



Casa abierta al tiempo

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA

ACTA DE EXAMEN DE GRADO

No. 00016

FUNCIONES DE EXPORTACION E IMPORTACION: EL CASO DE MEXICO.

En México, D.F., se presentaron a las 12:30 horas del día 15 del mes de julio del año 2005 en la Unidad Iztapalapa de la Universidad Autónoma Metropolitana, los suscritos miembros del jurado:

DR. JOSE LUIS ESTRADA LOPEZ

DR. JULIO FERNANDO GOICOECHEA MORENO

DRA. NORA NIDIA GARRO BORDONARO

Bajo la Presidencia del primero y con carácter de Secretaria la última, se reunieron para proceder al Examen de Grado cuya denominación aparece al margen, para la obtención del grado de:

MAESTRO EN ESTUDIOS SOCIALES (ECONOMIA SOCIAL)

DE: JUAN CARLOS BALTAZAR ESCALONA

De acuerdo con el artículo 78 fracción III del Reglamento de Estudios Superiores de la Universidad Autónoma Metropolitana, los miembros del jurado resolvieron:

APROBAR

Acto continuo, el presidente del jurado comunicó al interesado el resultado de la evaluación y, en caso aprobatorio, le fue tomada la protesta.

REVISÓ

LIC. CARMEN LLORENS FABREGAT
DIRECTORA DE SISTEMAS ESCOLARES

DIRECTOR DE LA DIVISIÓN DE CSH

DR. RODRIGO DÍAZ CRUZ

PRESIDENTE

DR. JOSE LUIS ESTRADA LOPEZ

VOCAL

DR. JULIO FERNANDO GOICOECHEA MORENO

SECRETARIA

DRA. NORA NIDIA GARRO BORDONARO

UNIVERSIDAD AUTONOMA METROPOLITANA
DIVISIÓN DE CIENCIAS SOCIALES Y HUMANIDADES
MAESTRÍA EN ESTUDIOS SOCIALES
LINEA DE INVESTIGACIÓN EN ECONOMÍA SOCIAL

21

**FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN: EL CASO
DE MÉXICO**

JUAN CARLOS BALTAZAR ESCALONA

ASESOR: DR. JULIO F. GOICOECHEA MORENO



Resumen

En el presente trabajo se estima la elasticidad de las exportaciones e importaciones en forma agregada y desagregada por sectores con respecto al tipo de cambio real y al producto tanto local como foráneo. Adicionalmente, se estima la elasticidad de las exportaciones manufactureras con respecto a los costos laborales unitarios. Las ecuaciones del modelo se calcularon en pesos. Para un mejor ajuste del modelo, en algunos casos, se introdujeron periodos de rezago y variables dicotómicas para capturar los efectos de periodos devaluatorios. No obstante, el modelo también se mejoró con procesos autoregresivos y medias móviles de series de tiempo.

Los resultados del modelo estimado sugieren que para el caso de las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca, y manufactureras, así como para el total de la economía, la elasticidad de éstas con respecto al producto foráneo fue superior a la elasticidad con respecto al tipo de cambio real, con coeficientes superiores a la unidad y, en algunos casos, mayores a dos. Sin embargo, las exportaciones agropecuarias y manufactureras fueron elásticas al tipo de cambio real. Para el caso de las exportaciones mineras, éstas tuvieron una elasticidad cercana a la unidad al producto foráneo. En cuanto a las exportaciones manufactureras, éstas tuvieron un coeficiente de elasticidad negativo y cercano a la unidad con respecto al producto local, lo cual indica que existe una relación contracíclica u efecto sustitución entre uno y otro; y, los costos laborales unitarios no influyen en las exportaciones de la industria manufacturera, cuyo coeficiente fue inelástico y cercano a cero. Por otro lado, las importaciones de bienes de consumo final, de bienes intermedios y de bienes de capital, así como del total de la economía, su elasticidad con respecto al producto local fue superior a la elasticidad del tipo de cambio real, con coeficientes superiores a la unidad y, en algunos casos, cercanos a dos.

Se evalúa la condición de Marshall-Lerner, la cual establece que una subvaluación del tipo de cambio mejora un déficit de balanza comercial. Siempre que la suma de los coeficientes de elasticidad tanto de las exportaciones como de las importaciones con respecto al tipo de cambio real sea mayor a la unidad. En el caso de México, una política centrada en la subvaluación del tipo de cambio real disminuirá el déficit comercial e inclusive lo podría revertir. Bajo este contexto, una política subvaluatoria si bien disminuye el déficit del comercio exterior frena el crecimiento de las importaciones y por ende del crecimiento de la economía.

ÍNDICE

Resumen	
I. Introducción	4
1. Objetivo	5
1.1. Hipótesis	5
2. Marco Teórico	6
2.1. Tipo de cambio real	6
2.2. Paridad del Poder Adquisitivo	8
2.2.1. <i>Versiones Absoluta y Relativa</i>	9
2.2.1.1. PPA Absoluta (o versión fuerte)	10
2.2.1.2. PPA Relativa (o versión débil)	11
2.3. Enfoque de precios o de elasticidades	12
3. Modelo	17
3.1. Planteamiento	17
3.2. Resultados	18
3.2.1. <i>Exportaciones de mercancías</i>	19
3.2.1.1. Agropecuarias, silvicultura y pesca	21
3.2.1.2. Mineras	22
3.2.1.3. Manufactureras	23
3.2.1.4. Totales	25
3.2.2. <i>Importaciones de mercancías</i>	29
3.2.2.1. Bienes de consumo final	30
3.2.2.2. Bienes de consumo intermedio	32
3.2.2.3. Bienes de capital	33
3.2.2.4. Totales	35
4. Evaluación de la política comercial y cambiaria	37
5. Conclusiones	38
Bibliografía	41
Apéndice	44
Anexo 1. Fuente de datos	47
Anexo 2. Pruebas de raíces unitarias	49
Anexo 3. Pruebas de cointegración de Johansen	50
Anexo 4. Pruebas de causalidad de Granger	59

I. Introducción

El recurrente déficit crónico de la balanza comercial en México exige alternativas de política económica para disminuirlo. Bajo este contexto, el análisis de elasticidades es una herramienta útil para evaluar la política comercial tanto de las exportaciones como de las importaciones, ante el efecto de un cambio en tipo de cambio real y del comportamiento de la producción, tanto local como foránea. En este sentido, puesto que tanto el producto foráneo como el tipo de cambio real determinan el comportamiento de las exportaciones agregadas y desagregadas, un incremento en el nivel del producto foráneo expandirá la demanda externa por exportaciones locales. Mientras tanto, un incremento en el tipo de cambio real (o subvaluación del tipo de cambio) tendrá un efecto positivo en el volumen de exportaciones locales y negativo en el volumen de importaciones. Por otro lado, el producto local y el tipo de cambio real determinan el comportamiento de las importaciones agregadas y desagregadas. En ese caso, un incremento en el nivel del producto local expandirá la demanda local por importaciones con un efecto negativo en las exportaciones. Un incremento en el tipo de cambio real tendrá como efecto reducir la demanda local por importaciones a la vez que estimula el crecimiento de las exportaciones.

Por lo anterior, los resultados correspondientes a los coeficientes de elasticidad de las exportaciones e importaciones totales con respecto al tipo de cambio real permiten evaluar la condición de Marshall-Lerner, en tanto criterio auxiliar para decidir la pertinencia de devaluar o no la moneda local del país.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en la parte uno se exponen el objetivo y las hipótesis. En la segunda parte, se analiza el marco teórico. En la tercera, se describe el modelo para estimar las elasticidades de las exportaciones e importaciones y se analizan los resultados de las regresiones planteadas. En la cuarta, se evalúa la política comercial y cambiaria. Por último, en la parte cinco, se plantean las conclusiones.

1. Objetivo

El presente trabajo de investigación busca evaluar el impacto del tipo de cambio real, así como del producto local y foráneo, en el comportamiento tanto de las exportaciones como de las importaciones de bienes en México. En otras palabras, se evalúa la política comercial de las exportaciones e importaciones que se ha venido aplicando a través del cálculo de elasticidades con respecto al tipo de cambio real y con respecto al producto.

1.1. Hipótesis

1. LAS exportaciones, por una parte, y las importaciones, por otra están determinadas por:

- a) la producción local;
- b) la producción foránea; y
- c) el tipo de cambio real.

2. Los costos laborales unitarios son determinantes en las exportaciones manufactureras de México.

2. Marco Teórico

En esta sección, se aborda, en primer lugar, el concepto del tipo de cambio real. Posteriormente, se analizan dos enfoques teóricos referentes a esta variable y su relación con la balanza comercial, como pueden ser: el enfoque del poder adquisitivo y el de los precios o de elasticidades.

