demand function for Mexico, and to discuss the implications of the results. Estimation is based on quarterly data for real imports, real GDP and relative prices over the period 1940-2009. In our empirical analysis, we use cointegration and error correction techniques. We found that a structural change occurs after 1982, so we estimated two demand functions, one for 1962q1-1982q4 and the other for 1988q1-2009q4. Our econometric estimates of the aggregate import demand function for Mexico suggest that import demand in the second period was overwhelmingly dominated by GDP and the price elasticity of demand declined from the one observed in the first period. The results indicate that the fiscal and exchange rate policies became ineffective instruments to regulate the business cycle.
- **Palabras clave:** México, importaciones, propensión a importar, política fiscal, política cambiaria.
- **JEL Clasificación:** F02, F14, F15.
- Recepción: 30/09/2010 Aceptación: 02/09/2011

¹ Centro de Estudios Económicos. El Colegio de México.
El autor agradece las recomendaciones de dos dictaminadores anónimos que ayudaron a mejorar este trabajo.

■ *Introducción*

Existe una gran cantidad de estudios sobre la demanda agregada de importaciones, tanto para países desarrollados² como en desarrollo³. Sin embargo, para México, existen sólo algunos estudios recientes. Galindo y Cardero (1999) estiman las elasticidades, ingreso y precio de la función de demanda de importaciones de México utilizando métodos de cointegración y analizan la estabilidad estructural de esta función. Los datos utilizados en este artículo son datos trimestrales sin desestacionalizar de 1983 a 1995. El resultado de su estimación es una elasticidad ingreso de la demanda de 1.77 y una elasticidad a los precios relativos de -0.71. Concluyen que existe una elevada elasticidad ingreso y que la baja elasticidad precio de la demanda de importaciones hace pensar en la posible existencia de una relación “estructural” de la economía mexicana en función de las importaciones, esto es, sea cual sea el nivel de precios de las importaciones, no serán sustituidas por producción interna. El problema con este ejercicio es que la estimación se realiza para un período de gran turbulencia económica que impide establecer la existencia de una relación estable entre las variables. Fujii G. (2000) examina en detalle la evolución del comercio exterior manufacturero del país a partir de 1988, con el fin de mostrar cuáles son las actividades y ramas industriales decisivas en la generación de déficit global en el intercambio manufacturero y qué cambios han ocurrido en las posiciones comerciales de las divisiones y ramas manufactureras. El autor concluye, sin realizar ninguna estimación, que hay una alta elasticidad de las importaciones que es explicada por el proceso de apertura, que siguió después de la implementación del modelo de sustitución de importaciones, el cual protegió a la industria en general. De esta forma los productos importados se apoderaron del mercado de bienes de consumo y en particular de intermedios; el de los bienes de capital lo constituyen fundamentalmente los importados. Esta situación contribuyó a debilitar los encadenamientos entre las ramas de la manufactura, por lo que el crecimiento de la industria pasó a repercutir cada vez más, y en forma más proporcional, en las importaciones manufactureras. Loria (2001) investiga el comportamiento de la demanda agregada de importaciones mexicanas durante el período 1970-1999, empleando variables como el PIB y precios relativos para explicar la demanda de importaciones, empleando el enfoque de cointegración y de corrección de errores. Dentro de su función demanda agregada de importaciones, el volumen de importaciones se encuentra cointegrado con los precios relativos y el PIB real y su demanda de importaciones está influenciada fuertemente por el PIB real y por los precios relativos. El problema con esta estimación es que se hace durante un período de gran inestabilidad y de un claro cambio estructural, por eso encuentra una altísima elasticidad de importaciones a PIB, 5.4 así como una elevada elasticidad de importa-

² Para países desarrollados véanse: Murray y Ginman (1976), Khan y Ross (1977), Boylan et al. (1980), Warner D. y Kreinin M.E. (1983) y Goldstein y Khan (1985), entre otros.

³ Para países en desarrollo véanse: Khan (1974), Sarmad (1988, 1989), Moran (1989) Shilpi (1990), Emran y Shilpi (1996), Siddique M A B (1995), Zelal Kotan y Mesut Saygili (1999), Loria (2001), Ho W.S. (2004), Kumar Dash Aruna (2005) y Dutta Dilip, Nasiruddin Ahmed (2006), entre otros.

ciones a precios relativos, -1.35. Otro estudio lo realiza Garcés, D. (2006) con datos trimestrales para el período 1980q1-2000q4; su estimación incluye la etapa de cambio estructural, por lo que los resultados también son debatibles. El propósito de este trabajo es estimar esta relación de largo plazo para el período 1940-2009, considerando lo que no se ha hecho, estimar la demanda de importaciones para un período largo, tomando en cuenta los cambios estructurales y periodos de turbulencia económica que han ocurrido en la economía mexicana durante este largo período. Esto nos permitirá, además de tener mejores estimaciones de la demanda actual de importaciones, hacer comparaciones entre la efectividad de las políticas fiscal y cambiaria que existían durante la estrategia de desarrollo liderada por el Estado, con la que existe bajo el actual régimen de liberalismo económico.

El documento está estructurado de la siguiente forma: En la siguiente sección se presentan antecedentes de la evolución del comercio exterior mexicano y su relación con el crecimiento económico. Después se propone el modelo de demanda agregada de importaciones. Luego se desarrolla los principales aspectos del modelo de corrección de errores utilizado. Posteriormente se explica la construcción y características de la base de datos. Después se analiza si ha existido cambio estructural en la demanda agregada de importaciones. Luego se aplica el modelo de corrección de errores para dos períodos estables, cada uno representativo de cada uno de los dos regímenes comerciales experimentados por nuestra economía, 1962-1982 y 1988-2009. Finalmente llegamos a la conclusión.

■ *Antecedentes*

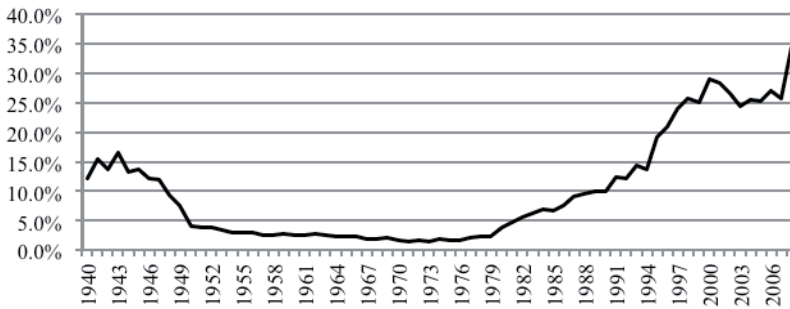
A partir del 1° de diciembre de 1982, la administración de Miguel de la Madrid gradualmente abandonó la estrategia de industrialización adoptada desde 1940 e inició la ruta de la liberalización de la economía,⁴ la cual ya es total a partir de 2008 por virtud de los compromisos adquiridos en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, (TLCAN). El papel del Estado como promotor del desarrollo fue abandonado. Se vendió al capital privado la mayor parte de las empresas públicas, se desregularon muchos aspectos de la vida económica, como los transportes y las instituciones financieras, y se contrajo de manera drástica la inversión pública. El proceso de cambio incluyó la apertura del país a los mercados de capitales.

Los resultados de las reformas al régimen de comercio exterior no se hicieron esperar y fueron sorprendentes. En efecto, entre 1983 y 2005, las exportaciones crecieron a una tasa promedio anual de 9.3%; cerca de 3.4% puntos porcentuales por encima de las registradas en el período 1940-1982. Pasando de menos del 2% del PIB en los primeros

⁴ Entre 1983 y 1984, las autoridades mexicanas comenzaron a dismantlar el sistema de protección a la industria; durante esos dos años, 16.5% de las importaciones fue excluido del requisito de permisos previos de importación y el arancel promedio se redujo a 22%. El 22 de abril de 1985 se firmó el "Entendimiento entre EUA y México Sobre Subsidios y Derechos Compensatorios" y el 24 de Julio de 1985, México formalizó su entrada al GATT. En ese año, las importaciones que no requerían permiso previo de importación alcanzaron la cifra de 69.1%. En 1993, México firmó el TLCAN y, desde entonces, México ha firmado numerosos acuerdos comerciales, incluidos uno con la Unión Europea y otro con Japón. Véase Romero (2003).

años de la década de los setenta a cerca del 35% del PIB en 2009. Este resultado espectacular fue alcanzado a pesar del retroceso de las exportaciones petroleras a partir de la década de los ochenta. Véase Gráfica 1.

Gráfica 1
Exportaciones de mercancías como porcentaje del PIB



Fuentes: Grupo de Trabajo integrado por: Banco de México, INEGI, Servicio de Administración Tributaria y la Secretaría de Economía. INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales de México. Banco de México. Información en línea. Elaboración propia.

Dentro de las exportaciones totales, las exportaciones manufactureras fueron el factor más dinámico del comercio. De 1982 a 2005, éstas crecieron a una tasa anual de 13.8%, 6.8 puntos porcentuales más que en el período 1940-1982. Las ventas externas agropecuarias crecieron a una tasa anual de 6.2%, casi cuatro puntos por arriba de lo registrado en el período 1940-1982.

Con tan diferentes ritmos de expansión de las varias clases de bienes exportados, se transformó la composición de exportaciones. Las exportaciones mineras (básicamente petróleo crudo) que en 1981 representaban el 74.1% del total de exportaciones, para el año 2003 se habían reducido al 25.5%. En contraste, las exportaciones del sector manufacturero pasaron del 26.9% del total en 1980 a casi el 83 % en el año 2009, véase Cuadro 1.

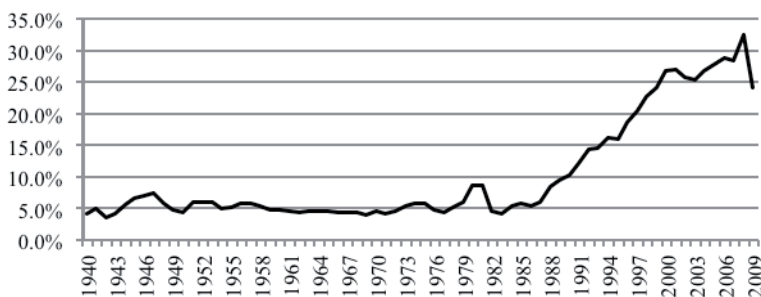
Cuadro 1
Composicion de las exportaciones
(Porcentaje)

Sector	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2009
Agropecuario	14.0	8.4	4.6	3.2	3.9	3.6	2.9	3.3	4.4
Minero	37.5	48.7	68.5	66.5	47.4	31.9	25.6	17.2	12.7
Manufacturero	48.4	42.9	26.9	30.3	48.6	64.4	71.4	79.5	82.9

Fuente: Nacional Financiera (1990), La Economía Mexicana en Cifras, 11a edición; Presidencia de la República, Informe de Gobierno, varios años. Elaboración propia.

Por su parte las importaciones de mercancías también registraron un crecimiento espectacular. Éstas pasaron de representar alrededor del 5% del PIB en promedio, de 1950 a 1980, para luego elevarse hasta alcanzar más del 30% del PIB en 2008. Véase Gráfica 2.

Gráfica 2
Importaciones de mercancías como porcentaje del PIB



Fuentes: Grupo de Trabajo integrado por: Banco de México, INEGI, Servicio de Administración Tributaria y la Secretaría de Economía. INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales de México. Banco de México. Información en línea. Elaboración propia.

Este rápido crecimiento del comercio queda mostrado en el avance de las exportaciones y las importaciones como porcentaje del PIB nacional, las que indican también el grado de apertura de la economía nacional. Por su avance en el mercado estadounidense, el proceso de liberación comercial mexicano solía ser catalogado como de milagro exportador. No obstante, estos resultados son menos espectaculares de lo que generalmente se cree. Decimos esto porque las exportaciones netas (exportaciones menos importaciones de insumos necesarias para producirlas) son mucho menores que las exportaciones brutas; el impacto de las exportaciones manufactureras sobre el PIB mexicano es reducido debido a la gran demanda de importaciones que éstas generan. Las exportaciones brutas mexicanas no reflejan su verdadero peso en la demanda agregada nacional. Esto es particularmente agudo en el caso de las exportaciones realizadas bajo el régimen de la maquila y de los otros programas de importación temporal para las exportaciones. Así, por ejemplo, en 2005, las exportaciones brutas de maquila representaron el 12.7% del PIB, una cifra importante, es cierto; sin embargo, al sustraer de las exportaciones brutas el valor de las importaciones de partes y componentes, las exportaciones netas de maquila (exportaciones brutas menos las importaciones necesarias para producirlas), ese 12.7 % se reduce a un mero 2.9% del PIB, es decir, cuatro y media veces menos. Esto es, la actividad maquiladora aporta menos del 3.0% al valor agregado nacional. Véase Cuadro II.2. Con las exportaciones netas, más realistas que las de las exportaciones totales de bienes ensamblados, es fácil entender el bajo impacto de las exportaciones y de la actividad maquiladora sobre el resto de la economía.

Cuadro 2
Exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB

Año	Exportaciones			Importaciones			Exp-Imp Maquila
	Totales	Maquila	No-Maquila	Totales	Maquila	No- Maquila	
1980	7.36	1.03	6.33	8.95	0.74	8.21	0.29
1983	18.61	2.61	16.00	7.41	1.77	5.64	0.84
2000	28.57	13.67	14.90	30.01	10.61	19.39	3.05
2005	27.79	12.70	15.20	28.80	9.80	19.00	2.90

Nota: El cuadro sólo reporta hasta 2005 porque, después de ese año, ya no se registran por separado las importaciones de la industria maquiladora de exportación.

Fuente: Presidencia de la República, Informe de Gobierno, varios años. Elaboración propia.

Las manufactureras denominadas “no maquila” se atienen a diversos programas de importaciones temporales de insumos para la exportación, similares al de la maquila. Por ello se ha considerado que el 85 % de las exportaciones totales de manufacturas se cobija, por uno u otro, de este tipo de programas y contienen un alto grado de contenido importado⁵. Las ventas externas de las manufacturas denominadas “no maquila” representaron, en el año 2005, alrededor del 10.1% del PIB. Como también tienen un alto ingrediente de ensamblaje, su contribución al PIB debe ser similar a la maquila. Desgraciadamente resulta difícil calcular las exportaciones netas para este tipo de exportaciones, pero se podría sugerir que bajarla del 10.1% al 5% del PIB no es una aproximación descabellada, pero sí generosa, ya que sería atribuir a estas exportaciones una contribución neta al PIB cincuenta por ciento mayor que la de la maquila.

Si este supuesto fuese razonable, se puede asumir que la contribución de las exportaciones manufactureras totales al PIB nacional es menor al 8%, cifra muy inferior a la de las exportaciones manufactureras brutas totales, que rondaba el 23% en 2005.

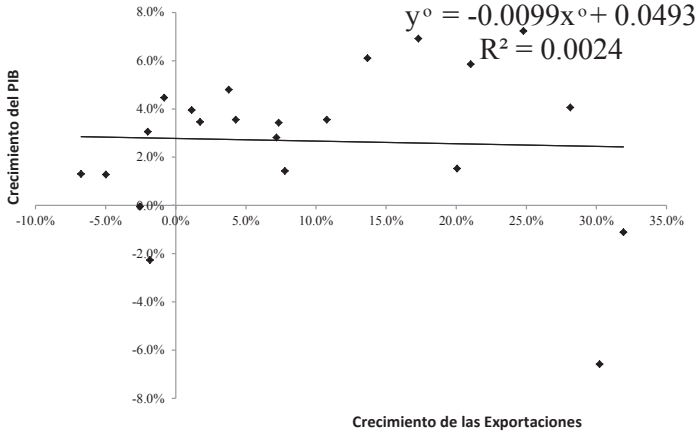
Ésta es la principal razón de que el crecimiento de las exportaciones tenga tan poco efecto en el crecimiento del PIB nacional. En la Gráfica II.3 se muestra la relación entre el crecimiento de las exportaciones y el crecimiento del PIB de 1988 a 2009;⁶ en él se observa que no existe ninguna correlación entre ambos crecimientos (la tendencia es negativa pero no significativa).

La estimación de la demanda de importaciones es crucial porque, entre otras cosas, nos permite estimar el multiplicador de la inversión en una economía abierta y también permite estimar cuánto crecimiento del producto es posible obtener de un crecimiento dado de las exportaciones. Así, por ejemplo, suponiendo una balanza comercial equilibrada, a partir de la identidad de la balanza comercial: $X - M \equiv BC$, podemos estimar qué tasa de crecimiento del ingreso permite una cierta tasa de crecimiento de las exportaciones $\Delta X - \Delta M = \Delta BC = 0$. Presumiendo una demanda de importaciones del tipo: $M = c + mY + \gamma R$ (donde M son las importaciones reales de mercancías en dólares,

⁵ Capdeville (2005).

⁶ Lo mismo se encuentra al hacer el ejercicio entre 1994 a 2009 o 1996-2009; en este último caso, la pendiente es positiva pero no significativa.

Gráfica 3
Relación entre crecimiento de las exportaciones y crecimiento del PIB



Fuentes: Grupo de Trabajo integrado por: Banco de México, INEGI, Servicio de Administración Tributaria y la Secretaría de Economía. INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales de México. Banco de México. Información en línea. Elaboración propia.

Y es el PIB real mexicano en dólares y R es el cociente de los precios de las importaciones entre los precios de los bienes domésticos) podemos llegar a $\Delta X - m\Delta Y + \delta\Delta R = 0$. Conjeturando que R no cambie ($\Delta R = 0$), esto nos da el incremento máximo del ingreso que permite un incremento dado de las exportaciones $\Delta \bar{X}$, manteniendo sin cambio la balanza comercial: $\Delta Y = \frac{\Delta \bar{X}}{m}$. Entre mayor sea m menor será ese impacto. También para una economía pequeña (que toma la tasa de interés como un dato y en la que no existe “crowding out”), el multiplicador keynesiano viene dado por $\Delta Y = \frac{\Delta \bar{X}}{s+m}$. Donde s es la propensión marginal al ahorro.⁷ De nuevo, entre mayor sea m , menor será el impacto de un incremento de las exportaciones (lo mismo sucede para un cambio en la inversión pública o privada) sobre el ingreso nacional. De estos ejemplos resulta crucial investigar el valor de m (la propensión marginal a importar), porque de ello, como veremos, depende la efectividad de la política fiscal.

■ *El modelo de demanda de importaciones*⁸

A partir del trabajo de Leamer y Stern (1970) en relación a la estimación de las elasticidades ingreso y precio de la demanda agregada de importaciones, han aparecido muchos estudios empíricos que han examinado los determinantes de la demanda de

⁷ Caves *et al.* (2007).