2.1. Tipo de cambio real

El tipo de cambio real es un indicador de la desviación entre la inflación local y el tipo de cambio en un país local y la relación de estos dos con la inflación foránea. En este sentido, según Kipici y Kesriyeli (1997), definen al tipo de cambio real en el largo plazo desde el punto de vista de la paridad del poder adquisitivo, como el tipo de cambio nominal ajustado por la relación del nivel de precios foráneo y el nivel de precios local. Siguiendo a estos autores, el tipo de cambio real también puede ser definido como la relación entre el nivel de precios de bienes comercializables y de no comercializables. Harberger (2004) lo define como el tipo de cambio nominal ajustado por la relación entre un índice de precios mundial de bienes comercializables y un índice de precios de bienes no comercializables. De acuerdo a Gandolfo (1987), el tipo de cambio real puede ser definido de la siguiente manera:

$$\text{TCR} = P / E_0 / P^* \quad (1)$$

donde,

TCR representa al tipo de cambio real del país local;

P es el nivel de precios local;

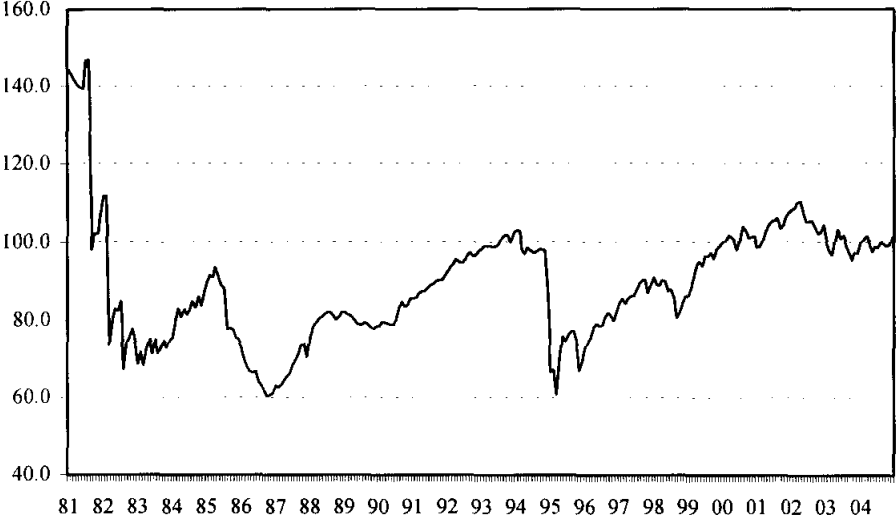
E_0 se refiere al tipo de cambio nominal, y

P^* constituye al nivel de precios foráneo.

Según esta definición, el comportamiento del TCR dependerá tanto del crecimiento diferencial de los precios, local y foráneo, como de la política económica del país en cuestión, por lo que se refiere al tipo de cambio nominal. En este caso, si esta última variable permanece inalterada, un incremento mayor del nivel de precios local por encima del foráneo sobrevalorará (o apreciará) al tipo de cambio real. En caso contrario, una subvaluación (o depreciación) será el resultado de un crecimiento menor en los precios locales, en comparación con los foráneos. En tanto, si se asume que el cociente de los precios permanece constante, toda devaluación en el tipo de cambio nominal efectuada por el país local incrementará el tipo de cambio real y viceversa.

De acuerdo a la expresión (1), se expone una representación gráfica del tipo de cambio real para México calculado a partir del tipo de cambio nominal y de los correspondientes índices de precios productor, de la forma siguiente:

GRAFICA 1. MÉXICO. TIPO DE CAMBIO REAL
1981:01-2004:12
(base 1993=100)



Fuente: Estimación con base en Banco de México y Bureau of Labor Statistics

La selección del índice de precios o costos es tan importante en el cálculo del tipo de cambio real, ya que el comportamiento de esta variable dependerá de que relación de precios o costos se esté utilizando. Así, pues, el tipo de cambio real mide la competitividad cambiaria de los países en términos de precios relativos y de tipo de cambio nominal, y puede ser calculado a partir de índices de precios al consumidor, índices de precios al productor, deflatores del PIB, precios de exportaciones e importaciones, costos laborales unitarios, entre otros.¹ Adicionalmente y para el sector manufacturero, los costos laborales unitarios, por cuanto que consideran el costo de un

¹ Consejo Monetario Centroamericano, 2003, pp. 3-4

factor productivo (trabajo) ajustado por los diferenciales de productividades entre los países, se expresan del siguiente modo:²

$$CLU = (REr/HH) / (VPr/HH) = REr/VPr \quad (2)$$

donde:

CLU = costos laborales unitarios

REr = remuneraciones en términos reales

HH = horas hombre trabajadas

VPr = valor de la producción manufacturera en términos reales

Expresado en forma de índice:

$$ICLU = (IREr/IVF) * 100 \quad (3)$$

donde:

ICLU = índice de costos laborales unitarios

IREr = índice de remuneraciones reales

IVF = índice de volumen físico

El Fondo Monetario Internacional, por su parte, calcula un tipo de cambio real efectivo a partir de un índice de costos laborales unitarios relativo del sector manufacturero, de un país, con respecto a un promedio ponderado de los costos laborales unitarios de sus socios comerciales. Dicho promedio se expresa en una moneda común, como medida de competitividad internacional.³

2.2. Paridad del poder adquisitivo (PPA)

De acuerdo a Neary (2004), la paridad del poder adquisitivo expresa la noción de que una unidad de poder de compra, por ejemplo, cualquier divisa, debería comprar la misma canasta de bienes y servicios en cualquier parte en el mundo. Desde otro punto de vista, el postulado esencial de la paridad del poder adquisitivo es que el tipo de cambio real es una variable estacionaria

² La fórmula aquí mostrada es en base a la metodología de INEGI. El Bureau of Labor Statistics los calcula como: la compensación nominal por hora (C/H) dividida por la productividad del trabajo (Q/H), definida como el producto real por hora; por lo tanto, los costos laborales unitarios es igual a la compensación nominal (w) dividida por el producto real (Q).

³ Zanello et al. (1997) pp. 6-10

(Matthews, 1998). De esta manera, según la PPA el tipo de cambio real no varía, al menos, no de manera permanente.

La teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA) constituye uno de los fundamentos teóricos de la economía internacional. Como proposición teórica, la PPA sirve de base para teorías de la determinación de los precios internacionales y de las condiciones bajo las cuales los mercados internacionales se ajustan para alcanzar la estabilidad en el largo plazo.⁴ Por esta razón, la PPA es una teoría fundamental en el análisis del tipo de cambio real y por ende de los flujos comerciales entre países.

Los orígenes de la formulación de la PPA se habían tratado en la escuela de Salamanca en España en siglo XVI. Sin embargo, la versión formal es dada por el economista sueco, Gustav Cassel, quien la desarrolló denominándola teoría de los tipos de cambio. En efecto, el primer modelo formal fue propuesto por el mismo Cassel, quien afirmó que los niveles de precios relativos son el factor relevante en la determinación de los tipos de cambio.⁵ Inclusive, él mismo, llegó a afirmar que sin la PPA no es posible evaluar el significado que puede tener una devaluación o sobrevaluación de la moneda local de un país.⁶

La teoría de la PPA, algunas veces es llamada también la teoría de la inflación de los tipos de cambio. En otro sentido, se puede decir que está basada en los flujos de diversos tipos de cambio, donde es fundamental la demanda y la oferta de dinero para efectuar pagos por exportaciones y por importaciones.⁷

2.2.1. Versiones Absoluta y Relativa

La ley de un solo precio es el concepto más sencillo de la PPA. Dicha ley afirma que una vez que los precios son convertidos a una moneda común, el mismo bien debería venderse al mismo precio en diferentes países. Esta ley asume libre movilidad de productos, es decir, ausencia de *costos de transporte y de barreras comerciales (impuestos, tarifas, aranceles, etc.)*. De acuerdo a Lafrance y Shembri (2002), la ley de un solo precio implica que en ausencia de costos de

⁴ Pakko y Pollard, 2003

⁵ Cassel, 1919

⁶ Cassel, 1921

⁷ Ponksak, 1999, p. 5-6

transacción, el arbitraje determina que el mismo bien se venda al mismo precio, independientemente del mercado en que se encuentre.

La ley de un solo precio se puede expresar del siguiente modo:

$$P_i = E_0 P_i^* \quad (4)$$

donde, P_i es el nivel de precios del bien i en moneda local y P_i^* es el nivel de precios del bien i en moneda foránea, respectivamente; E_0 es el tipo de cambio nominal.

2.2.1.1. PPA Absoluta (o versión fuerte)

De acuerdo a la expresión (4), si los precios de un determinado bien son los mismos en todos los países (expresados en una moneda común) y además forman parte de la canasta representativa de cada país, entonces la versión fuerte de la PPA se mantiene. Su expresión matemática es como sigue:

$$E_0 = P / P^* \quad (5)$$

donde, P es el nivel de precios local y P^* el nivel de precios foráneo, y E_0 el tipo de cambio nominal.

Esta versión de la PPA como teoría de la determinación del tipo de cambio, predice que el tipo de cambio nominal se ajustará a los diferenciales de los niveles de precios. Por lo anterior el tipo de cambio real será igual a uno.⁸ Su expresión matemática es como sigue:

$$E_0 P^* / P = 1 \quad (6)$$

Sin embargo, en la práctica la paridad de poder adquisitivo absoluta no se mantiene, puesto que al tratarse de bienes que no son perfectamente homogéneos es muy difícil que mantengan la misma paridad entre países, ya que hay bienes más costosos que otros. Al incluirse en los índices de precios bienes no comercializables internacionalmente, se induce a que haya desviaciones entre el

⁸ Lafrance y Schembri, 2002

tipo de cambio y su valor de PPA, debido a que los precios de estos bienes difieren entre países, y por lo tanto la versión fuerte de la PPA es incapaz de determinar al tipo de cambio de acuerdo a sus postulados.⁹ Por otro lado, estudios econométricos demuestran que la versión fuerte de la PPA puede mantenerse, en el sentido de que las desviaciones del tipo de cambio con respecto a esta versión de la paridad no son persistentes indefinidamente.¹⁰ Claro está, que se pensaría, que esta versión pudiera ser desechada, puesto que en la realidad no es aplicable por lo mismo de que hay obstáculos que impiden el libre flujo del comercio. Sin embargo, aún representa una base teórica para casos de estudio.

2.2.1.2. PPA Relativa (o versión débil)

A diferencia de la PPA absoluta, la relativa se basa en variaciones porcentuales en los niveles de precios y en los tipos de cambio.¹¹ Dicho de otro modo, esta versión predice que el tipo de cambio se ajustará para compensar los diferenciales de inflación entre dos países en el tiempo. Es decir, esta versión requiere que la tasa de crecimiento en el tipo de cambio compense el diferencial entre la tasa de crecimiento del índice de precios local y foráneo. Lo que significa que el tipo de cambio real permanece constante. Es útil en la explicación de los movimientos en el tipo de cambio, únicamente, cuando predominan los factores monetarios y no los factores reales.¹² Su expresión matemática, es:

$$\Delta\% E_0 = \Delta\% P / \Delta\% P^* \quad (7)$$

donde, el E_0 es el tipo de cambio nominal; P y P^* son los niveles de precios local y foráneo.