⁸ Esta sección está basada en Siddique M A B (1995).

importaciones y han estimado funciones de demanda de importaciones [Khan (1974), Sarmad (1988, 1989), Moran (1989) Shilpi (1990), Emran y Shilpi (1996), Siddique M A B (1995), Zelal Kotan y Mesut Saygili (1999), Loria Días Eduardo (2001), Ho W. S. (2004), Kumar Dash Aruna (2005) y Dutta Dilip, Nasiruddin Ahmed(2006), entre otros]. Un problema general que enfrentan los investigadores ha sido la elección de la forma de la función de demanda para estimar los modelos de demanda agregada de importaciones. La teoría del comercio internacional no da muchas pistas acerca de la forma apropiada de especificación, ni de la estimación de las ecuaciones de demanda de importaciones. Dos de las formas funcionales más usadas son la forma lineal y la logarítmica.

Partiendo de Leamer y Stern (1970) podemos especificar la ecuación de demanda de importaciones, que relaciona la cantidad demandada de importaciones con el ingreso, el precio de las importaciones y el precio de sustitutos nacionales. La ecuación de demanda de importaciones en el tiempo t puede escribirse como:

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

Donde M_t , es la cantidad demandada de importaciones. Y_t^d es el ingreso nacional. P_t^m es el nivel de precios de las importaciones y P_t^d es el precio de los bienes nacionales.

La función de demanda ordinaria Marshalliana, señala que esta función es homogénea de grado cero en precios e ingreso, lo que implica la ausencia de ilusión monetaria y permite expresar la demanda de importaciones en función del ingreso real y precios relativos. Por lo tanto, la función restringida puede ser expresada en función del ingreso real y precios relativos.

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

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

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

Donde α_0 es el término constante en la regresión, α_1 es la propensión marginal a importar, α_2 es el coeficiente de las importaciones a precios relativos y ε_t , es un término aleatorio independiente e idénticamente distribuido. De acuerdo a la teoría económica se espera que $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 < 0$. Sin embargo, Goldstein y Khan (1976) argumentan que si las importaciones representan la diferencia entre el consumo nacional y la producción nacional, la producción puede ser que crezca más rápido (más lenta-

mente) que el consumo, en respuesta a un incremento en el ingreso real. Por lo tanto, las importaciones pueden caer (incrementarse) a medida que el ingreso real aumenta, resultando en un signo negativo (positivo) en el coeficiente α_1 .

En forma logarítmica, la demanda de importaciones puede ser escrita como:

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

Donde \ln es el logaritmo natural y u_t es el término de error. De la teoría económica se espera que $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$ pero, como se discutió antes, β_1 puede ser negativo.

Investigaciones anteriores por Khan y Ross (1977), Boylan *et al.* (1980) y Do-roodian *et al.* (1994) han argumentado que la especificación de la forma logarítmica es preferible cuando se estiman funciones de demanda de importaciones, dado que estas formas de estimación permiten interpretar los coeficientes como elasticidades de la variable dependiente con respecto a la variable independiente. También es útil esta formulación, porque permite mitigar el problema de heteroscedasticidad.

Las ecuaciones, como han sido formuladas, exhiben relaciones *ex ante*. Al reemplazar M por las importaciones reales implica un ajuste instantáneo a cambios en el ingreso real y precios relativos. Este supuesto restrictivo puede ser relajado incorporando un proceso de ajuste parcial para las importaciones en el modelo. En esta formulación, el cambio en las importaciones en el período t se relaciona con el nivel real de importaciones en el período anterior.

$$(5) \quad \Delta \ln M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1} = \lambda (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}), \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

Donde $\ln M_t^*$ es el logaritmo de la cantidad deseada de demanda de importaciones en el tiempo t y λ es el coeficiente de ajuste. Al sustituir la ecuación (4) en (5), la ecuación dinámica de importaciones se convierte en:

$$(6) \quad \ln M_t = \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 \ln Y_t + \lambda \beta_2 \ln R_t + (1 - \lambda) \ln M_{t-1} + \lambda \varepsilon_t$$

El impacto de largo plazo de los cambios en el ingreso real y en los precios relativos se obtiene dividiendo los coeficientes de la regresión por λ . Para mayor detalle sobre rezagos distribuidos véase Judge *et al.* [1988].

En esta ecuación, la variable precio está especificada en términos relativos para satisfacer, como hemos mencionado, el postulado de homogeneidad y también para reducir los problemas de multicolinealidad entre los precios de las importaciones y los precios de los bienes nacionales.⁹

⁹ Murray y Ginman (1976) argumentan que la restricción impuesta en la ecuación (2) puede que no sea válida debido a que: a) Los pesos asignados a ciertos bienes en los índices de precios de las importaciones y de los bienes nacionales pueden diferir; y b) que los consumidores pueden reaccionar de manera diferente a cambios en los precios de las importaciones que a los cambios en la misma proporción, pero en sentido contrario, de los precios de los bienes nacionales.

Puesto que la economía mexicana experimentó un fuerte crecimiento económico de 1940 a 1982 y, posteriormente, un relativo estancamiento a partir de esa fecha, es interesante examinar si ha existido un incremento significativo en la propensión mexicana a importar de un período a otro. Estas estimaciones son importantes para los hacedores de política económica; las políticas de desarrollo económico dependen en forma importante de la propensión a importar y de la sensibilidad de la demanda a los cambios en los precios relativos.

■ *El modelo de corrección de errores*¹⁰

Comencemos suponiendo que M sólo depende de Y para ilustrar el método. La forma estándar de derivar el modelo de corrección de errores es mostrar que si M y Y son funciones lineales de un proceso integrado latente, los residuos de la regresión de M sobre Y deben ser estacionarios. Esta derivación del modelo de corrección de errores comienza con el supuesto de que, tanto M como Y son series integradas y demuestra que el modelo de corrección de errores captura el equilibrio causal de los movimientos entre estos dos procesos cointegrados.

El punto de partida en estas derivaciones del modelo de corrección de errores es el modelo de rezagos distribuidos autorregresivos (ADL). El modelo ADL es muy flexible y generalmente se le encuentra de la forma siguiente:

$$(7) \quad M_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_{t-1} + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Específicamente, éste es un modelo ADL(1,1) donde la notación se refiere al número de rezagos incluidos en el modelo. Esto se generaliza a un ADL(p,q) donde p se refiere al número de rezagos de M y q se refiere al número de rezagos de Y incluidos en el modelo.

Dado que el modelo ADL(1,1) tiene una variable dependiente rezagada en el lado derecho, ésta puede ser estimada en forma consistente por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)¹¹ y tiene una condición de estacionariedad, según la cual M_t debe de ser estacionaria (Davison y MacKinnon 1993).

Ahora bien, si uno fuera a estimar un modelo ADL(1,1) con las importaciones de México como M_t y el PIB mexicano como Y_t , el efecto de corto plazo de un cambio en el PIB se estima fácilmente en el modelo por los coeficientes β_0 y β_1 , los cuales nos dan el efecto inmediato de un cambio en Y_t , en un cierto tiempo dado t . Cualquier efecto de equilibrio de largo plazo viene dado por el valor esperado no condicionado de M_t . Dejemos que $M^* = E(M_t)$ y $Y^* = E(Y_t)$ para todo t . Si dos procesos se mueven juntos, sin error en el largo plazo, estas series convergen a los siguientes valores de equilibrio:

¹⁰ Esta sección está basada en De Boef, Suzanna (2000) y Keele, Luke y Susana De Boef (2004).

¹¹ La prueba para la consistencia de OLS supone que ε_t es IID después de que Y es incluida en el modelo.

$$(8) \quad M^* = \alpha_0 + \alpha_1 M^* + \beta_0 Y^* + \beta_1 Y^*$$

Despejando para M^* en términos de Y^* nos da:

$$(9) \quad M^* = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} Y^*$$

Simplificando, el valor de largo plazo de M^* es:

$$(10) \quad M^* = k_0 + k_1 Y^*$$

Esta ecuación representa los valores para los cuales M y Y están en equilibrio de largo plazo y k_1 representa el multiplicador de largo plazo de Y sobre M . Cualquier desviación del equilibrio $M^* - (k_0 + k_1 Y^*) \neq 0$ debe inducir cambios de retroalimentación al equilibrio en el siguiente periodo. Sin embargo, no podemos estimar directamente la tasa a la que regresa al equilibrio en el modelo ADL, dado que M_t no es estacionaria. Como tal, los analistas pocas veces sacan inferencias de los modelos ADL directamente acerca de la tasa de corrección de errores implícita en el modelo.

Sin embargo, si al modelo ADL se le aplican ciertas transformaciones lineales, se pueden sacar estas inferencias. Este conjunto de transformaciones también nos permite derivar el modelo de corrección de errores a partir de un modelo ADL. Al hacer esto no se impone ninguna restricción en los parámetros del modelo y, por lo tanto, los dos modelos contienen la misma información, implicando la misma relación de comportamiento. Véanse Davison y MacKinnon (1993) y Bannerjee et al. (1993). A continuación vamos a desarrollar en detalle este procedimiento, poniendo especial atención a la equivalencia entre el modelo ADL y los modelos de corrección de errores. Para ver esto considérese nuevamente el modelo ADL(1,1):

$$(11) \quad M_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_{t-1} + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Primero le sacamos primeras diferencias a (11) para producir

$$(12) \quad \Delta M_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)M_{t-1} + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Luego sumamos y restamos $\beta_0 Y_{t-1}$ del lado derecho de la ecuación (12):

$$(13) \quad \Delta M_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)M_{t-1} + \beta_0 \Delta Y_t + (\beta_0 + \beta_1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Posteriormente sumamos y restamos $(\alpha_1 - 1)Y_{t-1}$ del lado derecho de la ecuación (13) y la reescribimos, obteniéndose lo que se conoce como el Modelo Generalizado de Corrección de Errores (GECM):

$$(14) \quad \Delta M_t = \alpha_0 + \gamma(M_{t-1} - Y_{t-1}) + \lambda_1 \Delta Y_t + \lambda_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, $\lambda_1 = \beta_0$, y $\lambda_2 = \beta_0 + \beta_1 + \alpha_1 - 1$.

El GECM, a diferencia del modelo ADL, nos dice directamente qué tan rápido reacciona el sistema a cualquier desequilibrio, dado que γ es el coeficiente del rezago de $M_{t-1} - Y_{t-1}$, y γ es la tasa de la corrección de errores. En otras palabras, el término $(\alpha_1 - 1)$ es interpretado como la velocidad, a la cual se ajusta M a cualquier discrepancia entre M y Y en el período anterior. Uno puede ver que γ debe de ser negativo, dado que es igual a $(\alpha_1 - 1)$. El término $(M_{t-1} - Y_{t-1})$ es cero cuando Y y M están en equilibrio y mide el grado en el cual la relación de largo plazo no es satisfecha.¹²

También se puede derivar el multiplicador de largo plazo del GECM. Supongamos que la relación de equilibrio está dada por $M^* = k_l Y^*$, donde de nuevo k_l es el multiplicador de largo plazo. El efecto de largo plazo de un cambio en X sobre Y es:

$$(15) \quad k_l = -\frac{\lambda_2 - \gamma}{\gamma}$$

O substituyendo:

$$(16) \quad k_l = -\frac{\lambda_2 - \gamma}{\gamma} = -\frac{(\beta_1 + \beta_0 + \alpha - 1 - (\alpha_1 - 1))}{(\alpha_1 - 1)} = \frac{(\beta_1 + \beta_0)}{(1 - \alpha_1)}$$

El GECM produce el mismo valor para k_l que el modelo ADL. El método de GECM de una sola ecuación es teóricamente atractivo y estadísticamente superior en muchos casos al estimador en dos etapas de Engle y Granger (1987). Benerjee *et al.* (1993) muestran que la regresión dinámica es asintóticamente equivalente a estimadores más complejos, como los de máxima verosimilitud con información completa, cuando la variable explicativa es exógenamente débil. En consecuencia, la ecuación sencilla del GECM será eficiente e insesgada, así como consistente.

Existe una forma todavía más fácil de estimar el modelo de corrección de errores que se llama simplemente Modelo de Corrección de Errores (ECM). En lugar de incluir explícitamente un término de corrección de errores en el modelo de la forma $M_{t-1} - Y_{t-1}$, se estima la siguiente regresión:

$$(17) \quad \Delta M_t = \alpha_0 + \gamma M_{t-1} + \eta_1 \Delta Y_t + \eta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

¹² Una característica interesante del modelo GECM es que produce los mismos efectos de corto y de largo plazo que los observados en el modelo ADL. Tomando cada efecto por separado en el GECM, el efecto de corto plazo está representado por λ_1 y $\lambda_2 - \lambda_1 - \gamma$. Sustituyendo llegamos a: $\lambda_1 = \beta_0$ y $\lambda_2 - \lambda_1 - \gamma = \beta_0 + \beta_0 + \alpha_1 - 1 - \beta_0 - (\alpha_1 - 1) = \beta_1$, que son los efectos de corto plazo estimados en el modelo ADL.

Donde $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, $\eta_1 = \beta_0 = \lambda_1$, y $\eta_2 = \beta_1 + \beta_0$. Este modelo puede ser reescrito en la forma de corrección de errores de la forma siguiente:

$$(18) \quad \Delta M_t = \alpha_0 + \gamma \left(M_{t-1} + \frac{\eta_2}{\gamma} Y_{t-1} \right) + \eta_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t$$

El multiplicador de largo plazo k_1 , del método ECM se reduce a:

$$(19) \quad k_1 = -\frac{\eta_2}{\gamma} = \frac{(\beta_1 + \beta_0)}{(1 - \alpha_1)}$$

De nuevo, el término $(M_{t-1} + \frac{\eta_2}{\gamma} Y_{t-1})$ es cero cuando X y Y están en equilibrio y mide el grado en que la relación de largo plazo no se satisface. El término γ se sigue interpretando como la velocidad a la cual M se ajusta a cualquier discrepancia entre M y Y en el período anterior. Es este componente del modelo el que captura los efectos de largo plazo. El modelo de corrección de errores es interesante no sólo porque puede modelar el comportamiento de equilibrio, sino también debido a que captura cualquier efecto contemporáneo que puede ocurrir. En la ecuación (17), el término η_1 es igual β_0 en el modelo ADL, y $\eta_2 - \eta_1$ es igual a β_1 , los dos efectos capturan cualquier efecto inmediato que Y pueda tener sobre M , independientemente de la relación de equilibrio entre estos dos procesos.

¿Qué distingue el modelo de corrección de errores del modelo ADL(1,1)? En el modelo de corrección de errores, la velocidad del ajuste en la relación de equilibrio aparece directamente (Bannerjee *et al.*, 1993), mientras que en el modelo ADL, el multiplicador de largo plazo debe de ser calculado. Otra ventaja de este modelo es que, dado que la variable dependiente en el modelo está diferenciada, se elimina el riesgo de que se realice una regresión espuria con datos que son cuasi-integrados.¹³

Finalmente, dado que el modelo de corrección de errores es una parametrización lineal del modelo ADL, puede ser estimado por OLS. El modelo de corrección de errores ofrece un medio para probar teorías que explican mecanismos económicos dinámicos y es el que aplicamos a continuación para estimar la demanda de importaciones de México.

■ Construcción de la base de los datos

Los datos utilizados son series trimestrales para el período 1940q1 a 2009q4 de importaciones reales mexicanas de mercancías (M), del PIB real mexicano (Y), del índice de precios de las importaciones (PM) y del índice de precios de los bienes nacionales (PD); todas las series en dólares a precios de 2003. Para el índice de precios de las importaciones trimestrales (PM) se utilizó directamente el índice de precios al productor

¹³ Una serie de tiempo cuasi-integrada es una que serie que es definida por una raíz con un valor igual a: $|\rho| = 1 + c$, donde c es negativa y pequeña (De Boef y Granato, 1997).

de EUA; estos datos se obtuvieron del Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Data -FRED®; <http://research.stlouisfed.org>.

Partes de las demás series fueron construidas a partir de datos anuales. Los datos anuales de 1940-1980 para importaciones, PIB y precios nacionales se obtuvieron del INEGI, Estadísticas Históricas de México (<http://www.inegi.org.mx/inegi/default.aspx?s=est&c=16652>) y de la base de datos del Banco de México (<http://www.banxico.org.mx>). Luego se obtuvieron las series trimestrales para el período 1980 a 2009 de importaciones nominales en dólares, del PIB real en pesos de 2003 y del índice de precios al productor (INPP) con base 2003 de la base de datos del Banco de México. Para trimestralizar¹⁴ las series de importaciones y PIB del período 1940-1980, se desestacionalizaron las series de importaciones y PIB del período 1980q1-2009q4 mediante el método “ratio to moving average”.¹⁵ Obtenidos los pesos para cada trimestre mediante este método, se utilizó el promedio de los pesos del período 1980-2009 para trimestralizar las series anuales para el período 1940-1980. Para trimestralizar el índice de precios al productor nacional se extrapolaron, entre cada par de años, los precios trimestrales bajo el supuesto de crecimiento exponencial. Con estas acciones construimos las series 1940q1-2009q4 de importaciones reales en dólares, PIB nacional real en pesos e índice de precios al productor nacional. La serie del PIB real en pesos se convirtió a dólares de 2003 dividiendo la serie entre el tipo de cambio de 2003:3. El índice de precios de los bienes nacionales (*PD*) se obtuvo dividiendo el índice nacional de precios al productor (*INPP*), entre el índice del tipo de cambio nominal (*e*).¹⁶ Con esto finalmente se construyó la serie del índice de tipo de cambio real $R = \frac{PM}{PD}$.

Así obtuvimos las series trimestrales para el período 1940q1-2009q4 de importaciones, *M* y del PIB, *Y*, en dólares de 2003, así como la serie para el mismo período del índice de tipo de cambio real con base 2003, *R*. Las gráficas de las series *M*, *PIB* y *R*, aparecen en el Apéndice.

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias usando la Prueba Philips-Perron para las tres series trimestrales durante el período 1940q1-2009q4 indican que las variables tienen el mismo nivel de integración, todas son *I*(1). En los cuadros 3 y 4 aparecen los resultados de las pruebas Phillips-Perron (PP).

En la mayor parte de los casos, los resultados indican que las variables son *I*(1), lo cual para algunas de ellas es discutible. No obstante, los principales resultados del artículo se mantienen, aun si alguna de ellas tuviera un orden de integración menor (como el posible caso del tipo de cambio real).¹⁷

¹⁴ De hecho, la periodicidad de las series es irrelevante para la obtención de los coeficientes de cointegración (éste es un concepto definido a la frecuencia cero), así que el uso de series trimestrales no agrega nada, a no ser que estemos interesados en la dinámica intra-anual. Su único propósito es unificar la información y aprovechar la existencia de datos trimestrales para el período 1980-2009.