La versión débil de la PPA como teoría de la determinación del tipo de cambio puede cumplirse cuando ésta viene explicada por factores monetarios en el largo plazo. En cambio, cuando intervienen eventos reales como cambios tecnológicos que incrementen los niveles de productividad entre los países o el crecimiento de la fuerza laboral, llevará a cambios en el tipo de cambio real y puede que no se cumpla la PPA relativa a largo plazo. Una de las razones de que no se cumpla es debido, por ejemplo, al “efecto Balassa-Samuelson”, en el sentido de que los países

⁹ Pakko y Pollard, 2003

¹⁰ Crownover, Pippenger y Steigerwald, 1996

¹¹ Krugman y Obstfeld, 1995, pp. 487-488

¹² Lafrance y Schembri, 2002

de altos ingresos o de rápido crecimiento son más productivos en el sector de bienes comercializados que los países de bajos ingresos o de lento crecimiento. Por tal motivo, se apreciará la moneda local para los primeros y se depreciará para los segundos.¹³ Un punto de vista diferente es que los precios relativos de los bienes no comercializados y los términos del comercio juegan un papel importante en causar desviaciones de la paridad del poder adquisitivo (Matthews, 1998). Al respecto, en un caso de estudio, Cuddington y Hong Liang (1998) demuestran que la estacionariedad del tipo de cambio real de la libra y el dólar no se cumple en el largo plazo. En contraste, autores como Taylor y Taylor (2004) afirman que la PPA puede no cumplirse en el corto plazo, pero en el largo plazo la PPA se mantiene en el sentido de que el tipo de cambio real puede tener una reversión significativa. Esto es debido a que intervienen factores en el equilibrio del tipo de cambio real a través del tiempo.

Finalmente, entre otras cosas, el enfoque de la PPA provee las bases para comparar estándares de vida y examinar los niveles de productividad en el tiempo, puesto que los tipos de cambio tienden a ser más volátiles que los cambios en los niveles de precios de los países.¹⁴

2.3. Enfoque de precios o de elasticidades

A principios de la década de los años veinte y de los años cincuenta del siglo pasado se desarrollaron diversos trabajos que tienen que ver con los desequilibrios de la balanza comercial.

Estos esfuerzos constituyeron un intento por demostrar las causas y corregir estos desequilibrios, como es el caso del enfoque monetario, el enfoque de absorción y el enfoque de los precios o de elasticidades, todos ellos referidos a la balanza de pagos. El enfoque monetario, por ejemplo, se basa en que la balanza de pagos es un fenómeno esencialmente monetario y no un fenómeno real, y debe ser analizado en términos del ajuste del stock monetario¹⁵; en su caso, el enfoque de absorción, se centra en la relación existente entre el nivel de gasto interno y el nivel de producción, para corregir un desequilibrio externo¹⁶; en tanto, el enfoque de precios o de elasticidades, centra su atención en el desequilibrio externo, utilizando como mecanismo de ajuste

¹³ Rogoff, 1996

¹⁴ Vachris y Thomas, 1999

¹⁵ Mundell (1962), Frenkel y Johnson (1976)

¹⁶ Alexander (1952)

al tipo de cambio. Cabe comentar que este trabajo se centra en el enfoque de elasticidades, donde A. Marshall (1923) y A. Lerner (1944) tienen contribuciones fundamentales al respecto.

De ser así, el enfoque de elasticidades surgió como una alternativa de solucionar las insuficiencias del enfoque clásico de los desequilibrios comerciales, entre países, a través del efecto de los precios en las exportaciones e importaciones de las mercancías.¹⁷ De este modo, debido al fracaso de diversas devaluaciones para corregir estos desequilibrios se hizo necesario establecer las condiciones necesarias para que dichas alteraciones en el tipo de cambio tuvieran un impacto positivo en la balanza comercial. Este enfoque ofrece un análisis de lo que ocurre con la balanza comercial cuando un país devalúa su moneda, precisando las condiciones para que dicha medida tenga éxito con el propósito de corregir un desequilibrio externo de la balanza comercial.

De manera que a partir del juicio convencional, el cual afirma que una devaluación mejora la balanza comercial, fue desarrollado el enfoque de equilibrio parcial de la balanza de pagos. En este enfoque destacaron los trabajos de Bickerdike (1920), Joan Robinson (1947) y Metzler (1948). Por lo que en la literatura económica, el enfoque de los precios o de las elasticidades dado por Bickerdike-Robinson-Metzler provee las bases para establecer la condición suficiente, de que una devaluación mejora la balanza comercial. A su vez, este enfoque de equilibrio parcial fue retomado en una solución particular por la conocida condición de Marshall-Lerner.¹⁸ Dicha solución asume que la balanza de pagos está inicialmente en equilibrio. Así, el enfoque teórico de ajuste externo de elasticidad, se puede exponer, en primer lugar, a partir de la ecuación de balanza de pagos en forma sencilla (Krugman y Obstfeld, 1995):

$$BP = BCC + BK \quad (8)$$

donde,

BP = balanza de pagos

BCC = balanza por cuenta corriente

BK = balanza por cuenta de capital

¹⁷ Este enfoque tiene su sustento en el enfoque mercantilista, el cual afirma que un país puede resolver sus problemas de balanza de pagos e incluso obtener superávit permanentes, simplemente sustituyendo importaciones a cambio de una política para promover las exportaciones. Dentro de los economistas que destacaron está David Hume (1711-1776), quien se basó en el mecanismo de flujo de precio-especie para debatir el punto de vista mercantilista acerca del desequilibrio de pagos bajo el patrón oro.

¹⁸ Rincón (1998), pp. 1-10

La balanza por cuenta corriente (BCC) se basa en la compra-venta de mercancías (o balanza comercial) y la compra-venta de servicios, así como de las transferencias unilaterales. De este modo, la balanza comercial es el centro del análisis. Utilizando la definición de tipo de cambio real de Gandolfo y en base a Batiz y Batiz (1994), las funciones de exportación e importación de bienes, matemáticamente, se pueden expresar como sigue:

$$X = X [(Q^*, (P / E_o / P^*)] \quad (9)$$

$$X = X (Q^*, TCR) \quad (10)$$

$$M = M [(Q, (P / E_o / P^*)] \quad (11)$$

$$M = M (Q, TCR) \quad (12)$$

donde,

X = exportaciones de mercancías

M = importaciones de mercancías

P = nivel de precios local

P* = nivel de precios foráneo

Q = producto local

Q* = producto foráneo

TCR = tipo de cambio real

E_o = tipo de cambio nominal

De la ecuación (9) y (10) se esperaría que:

$$\partial X / \partial Q^* > 0, \partial X / \partial E_o > 0, \partial X / \partial P^* > 0, \partial X / \partial P < 0 \text{ y } \partial X / \partial TCR > 0$$

De la ecuación (11) y (12) se esperaría que:

$$\partial M / \partial Q > 0, \partial M / \partial E_o < 0, \partial M / \partial P^* < 0, \partial M / \partial P > 0, \partial M / \partial TCR < 0$$

Siguiendo a Gandolfo con respecto a la definición de balanza comercial, en términos de moneda local, destaca la condición de Marshall-Lerner. De una manera simple es como sigue:

$$BC = p_X X - E_o p_M M \quad (13)$$

donde,

BC = balanza comercial en moneda local

X = exportaciones en moneda local

M = importaciones en moneda foránea

$p_X X$ = valor de las exportaciones en moneda local

$E_0 p_M M$ = valor de las importaciones en términos de moneda local

E_0 = tipo de cambio nominal

p_X = precio de las exportaciones en moneda local

p_M = precio de las importaciones en moneda foránea

Por lo tanto, una devaluación mejora la balanza comercial si la derivada de la balanza comercial con respecto al tipo de cambio nominal es mayor que cero ($dBC/dE_0 > 0$). Si se diferencia con respecto a E_0 se obtiene:

$$dBC/dE_0 = p_X dX/dE_0 - p_M M - E_0 p_M dM/dE_0 \quad (14)$$

o bien, factorizando se puede escribir como:

$$dBC/dE_0 = p_M M [(p_X / p_M M * dX/dE_0) - 1 - (E_0/M * dM/dE_0)] \quad (15)$$

Si multiplicamos y dividimos el primer término entre paréntesis por $E_0 X$ de la expresión (15), obtenemos,

$$\begin{aligned} dBC/dE_0 &= p_M M [(p_X X / E_0 p_M M) * (E_0 / X * dX/dE_0) - 1 - (E_0/M * dM/dE_0)] \\ &= p_M M [(p_X X / E_0 p_M M) * \eta_X - 1 - \eta_M] \end{aligned} \quad (16)$$

donde, la elasticidad de la demanda de exportaciones (η_X) e importaciones (η_M) del país que devalúa, se define de la forma siguiente:

$$\eta_X \equiv (dX/X) / (dE_0/E_0) \equiv (dX/dE_0) * (E_0/X); \quad \eta_M \equiv - (dM/M) / (dE_0/E_0) \equiv - (dM/dE_0) * (E_0/M)$$

Puesto que $p_M M > 0$, dBC/dE_0 será positivo; en tanto que, $p_X X / E_0 p_M M * \eta_X - 1 + \eta_M > 0$, de donde se deduce que $dBC/dE_0 > 0$. Así, para una balanza comercial inicialmente en equilibrio ($p_X X = E_0 p_M M$), se obtiene la condición de Marshall-Lerner:

$$|\eta_X| + |\eta_M| > 1 \quad (17)$$

donde, η_X y η_M , son respectivamente, las elasticidades precio de la demanda de las exportaciones (X) e importaciones (M) con respecto al tipo de cambio real.

En este caso, la condición establece que una devaluación del tipo de cambio (o depreciación) mejorará la balanza comercial si la suma de las elasticidades de las exportaciones e importaciones es mayor que uno, como lo muestra la ecuación (17).¹⁹

Por lo tanto, el enfoque de elasticidades provee una herramienta suficiente de política económica en el tratamiento del déficit de la balanza comercial y para lograr esto se requiere un cambio en los precios relativos, los cuales pueden influirse por medio de la política cambiaria. Por otro lado, si la condición anterior es satisfecha, una reducción en el precio de los bienes comercializados producidos localmente relativos a los bienes externos mejorará la balanza comercial.²⁰ En otras circunstancias, la balanza comercial puede no mejorar inmediatamente después de una devaluación en el corto plazo, lo que se conoce en la literatura económica como el fenómeno de la curva J.

El fenómeno de la curva J se origina por que en el corto plazo, tanto exportaciones como importaciones muestran bajo grado de respuesta ante modificaciones en el tipo de cambio. Es decir, particularmente a los exportadores les toma tiempo modificar su nivel de producción para beneficiarse del nuevo tipo de cambio y a los consumidores a adaptarse a los nuevos precios.²¹ En otras palabras, significa que dicho fenómeno se cumple cuando las elasticidades de corto plazo no satisfacen la condición de Marshall-Lerner.

Hay ciertos trabajos empíricos en los cuales se demuestra el fenómeno de la curva J. Tal es el caso del trabajo de Bahmani-Oskooee (1984), el cual demuestra que los flujos del comercio responden únicamente con tiempos de rezagos a cambios en el tipo de cambio, lo cual se origina el fenómeno de la curva J. Por su parte, Marcus Noland (1988), en un estudio sobre las elasticidades del comercio de Japón, confirma que los rezagos en respuesta a cambios en los precios son mucho

¹⁹ Gandolfo (1987), pp. 81-84

²⁰ Ethier (1983), p. 403

²¹ Rivera-Batiz et al, (1994), capítulo 14, p. 403

más largos que estimaciones efectuadas por otros autores y en base en ello construye la curva J para Japón. Olugbenga Onafowora (2003), realiza un análisis de los coeficientes de cointegración a corto y a largo plazo de la balanza comercial con respecto al PIB local, PIB foráneo y tipo de cambio real bilateral de Indonesia, Malasia y Tailandia con respecto a Estados Unidos y Japón. Este autor encuentra que hay evidencia a corto y a largo plazo entre las variables, cumpliéndose así tanto la condición de Marshall-Lerner como el efecto de la curva J.

3. MODELO

3.1. Planteamiento

En la literatura económica, el modelo tradicional de balanza comercial (exportaciones netas de importaciones) se considera función del producto local (Q), del producto foráneo (Q*) y del tipo de cambio real (TCR). En contraste, se utiliza un modelo desagregado para conocer mejor el patrón de comportamiento tanto de las exportaciones como de las importaciones a diferencia de modelos más agregados. Como variable del producto local, así como del foráneo se utiliza como *proxy* del producto al índice de producción industrial correspondiente.²² En este sentido, el modelo para estimar las exportaciones es:

$$X_i = f(Q^*, TCR, Q) \quad (18)$$

X_i son las exportaciones i , donde ($i = 1, 2, 3, 4$). Es decir, $i = 1$ se refiere a exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca; $i = 2$ son las exportaciones mineras; $i = 3$ alude a las exportaciones manufactureras e $i = 4$ son las exportaciones totales. Por otra parte, Q^* es el producto foráneo, TCR es el tipo de cambio real²³ y Q es el producto local.

Para X_i donde $i = 3$ referidas a las exportaciones manufactureras, además de las variables mencionadas se introducen los costos laborales unitarios. La ecuación es la siguiente:

²² De acuerdo a los resultados del análisis econométrico, los coeficientes de 0.71 y 1.04, indican que los índices de producción industrial, tanto de México como de Estados Unidos, se comportan igual al Producto Interno Bruto ajustado por inflación de ambos países. Coeficientes cercanos o igual a la unidad justifica la utilización de dichos índices como *proxy* tanto del producto foráneo como del producto local (ver resultados en el apéndice).

²³ $TCR = P / Eo / P^*$, donde P es el nivel de precios local, Eo es el tipo de cambio nominal y P^* es el nivel de precios foráneo.

$$X_i = f(Q^*, TCR, Q, CLU) \quad (19)$$

El modelo para estimar las importaciones es como sigue:

$$M_j = f(Q, TCR, Q^*) \quad (20)$$

M_j son las importaciones j , donde ($j = 1, 2, 3, 4$). Es decir, $j = 1$ se refiere a las importaciones de bienes de consumo final; $j = 2$ son las importaciones de bienes intermedios; $j = 3$ alude a las importaciones de bienes de capital y $j = 4$ son las importaciones totales. Por otra parte, Q es el producto local, TCR ²⁴ es el tipo de cambio real y Q^* es el producto foráneo.

3.2. Resultados

De acuerdo a las especificaciones del modelo se examina la significancia del producto foráneo (Q^*), del tipo de cambio real (TCR), del producto local (Q) en las exportaciones antes referidas además de los costos laborales unitarios (CLU) a efecto del sector manufacturero. Del mismo modo, se examina la significancia del producto local, del tipo de cambio real y del producto foráneo en las importaciones antes descritas. La periodicidad seleccionada es mensual de enero de 1981 a diciembre de 2004. Las series de datos son tomados del Banco de México, INEGI, *Bureau of Labor Statistics* y *Bureau of Economic Analysis*. Las variables de exportaciones e importaciones fueron calculadas en pesos con el tipo de cambio promedio y ajustadas por inflación con los correspondientes índices de precios productor. Para el cálculo de las ecuaciones se utilizó el programa econométrico e-views versión 4.1.

Los cambios estructurales tanto de las exportaciones como de las importaciones, principalmente a partir de 1986 con la integración de México al GATT (Acuerdo General de Aranceles y Comercio) y al TLCAN (Tratado de Libre Comercio de América del Norte) en 1994, no fue objeto de estudio en la presente investigación. Sin embargo queda abierta la posibilidad para profundizar en el tema como otro problema de investigación. Otros problemas que resaltan para futuras investigaciones son la relación entre el sector manufacturero y las importaciones de bienes intermedios, el efecto sustitución entre el producto local y el sector manufacturero; la incidencia de los costos laborales

²⁴ revisar nota 22

no unitarios en el comportamiento del sector manufacturero, la relación entre las variables independientes del tipo de cambio real y el fenómeno de la curva J.

A continuación se muestran las ecuaciones estimadas de las exportaciones e importaciones. Las series utilizadas, así como sus fuentes aparecen en el Anexo 1.

3.2.1. Exportaciones de mercancías²⁵

Durante el periodo de enero de 1981 a diciembre de 2004, las exportaciones de México en promedio fueron de 14.8 miles de millones pesos a precios de diciembre de 2003. El sector manufacturero participó con 64.3%, seguido por el sector minero con 29%. El sector agropecuario contribuyó con el 6.9% de las exportaciones totales. El mayor volumen de exportaciones se concentra en las manufacturas (véanse cuadro 1 y gráfica 2).

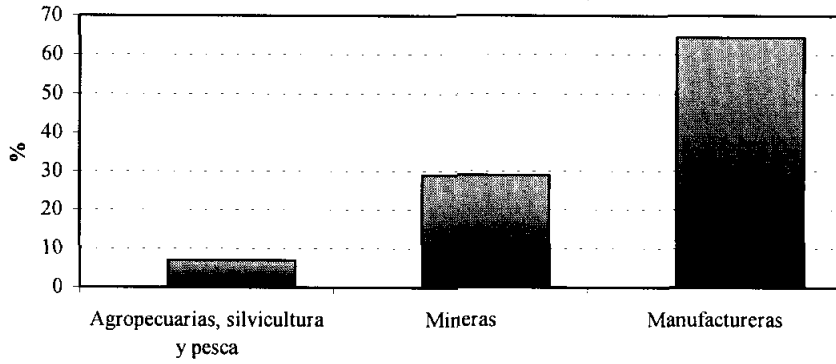
CUADRO 1. MÉXICO. EXPORTACIONES DE BIENES POR SECTOR. 1981:01-2004:12
(a precios de diciembre 2003)

	Valor (miles de millones de pesos)	Proporción del total (%)
Agropecuarias, silvicultura y pesca	1.017	6.9
Míneras	4.297	29.0
Manufactureras	9.542	64.3

Fuente: Estimado con base en Banco de México

²⁵ Al realizar las pruebas de raíces unitarias y de cointegración, se establece que el sector exportador agropecuario, silvicultura y pesca, de la industria minera, el manufacturero y el total de exportaciones son estacionarios en primeras diferencias y cointegran con respecto al tipo de cambio real, producto local y producto foráneo. No obstante, el sector de bienes manufacturados cointegra con los costos laborales unitarios. Estos últimos son estacionarios en segundas diferencias (anexos 2 y 3).

**GRAFICA 2. MEXICO. EXPORTACIONES DE BIENES POR SECTOR
1981:01-2004:12 (% del total)**



Fuente: Estimado con base en Banco de México

3.2.1.1. Exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca

La ecuación para este sector tuvo los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \log \bar{X}_{ASP} = & 2.03 \Delta \log Q^*_{-9} - 1.61 \Delta \log (P / E_o / P^*) + 0.11 D_{1987:09-1987:12} & (21) \\ & (2.43)** & (-4.63)*** & (1.98)** \\ & + 0.11 D_{1994:10-1995:02} + 0.21 AR (11) + 0.76 AR (12) - 0.10 AR (21) \\ & (2.10)** & (5.19)*** & (18.85)*** & (-3.82)*** \\ & - 0.21 MA (1) - 0.32 MA (2) - 0.44 MA (12) \\ & (-4.28)*** & (-6.21)*** & (-8.5)*** \\ R^2 \text{ ajustada} = & 0.61 & DW = 2.05 & n = 1983:08-2004:12 \end{aligned}$$

El coeficiente de elasticidad de las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca (\bar{X}_{ASP}) con respecto al producto foráneo fue altamente elástico y positivo (2.03), con nueve rezagos. Es un resultado por demás comparable al obtenido por Clavijo y Gómez (1977), el cual obtienen un coeficiente de 2.6 con datos anuales para el periodo de 1960 a 1975. Estos autores utilizan como variable del producto foráneo al índice de actividad económica de Estados Unidos.