¹⁵ Lind et. al. (2002) Pp. 706-710.

¹⁶ El índice del tipo de cambio se obtuvo a partir de la serie del tipo de cambio nominal trimestral; esta última serie está disponible en la base de datos del Banco de México. El índice del tipo de cambio se obtuvo dividiendo el tipo de cambio nominal de cada trimestre de la serie 1940-2009 entre el tipo de cambio nominal del tercer trimestre de 2003.

¹⁷ Véase Daniel G. Garcés Díaz (2006) p. 5.

Cuadro 3
Prueba Philips-Perron (PP) en niveles

VARIABLES	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
lnM	-0.497	-3.003	2.887
lnY	-3.247	0.005	7.850
lnR	-2.757	-4.026	-1.893

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1%, 5% y 10% son respectivamente: -3.454, -2.872, -2.572; -3.991, -3.426, -3.136; -2.573, -1.942, -1.616.

Cuadro 4
Prueba Philips-Perron (PP) en primeras diferencias

VARIABLES	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
lnM	-15.091	-15.065	-14.766
lnY	-18.493	-19.283	-17.594
lnR	-15.954	-15.926	-15.973

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1%, 5% y 10% son respectivamente: -3.454,-2.872,-2.572 ;-3.991 ,-3.426 ,-3.136 ;-2.573 ,-1.942,-1.616.

De acuerdo con la ecuación 4, la función de demanda de largo plazo para México estaría especificada así:

$$(20) \quad \ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln R_t + u_t$$

Para establecer si existe una relación de largo plazo entre las variables en la ecuación 20 empleamos el concepto de cointegración. El examen de las series de todas las variables nos sugiere que la especificación de la prueba de la cointegración debe incluir una tendencia determinística en los datos. En este sentido adoptamos la técnica de cointegración multivariada de Johansen Juselius para probar cointegración. El Cuadro 5 muestra los resultados de las pruebas de Johansen Juselius.¹⁸ El método de Johansen sugiere dos estadísticos para determinar el número de vectores de cointegración: el estadístico de la traza y la prueba del máximo eigenvalor. Los valores críticos apropiados

¹⁸ Se reconoce que para grandes muestras, las propiedades estadísticas del procedimiento de Johansen son generalmente mejores y que esta prueba de cointegración es de mayor potencia que el método de corrección de errores. Sin embargo, cada método se basa en metodologías econométricas diferentes y por lo tanto no son comparables directamente. El método Johansen puede utilizarse para un modelo de una sola ecuación como una herramienta auxiliar para comprobar la validez de la división entre variables exógenas y endógenas. También puede utilizarse para confirmar la validez del modelo ECM verificando que el vector de cointegración en ambos métodos sean similares, véase Charemza y Deadman (1992). Los métodos basados en una sola ecuación y métodos basados en sistemas deben ser vistos como complementarios en vez de sustitutos. Véase Utku Utkulu (2005).

para la prueba son los de Osterwald Lennum (1992). Las hipótesis nula y alternativa son probadas usando estos estadísticos. Entre las cuatro variables existe la posibilidad cero, uno o dos vectores de cointegración. Comenzando con la prueba de la traza para la hipótesis nula de cero vectores de cointegración ($r = 0$), contra la alternativa de un vector de cointegración ($r > 0$), se rechaza la hipótesis nula. Luego la hipótesis nula de $r \leq 1$, y $r \leq 2$, contra la alternativa de dos o más vectores de cointegración ($r > 1$) y ($r > 2$), la hipótesis es rechazada a un nivel de significancia del 95%. Luego la hipótesis nula de $r \leq 3$, y $r \leq 4$, contra la alternativa ($r > 3$) y ($r > 4$) no puede ser rechazada a un nivel de significancia del 95%. En el Cuadro 5, la estadística de la traza indica la presencia de dos vectores de cointegración al nivel de 5%. La prueba de máximo eigenvalor es similar a los resultados de los estadísticos de la traza. La hipótesis nula de $r = 0$ (no hay cointegración) es rechazada a favor de la hipótesis alternativa $r = 1$. La hipótesis $r = 1$, también se rechaza a favor de la hipótesis alternativa de $r = 2$. Finalmente se prueba que la hipótesis nula de $r = 2$ no puede rechazarse en favor de la alternativa de $r = 3$. Los resultados de estas dos pruebas sugieren que existen dos relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Aunque las variables en la ecuación sean no estacionarias, la combinación lineal es estacionaria. Por lo tanto se puede inferir que la relación de largo plazo presentada en la ecuación 20 es estacionaria. Si se prueba que las variables están cointegradas, esto implica que éstas no se pueden mover mucho unas de otras en el largo plazo; esto significa que las variables tienen una relación de largo plazo estable.

Cuadro 5
Pruebas de cointegración utilizando el método de Johansen y Juselius

Hipotesis nula	Hipotesis alternativa	Valor de la traza	Valor crítico 95%
$r = 0$	$r > 0$	58.104	29.797
$r \leq 1$	$r > 1$	24.883	15.495
$r \leq 2$	$r > 2$	1.497	3.8415
Prueba Max λ	Prueba Max λ	Prueba Max λ	Valor crítico 95%
$r = 0$	$r = 1$	33.221	21.132
$r = 1$	$r = 2$	23.385	14.265
$r = 2$	$r = 3$	1.497	3.8415

Nota: 'r' se refiere al número de vectores de cointegración.

Basándonos en el teorema de representación desarrollado por Engle y Granger (1987), la existencia de una relación de cointegración, en un conjunto de variables $I(1)$, como se ha demostrado, posibilita una representación dinámica de corrección de errores de los datos. Sin embargo, no podemos intentar estimar una función de demanda de importaciones directamente para todo el período 1940-2009, debido a los grandes cambios estructurales que se dieron a partir de 1983. Al estudiar el comportamiento de las demandas de importaciones durante este período debemos por lo menos distinguir dos etapas: una para el periodo de pre reformas y otra para el período post reformas.

Aunque tenemos conocimiento de los años en que se dio el cambio estructural decidimos que los datos determinen el periodo de quiebre y los periodos a analizar.

■ *Detección del cambio estructural*

Comenzamos estimando la ecuación 6.

$$(21) \quad \ln M = -0.083 + 0.034 \ln Y - 0.075 \ln R + 0.970 \ln M_{t-1}$$

(0.101) (0.016) (0.036) (0.012)

$n=280$. $R^2 = 0.99$, $R^2 = 0.99$; DW:¹⁹ 1.77, F: 29,012.52. Las variables $\ln Y$, $\ln R$ y $\ln M_{t-1}$ tienen el signo esperado. Los errores estándar aparecen en paréntesis y los estadísticos t todos son significativos. Todas las pruebas PP de los residuos confirman que estos son estacionarios, esto es, que las series están cointegradas. El valor de λ es: $1-0.970=0.030$.²⁰ De donde se desprende que la elasticidad de largo plazo de M de un cambio en Y es de 1.139 [Dato similar al encontrado por Galindo y Cordero (1999)]. Esto es $\varepsilon_Y = 1.139$ y la elasticidad de M de un cambio en R es $\varepsilon_R = -2.53$. Esto es, el vector de cointegración para el período 1940-2009 viene dado por [1, -1.139, 2.530].

Hecho esto procedemos a detectar si hubo cambio estructural. Para esto aplicamos el método desarrollado por Kim, Jae-Uoung (1999). El método consiste en tres formas diferentes de manejar el problema de la fecha del quiebre cuando ésta es desconocida. Primero, la prueba del “máximo de la prueba Chow” considerada en Davies (1977), Hawkins (1987), Kim y Siegmund (1989) y Andrews (1993). Segundo, “el promedio de los resultados de las pruebas” desarrollado por Hansen (1991) y tercero, la “prueba del promedio exponencial” desarrollada por Andrews y Ploberger (1994).

La hipótesis nula H_0 es que el residuo mantiene estacionariedad o persistencia constante a través del periodo muestral. La hipótesis alternativa H_1 es que e_t mantiene estacionariedad de persistencia constante hasta cierto momento, después del cual se convierte en un proceso de más alta persistencia tal como raíz unitaria.