Por lo que se refiere al coeficiente de elasticidad de las exportaciones de este sector con respecto al tipo de cambio real, fue altamente elástico y negativo (-1.61), sin incluir rezagos. Este resultado coincide con el obtenido por Goicoechea (2001), quien obtuvo un coeficiente de elasticidad de -1.62 para el periodo trimestral de 1981:2 a 2001:2. Por lo anterior, el coeficiente obtenido en el presente trabajo es robusto. Al respecto del tipo de cambio real, se introdujeron dos variables dicotómicas para los periodos de 1987 y 1994-1995, ambos referidos a periodos de devaluación de la moneda local.

De los altos coeficientes de elasticidad obtenidos, es de subrayarse el mayor impacto que tiene el producto foráneo en el comportamiento de las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca comparado con el tipo de cambio real. De acuerdo a estos resultados, sin aminorar al tipo de cambio real, el mayor estímulo de éstas exportaciones se explica más por el lado del crecimiento del producto foráneo. Sin embargo, la ventaja de la política cambiaria vía la subvaluación del tipo de cambio contribuye a su estimulación. Una contracción del producto foráneo o un tipo de cambio

altamente sobrevaluado estaría planteando dificultades en el crecimiento de las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca.²⁶

3.2.1.2. Exportaciones mineras

Para las exportaciones mineras, se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\Delta \log \bar{X}_{MIN} = 0.99 \Delta \log Q^*_{-2} - 0.65 \Delta \log (P / Eo / P^*) + 0.71 D_{1994:11-1995:02} * (P / Eo / P^*) \quad (22)$$

(3.32)** (-5.64)*** (3.21)**

$$- 0.46 \text{ AR (1) } - 0.10 \text{ AR (4) } - 0.33 \text{ MA (2) } - 0.30 \text{ MA (3) } + 0.23 \text{ MA (9)}$$

(-8.20)*** (-2.16)** (-5.99)*** (-5.96)*** (4.76)***

$$- 0.17 \text{ MA (17)}$$

(-3.54)**

$$R^2 \text{ ajustada} = 0.37$$

$$DW = 2.03$$

$$n = 1981:08-2004:12$$

Para este sector, se encontró que el coeficiente de elasticidad de las exportaciones mineras (\bar{X}_{MIN}) con respecto al producto foráneo fue cercano a la unidad (0.99), con dos rezagos. Si se compara el resultado de Clavijo y Gómez (1977) con este resultado es por demás inconsistente, ya que estos autores obtuvieron un coeficiente muy inelástico (0.37), utilizando al índice de actividad económica de Estados Unidos para el periodo de 1960 a 1975.

A diferencia del coeficiente del producto foráneo, las exportaciones mineras tuvieron un coeficiente de elasticidad muy bajo con respecto al tipo de cambio real, el cual fue inelástico y negativo (-0.65), sin incluir rezagos. Al respecto, Goicoechea (2001), utilizando la misma variable, obtiene un coeficiente de elasticidad ligeramente elástico y negativo (-1.09), para el periodo trimestral de 1980:3 a 2001:2.²⁷

²⁶ Al introducir el producto local, referido al índice de la producción industrial de México no se obtuvieron resultados significativos. Las pruebas en el sentido de Granger demuestran que no hay causalidad entre las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca, y el producto local (anexo 4).

²⁷ En referencia al tipo de cambio real, Clavijo y Gómez (1977) utilizan al cociente del índice de precios al consumidor y las importaciones de materias primas de E.U. obteniendo un coeficiente positivo e inelástico (0.36) para el periodo de 1960 a 1975.

Por lo tanto, las exportaciones mineras fueron de elasticidad aproximadamente unitaria al producto foráneo comparado con el tipo de cambio real a juzgar por su correspondiente coeficiente inelástico. En este caso, la estimulación al crecimiento en dichas exportaciones se explica más por el lado del producto foráneo que con respecto al tipo de cambio real.²⁸

3.2.1.3. Exportaciones manufactureras

La ecuación para este sector arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \log \bar{X}_{MAN} = & 1.66 \Delta \log Q^{*-2} - 1.19 \Delta \log (P / Eo / P^{*-.5}) - 0.99 \Delta \log Q_{-1} & (23) \\ & (5.36)^{***} & (-10.87)^{***} & (-3.48)^{***} \\ & + 0.09 \Delta^2 \log (RA_{-3} / Q_{MAN-1}) - 0.09 D_{1982:01-1982:07} - 0.51 D_{1982:01-1982:07} * (P / Eo / P^{*-.5}) \\ & (4.59)^{***} & (-3.69)^{***} & (-1.95)^* \\ & + 0.25 D_{1994:11-1994:12} + 4.72 D_{1994:11-1994:12} * (P / Eo / P^{*-.5}) \\ & (4.22)^{***} & (6.39)^{***} \\ & - 0.27 AR (1) + 0.13 AR (6) - 0.31 MA (2) + 0.39 MA (12) + 0.32 MA (23) \\ & (-4.5)^{***} & (2.46)^{**} & (-10.60)^{***} & (9.52)^{***} & (9.64)^{***} \\ \\ R^2 \text{ ajustada} = & 0.60 & DW = & 2.08 & n = & 1982:01-2004:12 \end{aligned}$$

El coeficiente de elasticidad de las exportaciones manufactureras (\bar{X}_{MAN}) con respecto al producto foráneo fue altamente elástico y positivo (1.66), con dos rezagos. Al respecto de este resultado, Mendoza (1999) obtuvo un coeficiente altamente elástico con respecto al PIB de Estados Unidos, el cual fue de 4.93, para el periodo de liberalización comercial de 1982 a 1994.²⁹ Por su parte, Clavijo y Gómez (1977) utilizando el índice de actividad económica de E.U. obtuvieron un coeficiente si bien positivo, inelástico (0.82), para el periodo de 1960 a 1975.

²⁸ El producto local tampoco se incluyó en el modelo, puesto que no fue significativo. En el sentido de Granger, no hay causalidad entre las exportaciones mineras y el producto local (revisar el anexo 4).

²⁹ Graf (1996), obtuvo un coeficiente de elasticidad de 1.65, utilizando al índice de las importaciones de E.U., para el periodo de 1970 a 1994.

Por lo que se refiere al coeficiente de elasticidad de las exportaciones manufactureras con respecto al tipo de cambio real, para el periodo ajustado de 1982:01 a 2004:12, fue elástico y negativo (-1.19), con cinco periodos de rezago en el índice de precios foráneo. Para el periodo devaluatorio de 1982:01 a 1982:07, el coeficiente de elasticidad fue inelástico y negativo (-0.09). En cambio, para el periodo de 1994:11 a 1994:12, el coeficiente de elasticidad con respecto al tipo de cambio real fue inelástico y positivo (0.25). En el primer periodo devaluatorio, para el cual se introdujo una variable dicotómica, se muestra una respuesta favorable a la subvaluación del tipo de cambio; en el segundo, se muestra una respuesta opuesta a la subvaluación. Así, en el año de 1982 el signo es el esperado, si bien con un valor inelástico. En el año de 1994, el coeficiente positivo, aunque inelástico, plantearía que la subvaluación de la moneda local (en este caso del peso mexicano) redundó en una contracción de las exportaciones manufactureras.

En lo que respecta al tipo de cambio real, en Goicoechea (2001) se obtuvo un coeficiente de elasticidad por demás comparable al obtenido de -1.19, inelástico y negativo (-1.13), para el periodo trimestral de 1982:2 a 2001:2. Lo anterior, podría sugerir un considerable grado de robustez en dichos coeficientes.³⁰

El resultado obtenido, por lo que se refiere al coeficiente de elasticidad de las exportaciones manufactureras con respecto al producto local fue de elasticidad negativa unitaria (-0.99), con un periodo de rezago.³¹ Este resultado sugiere un efecto sustitución entre las exportaciones manufactureras y el producto local. Un incremento en el producto local plantearía una sustitución de la demanda externa por exportaciones manufactureras a cambio de la demanda local por importaciones, y viceversa.

Por último, el coeficiente de elasticidad obtenido de las exportaciones manufactureras con respecto a los costos laborales unitarios (CLU) fue inelástico y positivo, si bien cercano a cero (0.09), con tres rezagos en la remuneración de asalariados y uno en el valor de la producción bruta del sector

³⁰ Mendoza (1999), obtuvo un coeficiente de elasticidad con respecto al tipo de cambio real efectivo de 0.12, para el periodo de liberalización comercial de 1982 a 1994. Graf (1996), obtuvo un coeficiente de -0.72 con respecto a los costos laborales unitarios relativos (como tipo de cambio real) para el periodo de 1970-1994; Clavijo y Gómez (1977), obtienen un coeficiente de elasticidad de 0.56 con respecto a los precios relativos (índices de precios al mayoreo industrial de México / índice de precios del comercio mundial), para el periodo de 1960-1975.

³¹ Graf (1996), obtiene un coeficiente de elasticidad de -0.60 con respecto al índice de producción manufacturera, para el periodo de 1970 a 1994.

manufacturero. Lo cual se observa nula incidencia de los CLU en las exportaciones manufactureras.³²

En conclusión, las exportaciones manufactureras son altamente procíclicas al desempeño del producto foráneo, así como contracíclicas al producto local. La estimulación al crecimiento de dichas exportaciones lo es más por el lado del producto foráneo. La otra alternativa a su estimulación, lo sería la ventaja de la política cambiaria vía subvaluación del tipo de cambio. Por lo que se refiere a los CLU, se esperaba un coeficiente elástico y negativo, ya que un incremento en la productividad laboral por encima de la remuneración de asalariados disminuirían dichos costos beneficiando el crecimiento en las exportaciones manufactureras, y viceversa.

3.2.1.4. Exportaciones totales

Con el fin de estimar un componente de la condición de Marshall-Lerner se estimó una función de exportaciones totales, obteniéndose los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \log \bar{X}_{\text{Totales}} = & 2.03 \Delta \log Q^*_{-2} - 0.89 \Delta \log (P_{-2} / E_0 / P^*_{-1}) & (24) \\ & (9.57)^{***} & (-9.42)^{***} \\ & - 0.60 D_{1981:02-1982:03} * (P_{-2} / E_0 / P^*_{-1}) - 0.07 D_{1981:02-1982:03} - 0.37 MA (1) \\ & (-2.69)^{**} & (-3.57)^{***} & (-7.54)^{***} \\ & - 0.30 MA (2) + 0.14 MA (18) - 0.36 MA (25) \\ & (-6.58)^{***} & (4.9)^{***} & (-17.01)^{***} \end{aligned}$$

R² ajustado = 0.41

DW = 2.06

n = 1981:04-2004:12

De manera agregada, el coeficiente de elasticidad de las exportaciones totales (\bar{X}_{Totales}) con respecto al producto foráneo fue altamente elástico y positivo (2.03), con dos periodos de rezago. Un coeficiente de elasticidad comparable es el obtenido por Clavijo y Gómez (1977), el cual fue elástico y positivo (1.41), utilizando, como se comentó antes, al índice de actividad económica de E.U. para el periodo de 1960 a 1975.

³² Los costos laborales unitarios se definen como la relación entre la remuneración de asalariados (RA) y el valor de la producción bruta del sector manufacturero (VBP).

El coeficiente de elasticidad de las exportaciones totales con respecto al tipo de cambio real fue negativo e inelástico (-0.89), con dos periodos de rezago en el nivel de precios local y uno en el nivel de precios foráneo. Este resultado es consistente con el obtenido por Goicoechea (2001) que fue de -0.96. El coeficiente de elasticidad para el periodo de devaluación de 1981:02 a 1982:03 fue inelástico y negativo (-0.07). Dicho coeficiente muestra el signo esperado, aunque no por ello favorable para el periodo de subvaluación.

Visto en su conjunto, las exportaciones totales dependen en lo fundamental y de manera procíclica al ciclo económico del producto foráneo. La influencia del tipo de cambio real, si bien es importante, es por demás secundario a la incidencia que el producto foráneo tiene en las exportaciones totales. La estimulación en tales exportaciones se explica más por el lado del producto foráneo que un ajuste en tipo de cambio real.

A continuación se muestran los coeficientes de elasticidad de las exportaciones (en el apéndice se reporta los coeficientes de los términos AR y MA).

CUADRO 2. MÉXICO. ELASTICIDAD DE LAS EXPORTACIONES (1981:01-2004:12)

	(X _{ASP})	(X _{MIN})	(X _{MAN})	(X _{TOTAL})
$\Delta \log Q^*_t$	2.03 (2.43)** t-9	0.99 (3.32)** t-2	1.66 (5.36)*** t-2	2.03 (9.57)*** t-2
$\Delta \log (P_i / E_{O_j} / P^*_k)$	-1.61 (-4.63)***	-0.65 (-5.64)***	-1.19 (-10.87)*** k= -5	-0.89 (-9.42)*** i= -2, k= -1
$\Delta \log Q_t$			-0.99 (-3.48)*** t-1	
$\Delta^2 \log (RA_i/Q_{MAN}_j)$			0.09 (4.59)*** i-3, j-1	
D _{1981:02-1982:03} * (P _i / E _{O_j} / P* _k)				-0.60 (-2.69)** i= -2, k= -1
D _{1982:01-1982:07} * (P _i / E _{O_j} / P* _k)			-0.51 (-1.95)* k= -5	
D _{1994:11-1994:12} * (P _i / E _{O_j} / P* _k)			4.72 (6.39)*** K= -5	
D _{1994:11-1995:02} * (P / E _O / P*)		0.71 (3.21)**		
D _{1981:02-1982:03}				-0.07 (-3.57)***
D _{1982:01-1982:07}			-0.09 (-3.69)***	
D _{1987:09-1987:12}	0.11 (1.98)**			
D _{1994:10-1995:02}	0.11 (2.10)**			
D _{1994:11-1994:12}			0.25 (4.22)***	

Nota: Δ se refiere a la primera diferencia de la variable y Δ^2 a las segundas diferencias

El valor del estadístico t se encuentra entre paréntesis

La significancia es: ()***, 99%; ()** , 95% y () , 90%.

En resumen, se destaca lo siguiente del cuadro (2):

Producto Foráneo

Se destaca que el mayor grado de influencia en las exportaciones agregadas (exportaciones totales) como desagregadas (agropecuarias, silvicultura y pesca, mineras y manufactureras) proviene del producto foráneo, alcanzando coeficientes altamente elásticos y positivos superiores a la unidad. En este sentido, el coeficiente del producto foráneo es determinante llegando a un valor superior a dos en las exportaciones totales (2.03), con dos periodos de rezago y en las

exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca, con nueve periodos de rezago. Inclusive las exportaciones mineras, las cuales fueron menos elásticas al impacto del producto foráneo tuvieron una elasticidad cercano a la unidad (0.99). En tanto, las exportaciones manufactureras tuvieron, a su vez, una alta elasticidad con un coeficiente de 1.66. De ser así, dada la alta elasticidad, una declinación en el producto foráneo tendría serias repercusiones en el crecimiento de las exportaciones tanto en forma agregada como desagregada.

Tipo de Cambio Real

Al margen de los periodos devaluatorios para los cuales se introdujeron variables dicotómicas, el coeficiente del tipo de cambio real tuvo el signo esperado en todos los casos. De este modo, se destaca que solamente las exportaciones manufactureras y las agropecuarias de silvicultura y pesca tuvieron coeficientes elásticos y positivos al efecto del tipo de cambio real, con coeficientes de elasticidad de -1.19 y de -1.61 respectivamente. En el caso de las exportaciones totales y mineras, éstas fueron inelásticas, para los cuales se obtuvieron coeficientes de elasticidad de -0.89 y -0.65 respectivamente. De acuerdo a estos resultados, con una política subvaluatoria del tipo de cambio se estimularía en mayor proporción el crecimiento de las exportaciones agropecuarias de silvicultura y pesca y de las manufactureras, puesto que son más sensibles al tipo de cambio real.

Producto local

Solamente para las exportaciones manufactureras, el coeficiente de elasticidad del producto local pudo ser estimado. Así, el coeficiente obtenido de -0.99 , con un rezago, muestra una relación inversa entre el sector manufacturero y el producto local. Es decir, el coeficiente estimado sugiere un efecto sustitución entre el volumen de exportaciones y producto local para el mercado interno. Sin embargo, sería conveniente profundizar este resultado aparentemente paradójico.

Costos Laborales Unitarios

A pesar de la importancia que se le otorga a los costos laborales unitarios en la competitividad internacional y por ende en la capacidad exportadora que un país puede alcanzar, la elasticidad de las exportaciones manufactureras con respecto a dichos costos fue inelástico y positivo cercano a cero (0.09). Por lo anterior, en el cálculo estimado de costos laborales unitarios, el cual se incluye además de los salarios de los trabajadores, los sueldos de los empleados y las cuotas para seguridad social, probablemente hayan incidido en el resultado. Por lo que se esperaba un coeficiente elástico

y negativo. En otro sentido, es posible que sean los costos unitarios no laborales las cuales pudieran arrojar este coeficiente cercano a cero en la determinación de las exportaciones manufactureras.³³

3.2.2 Importaciones de mercancías³⁴

Durante el periodo de enero de 1981 a diciembre de 2004, las importaciones de México en promedio fueron de 17.1 miles de millones de pesos a precios de diciembre de 2003. El sector de bienes intermedios participó con el 64.4%, seguido por el sector de bienes de capital con el 20.8% y el sector de bienes de consumo final contribuyó con el 14.7% de las importaciones totales. En este sentido, el mayor volumen de importaciones, bajo el periodo considerado, se concentra en los bienes intermedios (véanse cuadro 3 y gráfica 3).

**CUADRO 3. MÉXICO. IMPORTACIONES DE BIENES POR SECTOR. 1981:01-2004:12
(a precios de diciembre de 2003)**

	Valor (miles de millones de pesos)	Proporción del total (%)
Bienes de consumo final	2.510	14.7
Bienes de capital	3.553	20.8
Bienes intermedios	10.995	64.4

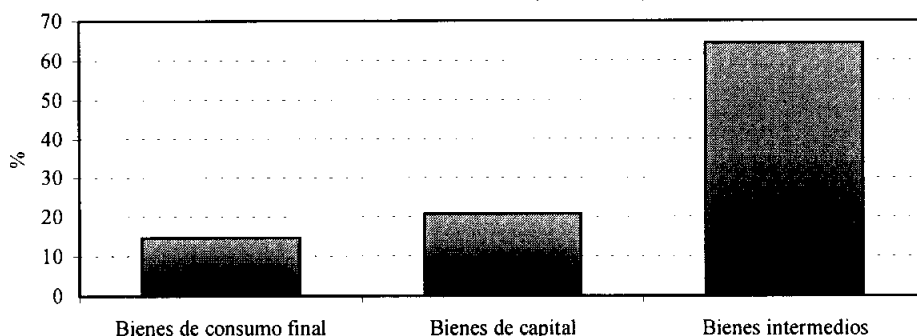
Fuente: Estimado con base en Banco de México

³³ En este trabajo, los costos unitarios no laborales, se definen por el cociente entre el excedente bruto de operación (EBO) y el PIB ajustado por inflación. Básicamente reflejan las ganancias que las empresa reciben por cada trabajador.