A continuación aplicamos el método desarrollado por Kim, Jae-Uoung (1999) para probar la hipótesis de persistencia en la especificación de la función de demanda. Al estimar la ecuación 21 para el periodo 1940-2009 encontramos que la serie de los residuos de esta regresión (e_t) es estacionaria.²¹ Para que la hipótesis de persistencia no se viole, e_t debe mantener el mismo proceso estacionario durante todo el periodo. El paso siguiente es verificar si esto ocurre y, si esto no es así, determinar la fecha de quiebre. Los resultados de las pruebas se muestran en la Gráfica 4 y en el cuadro complementario. De estos resultados se desprende que existe un claro punto de quiebre en 1988:3

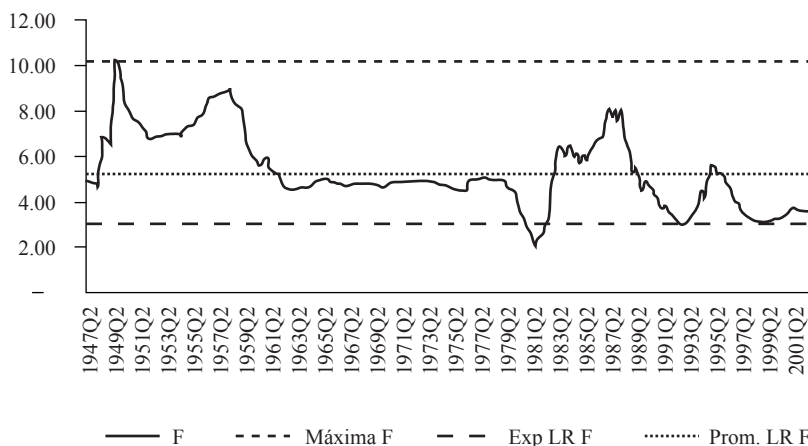
¹⁹ Inder (1984) muestra que el poder del estadístico Durbin Watson para probar la ausencia de autocorrelación serial de primer orden es generalmente mayor que el estadístico Durbin h en muestras finitas. Véase también King and Wu (1991) y Rayner (1994) sobre el poder del estadístico Durbin Watson en presencia de variables endógenas rezagadas. Adicionalmente, el estadístico Durbin Watson nos sirve como indicador de la estacionariedad de los residuos; esto es de cointegración entre las variables. Véase Sargan and Bhargava (1983).

²⁰ Véase ecuación (6).

²¹ La prueba PP muestra, en sus tres versiones y niveles de significancia, permite rechazar la existencia de raíz unitaria, esto es, los errores son estacionarios.

(dos años después de la entrada de México al GATT). Este punto de quiebre concuerda con el observado en la Gráfica 2, donde se observa una clara tendencia ascendente de las importaciones como porcentaje del PIB. En la Gráfica 4 vemos dos claros períodos, donde los estadísticos F resultan inferiores al promedio; estos períodos son de 1960q1-1982q4 y 1988q1-2009q4 (que excluye los años del llamado cambio estructural). Estos períodos también corresponden a periodos de estabilidad de la proporción de importaciones a PIB, como lo muestra la Gráfica 4.

Gráfica 4
Cambio estructural (1940-2009)



Prueba de quiebre de punto desconocido: Quandt-Andrews

Hipótesis nula: No hay puntos de quiebre con los datos recortados

Regresores variables: En todas las ecuaciones.

Muestra de las ecuaciones: 1940q2 2009q4

Muestra de la muestra 1947q1 2002q3

Número de rompimientos comparados: 223

Estadísticos	Valor	Prob.
Estadístico Máximo LR F- (1949Q3)	10.190	0.418
Estadístico Exp. LR F	3.0213	0.320
Estadístico Prom. LR F	5.278	0.197

Nota: probabilidades calculadas usando el método Hansen (1997)

Apoyándonos en el análisis de la sección anterior decidimos correr el modelo para dos períodos, uno para el período 1962q1-1982q4 y otro para el período 1989q1-2009q4.

■ *Aplicación del modelo de corrección de errores*

Dado que hemos mostrado que tanto el modelo ADL, como el GECM y el ECM estiman las mismas cantidades en formas diferentes [Véase Keele y De Boef (2004)], por sencillez trabajamos con la a versión ECM. La especificación utilizada es la siguiente:

$$(22) \Delta \ln M_t = \alpha_0 + \gamma \ln M_{t-1} + \eta_1 \Delta \ln Y_t + \eta_2 \ln Y_{t-1} + \rho_1 \Delta \ln R_t + \rho_2 \ln R_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde $\ln M$ es el logaritmo de las importaciones de mercancías mexicanas, $\ln Y$ es logaritmo del PIB mexicano, $\ln R$ es el logaritmo de los precios relativos expresados en dólares. Según el análisis de la sección anterior, lo recomendable es correr el modelo de la ecuación 21 para dos períodos, uno para 1960q1-1982q4 y otro para 1988q1-2009q4.

a) Comenzamos aplicando el ECM, para el período 1960q1-1982q4, utilizando la siguiente versión de la ecuación (22).

$$(23) \Delta \ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln M_{t-1} + \beta_2 \ln Y_{t-1} + \beta_3 \ln R_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln Y_t + \beta_5 \Delta \ln R_t + \beta_6 D1 + \beta_7 D2 + \beta_8 D3 + \beta_9 D4 + \beta_{10} D5 + \beta_{11} (D6 * \Delta \ln M_t) + \varepsilon_t$$

Donde, además, se utilizaron variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos.²² Se estimó la regresión y pasó la prueba de no autocorrelación de grado 2, 3 y 4, así como las pruebas de linealidad y de normalidad. La regresión se volvió a estimar y se analizaron los residuos para ver si pasaban la prueba de la homocedasticidad; no lo hicieron y se corrió nuevamente la regresión, corrigiéndola por el método de White. Llegándose finalmente a los siguientes resultados:

Cuadro 6

Coefficiente	Variable	Coefficiente estimado	Error Std.	Estadístico t	Prob.
β_0	Constante	-1.010	0.303	-3.330	0.001
β_1	$\ln M_{t-1}$	-0.175	0.041	-4.294	0.000
β_2	$\ln Y_{t-1}$	0.220	0.056	3.935	0.000
β_3	$\ln R_{t-1}$	-0.115	0.070	-1.642	0.105
β_4	$\Delta \ln Y$	2.066	0.353	5.851	0.000
β_5	$\Delta \ln R$	-0.167	0.074	-2.251	0.027
β_6	D1	-0.125	0.016	-7.908	0.000
β_7	D2	-0.125	0.012	-10.737	0.000

²² Las variables dicotómicas utilizadas son D1: 1966q1, D2:1969q1, D3: 1971q1, D4:1975q1, D5: 1976q1, D6:1977q1 y para el período del auge petrolero D7: 1980q1-1982q4 (período durante donde se relajaron los controles a la importación).

Coefficiente	Variable	Coefficiente estimado	Error Std.	Estadístico t	Prob.
β_8	D3	-0.166	0.007	-23.896	0.000
β_9	D4	-0.207	0.012	-16.644	0.000
β_{10}	D5	-0.187	0.018	-10.421	0.000
β_{11}	$D\delta^*\Delta \ln M_{t-1}$	0.821	0.114	7.217	0.000

$n = 84$, después de ajustes. $R^2 = 0.82$, $\bar{R}^2 = 0.79$; DW^{23} : 1.95, F : 29.19 Prob(estadístico F : 000). Criterio de información de Akaike: -3.436. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue $JB=0.169$, con probabilidad de 0.919 y valor de curtosis de 3.220. En la prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 2.576 < F_{(4,68)} = 3.50$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula, al nivel de significancia del 1%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado siguiente: $F: 5.601 < F_{(1,71)} = 7.08$ al nivel de 1% de significancia, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión. Finalmente se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos son estacionarios. Los resultados aparecen en el Cuadro 7:

Cuadro 7
Prueba Philips-Perron (PP) en niveles

Variables	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
$\hat{\epsilon}$	-9.403	-9.335	-9.452

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1%, 5% y 10% son respectivamente: -3.511, -2.897, -2.586; -4.072, -3.465, -3.159; -2.593, -1.945, -1.614.

Reescribiendo estos resultados en forma de un modelo de corrección de errores obtenemos lo siguiente:

$$\Delta \ln M_t = -1.010 - 0.175 (\ln M_{t-1} - 1.257 \ln Y_{t-1} + 0.657 \ln R_{t-1}) + 2.066 \Delta \ln Y - 0.167 \Delta \ln R + \dots$$

El vector de cointegración en este modelo es $[1, -1.257, 0.657]$ y la velocidad a la que se ajustan las importaciones a su nivel ideal es -0.175 .

El efecto de largo plazo de un cambio en Y sobre M , según la ecuación 22 viene dado por: $k_1 = -\frac{\eta_2}{\gamma} = -\frac{0.220}{-0.175} = 1.257$.

La relación de largo plazo entre las importaciones, el PIB y los precios relativos para el período 1960-1982 con datos trimestrales, viene dada por $\ln M^*_t = 1.257 \ln Y^*_{t-1} - 0.657 \ln R^*_{t-1}$. Definiendo la elasticidad como: $\epsilon_{MY} = \frac{dM}{dY} \frac{Y}{M}$ se puede calcular la propensión a importar promedio ($m = \frac{dM}{dY}$) para el período simplemente multiplicando la elasticidad media por el cociente de la media de las importaciones entre la media del PIB, esto es $m = \epsilon_{MY} \left[\frac{M}{Y} \right]$. Para el período 1960-1982 tenemos un valor de $m = 1.257$

²³ Véase nota 20.

[0.053]= 0.067. Esto es, por cada peso en que se incrementaba el ingreso durante el período 1960-1982 se importaban en promedio 6.7 centavos. La elasticidad precio de las importaciones para el período fue $\epsilon_{MR} = -0.657$, esto es, por cada punto porcentual que se incrementaba el tipo de cambio se reducían las importaciones en 0.657 %.

b) Continuamos aplicando el ECM para el período 1988q1-2009q4. La especificación utilizada es la siguiente:

$$(24) \quad \Delta \ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln M_{t-1} + \beta_2 \ln Y_{t-1} + \beta_3 \ln R_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln Y_t + \beta_5 \Delta \ln R_t \\ + \beta_6 D1 + \beta_7 D2 + \beta_8 D3 + \epsilon_t$$

Donde además se agregaron variables dicotómicas para lograr normalidad en los residuos.²⁴

Se estimó la regresión y pasó la prueba de no autocorrelación de grado 2, 3 y 4, así como las pruebas de linealidad, normalidad y homocedasticidad. Los resultados aparecen en el Cuadro 8.