³⁴ Gerardo Bueno (1974), si bien no realiza un trabajo econométrico de la balanza en cuenta corriente, basándose en la paridad del poder adquisitivo, efectúa uno de los primeros trabajos al abordar el problema del desequilibrio externo y la estabilidad cambiaria del peso con respecto al dólar, por lo que a la función de importaciones se refiere.

De acuerdo a las pruebas de raíces unitarias y de cointegración se establece que el sector importador de bienes de consumo final, de bienes intermedios, de bienes de capital, así como del total de importaciones son estacionarias en primeras diferencias y cointegran con respecto al tipo de cambio real, al producto local y producto foráneo (ver anexo 2 y 3).

GRAFICA 3. MEXICO. IMPORTACIONES DE BIENES POR SECTOR
1981:01-2004:12 (% del total)



Fuente: Estimación con base en Banco de México

3.2.2.1. Bienes de consumo final

La ecuación para este sector arrojó los siguientes resultados:

$$\Delta \log \bar{M}_{BCF} = 1.91 \Delta \log Q_{-2} + 0.63 \Delta \log (P_{-2} / Eo_{-2} / P^*_{-4}) \quad (25)$$

(3.18)**
(3.04)**

$$- 1.83 D_{1982:08-1983:01} * (P_{-2} / Eo_{-2} / P^*_{-4}) - 0.22 AR(1) - 0.22 MA(7)$$

(-2.33)**
(-3.63)**
(-6.11)***

$$+ 0.38 MA(12) - 0.38 MA(21)$$

(10.94)***
(-10.71)***

R² ajustado = 0.21

DW = 2.03

n = 1981:07-2004:12

El coeficiente de elasticidad de las importaciones de bienes de consumo final (\bar{M}_{BCF}) con respecto al producto local fue altamente elástico y positivo (1.91), con dos periodos de rezago. En otros resultados se expone el de Villarréal (1974), quien obtuvo un coeficiente positivo e inelástico de 0.80 con respecto al PIB real de México, para el periodo de 1956 a 1970- periodo caracterizado por el proceso de sustitución de importaciones. En Salas (1980), también se obtuvo un coeficiente de elasticidad positivo e inelástico con respecto al PIB real de México de 0.62, para los periodos de 1961-1977 y 1961-1979. Los resultados obtenidos, por estos autores, sugieren que las

importaciones de bienes de consumo final no dependían en gran medida del comportamiento del PIB real.

Por otro lado, las importaciones de bienes de consumo final fueron elásticas con respecto al tipo de cambio real, cuyo coeficiente fue de 0.63, con dos periodos de rezago en el nivel de precios local y tipo de cambio nominal y cuatro en el nivel de precios foráneo. Entre otros resultados, por ejemplo, Salas (1980), obtuvo un coeficiente de elasticidad con respecto al tipo de cambio de -1.67 , para el periodo de 1961-1977 y de -1.74 para el periodo de 1961-1979. No obstante, en Goicoechea (2001), se obtuvo un coeficiente inelástico de 0.88 con un rezago, para el periodo trimestral de 1981:3 a 2001:2. Por lo que el resultado de 0.63 es por demás consistente con el obtenido por Goicoechea en comparación con los coeficientes de Salas, que expresan resultados muy diferentes y además negativos.³⁵

En conclusión, el producto local con sus correspondientes dos rezagos impacta en gran medida a las importaciones de bienes de consumo final, explicado por el coeficiente altamente elástico de 1.91 a diferencia del tipo de cambio real con sus correspondientes rezagos, el cual arrojó un coeficiente inelástico de 0.63.³⁶ De manera que el aumento en el volumen de estas importaciones se explica más por el lado del producto local, que en el ajuste del tipo de cambio real. El incremento en el producto local exige una mayor demanda local por bienes de consumo final.

³⁵ Villarreal (1974), obtuvo un coeficiente de 1.47 con respecto a los precios relativos (relación de precios de bienes nacionales a precios de importación), para el periodo de 1956 a 1970; Clavijo y Gómez (1977) por su parte, obtuvieron un coeficiente de -0.61 con respecto a los precios relativos (índice de precios de exportaciones de alimentos de E.U. / índice de precios al mayoreo de México), para el periodo de 1960 a 1975.

³⁶ El modelo ajustó mejor sin el producto foráneo, ya que este fue insignificante aunque las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, sugieren que entre el producto foráneo y las importaciones de bienes de consumo final hay una causalidad mutua (ver anexo 4).

3.2.2.2. Bienes de consumo intermedio

En la ecuación para este sector se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta \log \overline{M}_{BI} = & 1.27 \Delta \log Q_{-2} - 0.58 \Delta \log (P / E_o / P^*_{-1}) & (26) \\ & (4.45)^{***} & (-8.17)^{***} \\ & - 0.15 D_{1982:01-1982:05} - 0.95 D_{1982:01-1982:05} * (P / E_o / P^*_{-1}) - 0.51 MA (1) \\ & (-5.70)^{***} & (-3.74)^{**} & (-10.40)^{***} \\ & - 0.27 MA (8) + 0.18 MA (11) + 0.32 MA (12) - 0.10 MA (13) \\ & (-7.89)^{***} & (3.90)^{***} & (5.51)^{***} & (-2.08)^{**} \\ \\ R^2 \text{ ajustada} = & 0.47 & DW = 2.04 & n = 1981:04-2004:12 \end{aligned}$$

De manera que el coeficiente de elasticidad de las importaciones de bienes de consumo intermedio (\overline{M}_{BI}) con respecto al producto local fue elástico y positivo (1.27), con dos periodos de rezago. En comparación con otros resultados, por ejemplo, Villarreal (1974), obtuvo un coeficiente por demás inelástico con respecto al PIB real de México de 0.46, para el periodo caracterizado por el proceso de sustitución de importaciones, 1956-1970.³⁷ El bajo coeficiente obtenido por Villarreal, se explica precisamente por el cambio estructural derivado del modelo de sustitución de importaciones.

Por lo que se refiere al coeficiente de elasticidad de las importaciones de bienes intermedios con respecto al tipo de cambio real fue inelástico y negativo (-0.58), con un rezago en el nivel de precios foráneo. Este resultado difiere por mucho a los coeficientes obtenidos por Salas (1980), el cual fueron elásticos y negativos (-1.13 y -2.44) para los periodos de 1961-1977 y 1961-1979, respectivamente. Sin embargo, el coeficiente inelástico y negativo de -0.42 obtenido por Goicoechea (2001), para el periodo trimestral de 1981:2 a 2001:2 es por demás consistente al resultado aquí obtenido. Además, se introdujo una variable dicotómica para capturar los efectos de

³⁷ Clavijo y Gómez (1977), obtuvieron un coeficiente de elasticidad de 1.40 con respecto al PIB del sector secundario y terciario, para el periodo de 1960 a 1975. En otro resultado, Salas (1980), obtuvo coeficientes inelásticos de elasticidad con respecto al PIB manufacturero de 0.42 para el periodo de 1961 a 1977 y de 0.27 para el periodo de 1961 a 1979.

la crisis del periodo de devaluación de 1982, el cual tuvo un coeficiente inelástico de -0.15 .³⁸ Dado el coeficiente de -0.58 , con la sobrevaluación del tipo de cambio en vez de estimular las importaciones de bienes intermedios se frena su crecimiento y por ende del crecimiento de las exportaciones manufactureras, y viceversa con la subvaluación cambiaria.

Para este sector de las importaciones de bienes intermedios hay dos situaciones: por una parte, son altamente impactadas por el comportamiento procíclico del producto local, explicado por el coeficiente elástico y positivo de 1.27; por otra, existe una alta correlación entre este sector y las exportaciones manufactureras, lo cual se explica por el coeficiente inelástico y negativo del tipo de cambio real (-0.58), en cuyo caso se esperaba un coeficiente positivo. Lo que significa que las importaciones de bienes intermedios se comportan como bienes exportables.³⁹ Es decir, dado este coeficiente negativo, con la sobrevaluación del tipo de cambio se frena el crecimiento de éstas importaciones y por ende del crecimiento de las exportaciones manufactureras, impactando negativamente al crecimiento de la economía (producto local).

3.2.2.3. Bienes de capital

La ecuación para este sector arrojó los siguientes resultados:

$$\Delta \log \bar{M}_{BK} = 1.11 \Delta \log Q_{-11} + 0.24 \Delta \log (P_{-2} / Eo_{-1} / P^*_{-3}) - 0.11 D_{1982:09-1983:01} \quad (27)$$

(2.98)**
(2.16)**
(-2.31)**

$$+ 0.14 \text{ AR } (7) - 0.54 \text{ MA } (1) - 0.14 \text{ MA } (4) + 0.23 \text{ MA } (12) + 0.29 \text{ MA } (24)$$

(2.37)**
(-12.04)***
(-3.45)**
(8.49)***
(7.30)***

R^2 ajustada = 0.39
DW = 2.03
n = 1982:08-2004:12

Las importaciones de bienes de capital (\bar{M}_{BK}) fueron elásticas con respecto al producto local, cuyo coeficiente de elasticidad fue de 1.11, con once periodos de rezago. En comparación con el

³⁸ Villarreal (1974), obtuvo un coeficiente elástico y positivo de 1.23 con respecto a los precios relativos (relación de precios de bienes nacionales a precios de importación), para el periodo de 1956 a 1970. Clavijo y Gómez (1977), obtuvieron un coeficiente inelástico de -0.56 con respecto a los precios relativos (índice de precios al mayoreo de E.U. / índice de precios al mayoreo de México), para el periodo de 1960 a 1975.