Cuadro 8

Coefficiente	Variable	Coefficiente Estimado	Error Std.	Estadístico t	Prob.
β_0	Constante	-0.835	0.817	-1.022	0.310
β_1	$\ln M_{t-1}$	-0.069	0.029	-2.358	0.021
β_2	$\ln Y_{t-1}$	0.130	0.092	1.414	0.161
β_3	$\ln R_{t-1}$	-0.006	0.036	-0.173	0.863
β_4	$\Delta \ln Y$	1.481	0.173	8.570	0.000
β_5	$\Delta \ln R$	-0.013	0.059	-0.217	0.829
β_6	D1	0.076	0.036	2.126	0.037
β_7	D2	0.140	0.038	3.628	0.001
β_8	D3	-0.192	0.038	-5.100	0.000

n=87, después de ajustes. $R^2 = 0.68$, $R^2 = 0.65$; DW²⁵: 2.32, F: 20.90 Prob(estadístico F: 000). Criterio de información de Akaike: -3.77. En la prueba de normalidad de los residuos, el coeficiente Jarque Bera fue JB=0.982, con probabilidad de 0.612 y valor de curtosis de 2.764. La prueba de autocorrelación Breusch-Godfrey del multiplicador de Lagrange, con cuatro rezagos, arroja los siguientes resultados: $F = 0.935 < F_{(4,68)} = 2.53$, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula, al nivel de significancia del 5%. La prueba RESET de Ramsey de linealidad arrojó el resultado siguiente: $F: 6.022 < F_{(1,73)} = 7.00$ al nivel de 1% de significancia, con lo que tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad en la ecuación de regresión.

La prueba de Heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey arroja los siguientes resultados: $F: 1.824 < F_{(1,73)} = 3.95$, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad. Finalmente se realizó la prueba PP a los residuos de la regresión para comprobar que los residuos son estacionarios. Véase Cuadro 9:

²⁴ D1:2005q4, D2:2008q1 y D3: 2009q1.

²⁵ Véase nota 20.

Cuadro 9
Prueba Philips-Perron (PP) en niveles

Variables	Intercepto	Con intercepto y tendencia	Sin tendencia ni intercepto
$\widehat{\varepsilon}$	-10.826	-10.758	-10.887

Nota: los valores críticos de la prueba PP con intercepto, con tendencia e intercepto y sin tendencia ni intercepto a los niveles de significancia 1%, 5% y 10% son respectivamente: -3.508, -2.896, -2.585; -4.068, -3.463, -3.158; -2.592, -1.945, -1.614.

Reescribiendo estos resultados en forma de un modelo de corrección de errores obtenemos:

$$\Delta \ln M_t = -0.835 - 0.069 (\ln M_{t-1} - 1.884 \ln Y_{t-1} + 0.087 \ln R_{t-1}) + 1.481 \Delta \ln Y - 0.013 \Delta \ln R$$

El vector de cointegración en este modelo es [1, -1.884, 0.087] y la velocidad a la que se ajustan las importaciones a su nivel ideal es -0.069. El efecto de largo plazo de un cambio en Y sobre M es: $k_1 = -\frac{\eta_2}{\gamma} = -\frac{0.130}{-0.069} = 1.884$.

La relación de largo plazo entre las importaciones, el PIB y los precios relativos para el período 1940-1976 con datos trimestrales, viene dada por $\ln M_t^* = 1.884 \ln Y_{t-1}^* - 0.087 \ln R_{t-1}^*$. Para el período 1988-2009 tenemos un valor de $m = 1.884$ [0.218] = 0.411. Esto es, por cada peso que se incrementaba en el ingreso durante el período 1988-2009 se importaban en promedio 41.1 centavos. ¡Esto es 6.12 veces más que el promedio para el período 1960-1982!

La elasticidad precio de las importaciones para el período 1988q1-2009q4 fue $\varepsilon_{MR} = -0.087$, valor muy inferior (y no significativo) al registrado durante el período 1962q1-1982q4 $\varepsilon_{MR} = -0.657$, lo cual concuerda con la intuición de varios autores en el sentido de que como no existen sustitutos nacionales para los bienes importados, dicha elasticidad es muy reducida.

■ Conclusión

En el presente estudio se investigó la función de demanda de importaciones para México durante el período 1940-2009. Se utilizaron técnicas de cointegración, de corrección de errores así como las necesarias para detectar cambio estructural. Conocimos que la demanda de importaciones ha experimentado diferentes cambios estructurales a través del tiempo, de la situación de guerra a las condiciones de posguerra, del período de desarrollo liderado por el Estado al cambio estructural y de éste al de la vigencia plena de la apertura comercial. En el trabajo se distinguen dos períodos con estabilidad suficiente como para considerarlos representativos de dos diferentes estrategias de crecimiento (1960-1982) y (1988-2009); las estimaciones de la función de demanda de importaciones de estos dos períodos permiten realizar comparaciones interesantes. Así, por ejemplo, entre uno y otro período se aumentó la elasticidad ingreso de la demanda y se multiplicó en más de seis veces la propensión marginal a importar. Esto

explica por qué la política fiscal, en contraste con el primer período, resulta inoperante para reactivar la economía y muy efectiva para regular la balanza comercial; por cada peso que se incrementa (o se reduce) la demanda agregada, se incrementan (disminuyen) en promedio las importaciones en 41.1 centavos (a diferencia de los 6.7 centavos en que se incrementaban (o disminuían) durante la etapa anterior.

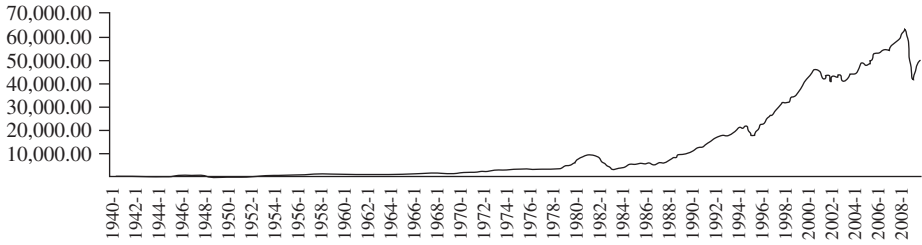
También, en contraste con el primer período, la elasticidad precio de la demanda es mucho menor en el segundo período que en el primero; esta baja elasticidad en el segundo período puede explicarse por la posible existencia de una relación “estructural” de la economía mexicana en función de las importaciones como señalan Galindo y Cardero (1999), pero también por la existencia de una vigencia de la paridad del poder adquisitivo entre México y sus principales socios comerciales, lo que hace que los precios internos sigan muy cerca de los internacionales; así tenemos que cuando se devalúa el tipo de cambio, los precios nacionales, con el tiempo, se elevan en la misma proporción que la devaluación dejando inalterado el tipo de cambio real. Esta situación hace que, actualmente, la política cambiaria sea ineficaz para regular la balanza comercial.

Con una alta propensión a importar y una baja elasticidad precio de las importaciones no es posible utilizar las políticas fiscal ni cambiaria para regular el ciclo económico. La alta propensión a importar impide cualquier política fiscal expansionista, ya que ésta repercute directamente sobre la balanza comercial, y la política cambiaria es infructuosa porque no puede modificar el tipo de cambio real. Esto nos deja prácticamente sin instrumentos para estabilizar nuestra economía y nos hace depender para el crecimiento de lo que suceda en otras economías, especialmente en la de EUA.²⁶

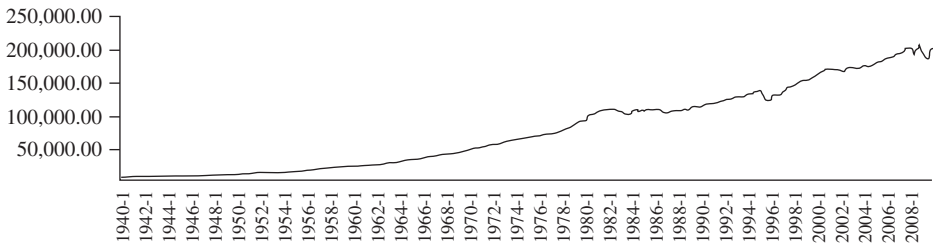
²⁶ Véase Romero (2009).

■ *Apéndice*¹

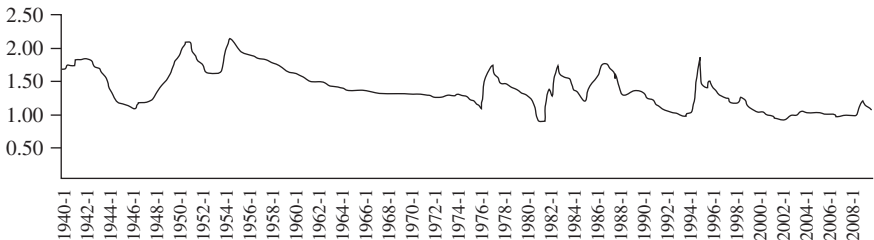
Cuadro A.1
Importaciones totales
 (Datos trimestrales, millones de dólares de 2003)



Cuadro A.2
Producto Interno Bruto
 (Datos trimestrales, millones de dólares de 2003)



Cuadro A.3
Índice del tipo de cambio real
 (2003:3=1)



¹ La descripción de las series y sus fuentes aparecen en el texto.

■ *Bibliografía*

- Abbott, A. J. y H. R. Seddighi (1996). "Aggregate imports and expenditure components in the UK: an empirical analysis", *Applied Economics*, No. 28, Pergamon, New York.
- Andrews, D. W. K. (1993). "Test For Parameter Instability And Structural Change With Unknown Change Point", *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, No. 61, Econometric Society, Menasha.
- Andrews, D. W. K., Ploberger, W. (1994). "Optimal Tests When A Nuisance Parameter Is Present Only Under The Alternative". *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, No. 62, Econometric Society, Menasha.
- Bannerjee, Anindya, Juan Dolado, John W. Galbraith y David F. Hendry (1993). *Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, Oxford University Press.
- Boylan, T. A., Cuddy, M. P. y O' Muireheartaigh, I. (1980). "The Functional Form for Aggregate Import Demand Equation", *Journal of International Economics*, Vol. 10, North Holland, Amsterdam.
- Capdeville, Mario, (2005). "La productividad de la industria maquiladora en México" presentado en el *Seminario Internacional: aprendizaje tecnológico y escalamiento industrial*, Universidad Autónoma Metropolitana, México.
- Caves E. Richard, Jeffrey A. Frankel y Ronald W. Jones (2007). *World Trade and Payments, An Introduction, Tenth Edition*. Addison Wesley, Massachusetts.
- Davidson, Russell y James G. MacKinnon. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.
- Davies, R. B. (1977). "Hypothesis Testing When A Nuisance Parameter Is Present Under The Alternative". *Biometrika: a journal for the statistical study of biological problems*, No. 64, Oxford Journals University Press, Massachusetts.
- DeBoef, Suzanna y Jim Granato (1997). "Near-integrated Data and the Analysis of Political Relationship" *American Journal of Political Science*, No. 41, University of Texas for Midwest Political Science Association, Texas.
- De Boef, Suzanna (2000). "Modeling Equilibrium Relationships: Error Correction Models with Strong Autorregressive Data", *Political Analysis Special Issue*, No. 9, Oxford Journals University Press, Massachusetts.
- Doroodian, K., R. K. Kosha1 and S. Al-Muhanna (1994). "An examination of the traditional aggregate import demand function for Saudi Arabia", *Applied Economics*, No. 26, Pergamon, New York.
- Dutta Dilip y Nasiruddin Ahmed (2006). *An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis. School of Economics and Political Science*, University of Sydney, Australia.
- Emran, M. S. y Shilpi, P. (1996). "Foreign Exchange Rationing and the Aggregate Import Demand Function", *Economics Letters*, Vol. 51, North Holland, Amsterdam.
- Engle, Robert F. y C. W. J. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, No. 55, Econometric Society, Menasha.

- Fujii G., Gerardo. 2000. "El comercio exterior manufacturero y los límites al crecimiento económico de México." *Comercio Exterior*, No. 11, Bancomext, México.
- Gafar, I. S. (1988). "The determinants of import demand in Trinidad and Tobago: 1967-84", *Applied Economics*, Vol. 20, Pergamon, New York.
- (1995). "Some estimates of the price and income elasticities of import demand for three Caribbean countries", *Applied Economics*, Vol. 27, Pergamon, New York.
- Galindo, Luis Miguel y Maria Elena Cardero. (1999). "La demanda de importaciones en México: Un enfoque de elasticidades." *Comercio Exterior* Vol. 49, No 5 , Bancomext, México.
- Garcés Díaz, Daniel (2006). "La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica en Estados Unidos y el tipo de cambio real", en *Economía Mexicana Nueva Época*, vol. XV, núm. 1, CIDE, México.
- Goldstein, M. y M. S. Khan (1976). "Large versus small price changes and the demand for imports", *IMF Staff Papers*, No. 3.
- Goldstein, M. y Khan, M. (1985). "Income and Price Effects in Foreign Trade", *Handbook of International Economics*, Elsevier, Amsterdam.
- Hansen, B. E. (1991). *Testing For Structural Change Of Unknown Form In Models With Nonstationary Regressors* Mimeo. Department of Economics, University of Rochester.
- Hawkins, D. L. (1987). "A Test For Change Point In A Parametric Model Based On A Maximum Wald-Type Statistics". *Sankhya*, No. 49, Indian Statistical Institute, Calcuta.
- Ho W. S. (2004). "Estimating Macao's Import Demand Functions" *Monetary Authority of Macao*, Autoridade Monetária de Macau, Gabinete de Estudos e Estatísticas, Macau.
- Inder, B. A. (1984). "Finite-sample power of tests for autocorrelation in models containing lagged dependent variables," *Economics Letters*, Volume 14, Issues 2-3.
- Johansen, S. (1988). "Stastical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, North Holland, Amsterdam.
- Johansen, Sand y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, B. Blackwell, Oxford.
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffilhs, H. Lutkepahl y T. C. Lee, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2nd. edition, John Wiley & Sons, Brisbane, 1988.
- Khan, M. S. (1974). "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, November, 678, 93. International Monetary Fund, Washington.
- Khan, M. S. y Ross, K. Z. (1977). "The Functional Form of the Aggregate Demand Equation", *Journal of International Economics*, Vol. 7, North Holland, Amsterdam.
- Keele, Luke y Susana De Boef (2004). *Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data*. Documento de Trabajo. Departamento de Política y Relaciones Internacionales, Nuffield College y Oxford University.
- Kim, Jae-Young (2000). "Detection of Change in Persistence of a linear Time Series". *Journal of Econometrics*, 95, North Holland, Amsterdam.

- Kim, H. J., Siegmund, D. (1989). "The Likelihood Ratio Test For A Change Point In A Simple Linear Regression", *Biométrie: a journal for the statistical study of biological problems*, No. 76, Oxford Journals University Press, Massachusetts.
- King, Maxwell L. y Ping X. Wu (1991). Small-disturbance asymptotics and the Durbin-Watson and related tests in the dynamic regression model *Journal of Econometrics* Volume 47, Issue 1, January.
- Kumar Dash Aruna (2005). *An Econometric Estimation of the Aggregate Import Demand Function for India.*, Department of Economics, University of Hyderabad, India.
- Leamer, E. E. y Stem, R.S. (1970). "Quantitative International Economics, Boston", MA: Allyn and Bacon.
- Lind D. A., W.G. Marchal y R.D. Mason (2002). *Statistical Techniques in Business & Economics*, Eleven Edition. McGraw-Hill-Irwin.
- Loria Días, Eduardo (2001). "La restricción externa y dinámica al crecimiento de México a través de las propensiones del comercio, 1970-1999" *Estudios Económicos* Vol. 16, Número 2, El Colegio de México, México.
- Melo, O. y M. G. Vogt (1984). "Determinants of the demand for imports of Venezuela", *Journal of Development Economics*, No. 14, North Holland, Amsterdam.
- Moran, C. (1989). "Imports under a Foreign Exchange Constraint", *The World Bank Economic Review*, Vol. 3, World Bank, Washington.
- Murray, T. y Ginmam, P.J. (1976). "An Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, Harvard University, Cambridge.
- Pesaran M. H., Y. Shin, y R. J. Smith (1999). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships" <http://www.econ.ed.ac.uk/papers/pss1new.pdf>
- Rayner, Robert K. (1994). "The small-sample power of Durbin's *h* test revisited". *Computational Statistics & Data Analysis* Volume 17, Issue 1, January.
- Rodrik, Dani (2007). "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence" www.brookings.edu/economics/bpea/bpea.aspx
- Romero, José (2003). *Comercio y Crecimiento, en Una Historia Contemporánea de México. Tomo 1.* Ilán Bizberg y Lorenzo Meyer, Editores. Editorial Océano. México.
- Romero, José (2009). "Evolución de la Relación de Largo Plazo entre las Economías de México y EUA" *Análisis Económico*. UAM Azcapotzalco, México.
- Sargan, J. D. y Bhargava, A. (1983): "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica* 51.
- Sarmad, K. (1988). "The Functional Form of the Aggregate Demand Equation: Evidence from Developing Countries", *The Pakistan Development Review*, Vol. 28, Pakistan Institute of Development Economics as Economic Digest, Pakistan.
- Sarmad, K. (1989). "The Determinants of Import Demand in Pakistan", *World Development*, Vol. 17, Pergamon, Oxford.
- Siddique, M A B (1995). *Estimation of an Import Demand Function For Indonesia: 1971-93*, Department of Economics. The University of Western Australia, Australia.

- Shilpi, FJ. (1990). "Estimating Income and Price Elasticities of Imports and Exports of Bangladesh", Research Report No. 122, December, BIDS, DHAKA, Bangladesh.
- (Wrbain, J.P. 1993). "Erogeneity in Error Correction Models", Springer-Verlag, Berlin Heidelberg: New York.
- Utkulu, Utku (2005). "How to estimate long-run relationships in economics: an overview of recent developments". http://scholar.google.com.mx/scholar?q=HOW+TO+ESTIMATE+LONG-RUN+RELATIONSHIPS+IN+ECONOMICS:&hl=es&as_sdt=0&as_vis=1&oi=scholart.
- Warner, D. y Kreinin, M. (1983). "Determinants of International Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, Harvard University, Cambridge.
- Zelal Kotan y Mesut Saygili (1999). "Estimating an Import Function for Turkey", *Discussion Paper* no: 9909. The Central Bank of the Republic of Turkey. Research Department.