³⁹ El producto foráneo no se incluyó en el modelo para estas importaciones puesto que fue insignificativo, aunque las pruebas de causalidad, en el sentido de Granger, sugieren que el producto foráneo causa a las importaciones de bienes intermedios (ver anexo 4).

coeficiente obtenido por Villarreal (1974), éste fue inelástico y positivo (0.54), con respecto al PIB real de México, para el periodo de 1956 a 1970.⁴⁰ Como antes, la justificación de este bajo coeficiente se explica por la influencia del periodo caracterizado por el proceso de sustitución de importaciones.

Por otra parte, el coeficiente de elasticidad de las importaciones de bienes de capital con respecto al tipo de cambio real fue inelástico y positivo (0.24); con dos periodos de rezago en el nivel de precios local, uno en el tipo de cambio nominal y tres en el nivel de precios foráneo. No hay punto de comparación con los coeficientes obtenidos por Salas (1980), puesto que sus coeficientes fueron negativos, el cual son de -0.91 y -1.23 con respecto al tipo de cambio, para los periodos antes mencionados. Dichos coeficientes negativos expresan situaciones diferentes a lo esperado. No obstante, se observa mayor consistencia con el coeficiente positivo e inelástico de 0.77, obtenido por Goicoechea (2001), utilizando la misma variable de tipo de cambio real, con un rezago para el periodo trimestral de 1980:3 a 2001:2.⁴¹ Adicionalmente, también se incluyó una variable dicotómica para el periodo de devaluación de 1982:09 a 1983:01, el cual tuvo un coeficiente inelástico y negativo de -0.11 .

De manera persistente, al menos para el periodo de análisis (1981:01-2004:12), las importaciones de bienes de capital también son altamente impactadas por el producto local, el cual se explica por el coeficiente elástico y positivo de 1.11, con sus correspondientes once rezagos. Sin embargo, responden en menor medida ante los ajustes en tipo de cambio real, cuyo coeficiente fue inelástico y positivo (0.24), como para ser estimuladas por una política centrada en la sobrevaluación cambiaria.⁴²

⁴⁰ Por ejemplo, Clavijo y Gómez (1977), obtuvieron una elasticidad de 2.5 con respecto al PIB del sector secundario y terciario, para el periodo de 1960-1975. Salas (1980) obtuvo elasticidades de 1.77 y 2.24 con respecto al índice de producción manufacturero para los periodos de 1961-1977 y 1961-1979, respectivamente.

⁴¹ Por su parte, Villarreal (1974), obtuvo un coeficiente de 0.62, con respecto a los precios relativos para el periodo de 1956 a 1970. En tanto que Clavijo y Gómez (1977) obtuvieron un coeficiente altamente inelástico de -0.025 con respecto a los precios relativos, para el periodo de 1960 a 1975.

⁴² El producto foráneo no fue significativo, por lo que no se incluyó en el modelo para este sector de importaciones, aunque de acuerdo a las pruebas de causalidad en sentido de Granger, ambas variables se causan mutuamente (anexo 4)

3.2.2.4. Importaciones totales

De acuerdo a la condición de Marshall-Lerner, también se estimó la función de importaciones totales. Se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\Delta \log \bar{M}_{\text{Totales}} = 1.74 \Delta \log Q_{-2} + 0.31 \Delta \log (P_{-6} / E_{0-6} / P^*_{-6}) \quad (28)$$

(6.49)*** (2.75)**

$$- 1.26 D_{1982:01-1982:06} * (P_{-6} / E_{0-6} / P^*_{-6}) - 0.46 MA (1) + 0.23 MA (11)$$

(-4.51)*** (-10.87)*** (5.59)***

$$- 0.22 MA(12) - 0.34 MA (13) - 0.42 MA (25)$$

(3.98)*** (-7.32)*** (-10.89)***

R² ajustado = 0.42 DW = 2.08 n = 1981:08-2004:12

Las importaciones totales (\bar{M}_{Totales}) fueron elásticas con respecto al producto local, cuyo coeficiente de elasticidad es altamente elástico y positivo (1.74), con dos periodos de rezago. Es un resultado consistente al obtenido por Clavijo y Gómez (1977), el cual fue de 2.0 con respecto al PIB real de México, para el periodo de 1960 a 1975.

Por lo que se refiere al coeficiente de elasticidad de las importaciones totales con respecto al tipo de cambio real fue elástico y positivo (0.31), con seis rezagos tanto en el nivel de precios local, foráneo y tipo de cambio nominal. De acuerdo con otro resultado por demás consistente, Goicoechea (2001) obtuvo un coeficiente inelástico de 0.54, con un rezago, para el periodo trimestral de 1980:3 a 2001:2.⁴³

Visto en su conjunto las importaciones totales de México dependen en lo fundamental del comportamiento procíclico del producto local. El impacto del tipo de cambio real, si bien es importante en la determinación de las importaciones en forma agregada, tiene un papel secundario a la incidencia que el producto local tiene en las importaciones totales. En este caso, la mayor

⁴³ Clavijo y Gómez (1977), obtuvieron un coeficiente inelástico y negativo de -0.20 con respecto a los precios relativos (índice de precios mayoreo de E.U. / índice de precios mayoreo de México), para el periodo de 1960 a 1975.

estimulación del crecimiento de las importaciones totales proviene del producto local que de un ajuste en tipo de cambio real.⁴⁴

En el cuadro (4) se muestra los coeficientes de elasticidad de las importaciones (en el apéndice se reporta los coeficientes de los términos AR y MA)

CUADRO 4. MÉXICO. ELASTICIDADES DE LAS IMPORTACIONES (1981:01-2004:12)

	(M _{BCF})	(M _{BCI})	(M _{BK})	(M _{TOTAL})
$\Delta \log Q_t$	1.91 (3.18)** t-2	1.27 (4.45)*** t-2	1.11 (2.98)** t-11	1.74 (6.49)*** t-2
$\Delta \log(P_i / E_{0j} / P^*_k)$	0.63 (3.04)** i=-2, j=-2, k=-4	-0.58 (-8.17)*** k=-1	0.24 (2.16)** i=-2, j=-1, k=-3	0.31 (2.75)** i=-6, j=-6, k=-6
$D_{1982:01-1982:05} * (P_i / E_{0j} / P^*_k)$		-0.95 (-3.74)** k=-1		
$D_{1982:01-1982:06} * (P_i / E_{0j} / P^*_k)$				-1.26 (-4.51)*** i=-6, j=-6, k=-6
$D_{1982:08-1983:01} * (P_i / E_{0j} / P^*_k)$	-1.83 (-2.33)** i=-2, j=-2, k=-4			
$D_{1982:01-1982:05}$		-0.15 (-5.70)***		
$D_{1982:09-1983:01}$			-0.11 (-2.31)**	

Notación: Δ se refiere a la primera diferencia de la variable
 El valor del estadístico t se encuentra entre paréntesis
 La significancia es: ()***, 99%; ()**, 95%; y ()*, 90%.

En resumen del cuadro (4) se destaca lo siguiente:

Producto local

La mayor elasticidad de las importaciones tanto en forma agregada (importaciones totales) como desagregada (bienes de consumo final, bienes intermedios y de capital) proviene del producto

⁴⁴ El coeficiente del producto foráneo en el modelo no fue significativo, por lo cual se excluyó. Aunque, en el sentido de Granger, importaciones totales y producto foráneo se causan mutuamente (ver anexo 4)

local, obteniéndose coeficientes altamente elásticos y positivos superiores a la unidad y, en algunos casos, cercanos a dos. En este sentido, las importaciones de bienes de consumo final tuvieron la mayor elasticidad con un coeficiente de 1.91, con sus correspondientes dos rezagos; le siguieron las importaciones totales con un coeficiente de 1.74, con dos rezagos. Inclusive, las importaciones de bienes de consumo intermedio con sus correspondientes dos rezagos y las de capital con once rezagos mostraron coeficientes importantes, elásticos y positivos, de 1.27 y 1.11 respectivamente. De tal manera que el coeficiente del producto local es determinante en el comportamiento de las importaciones, tanto en forma agregada como desagregada.

Tipo de cambio real

Sin tomar en cuenta el efecto de los periodos devaluatorios para las cuales se introdujeron variables dicotómicas, el coeficiente del tipo de cambio real tuvo el signo esperado, excepto en el caso de los bienes intermedios que tuvieron un coeficiente negativo. Así, tanto las importaciones en forma agregada (importaciones totales) como desagregada (bienes de consumo final, bienes intermedios y bienes de capital) fueron inelásticas con respecto al tipo de cambio real, obteniéndose coeficientes muy inferiores a la unidad. De esta manera se destaca que en las importaciones de bienes de consumo final se obtuvo el coeficiente de elasticidad positivo más alto (0.63), con sus correspondientes rezagos; le siguieron los bienes intermedios, cuyo coeficiente fue negativo (-0.58), con un rezago. Los coeficientes más bajos se obtuvieron en las importaciones totales y en las de bienes de capital, cuyos coeficientes fueron inelásticos y positivos, con 0.31 y 0.24 respectivamente. Por lo tanto, si bien el tipo de cambio real es importante, tiene un menor grado de influencia tanto en las importaciones en forma agregada como desagregadas.

4. Evaluación de la política comercial y cambiaria

Uno de los criterios alternativos para evaluar la política comercial y cambiaria es el enfoque teórico de elasticidades a través de la condición de Marshall-Lerner. Dicha condición establece que la suma de los coeficientes de elasticidad de las exportaciones e importaciones de bienes, en términos absolutos, debe ser mayor a la unidad. En este caso, dicha condición se cumple para el caso de México. La elasticidad de la demanda de las exportaciones es de 0.89 mientras que la

elasticidad de la demanda de las importaciones es de 0.31. Con base en la expresión (17)⁴⁵, se obtiene:

$$0.89 + 0.31 = 1.20 \quad (29)$$

El coeficiente mayor a uno (1.20) establece la pertinencia de subvaluar el tipo de cambio y mejorar un déficit en balanza comercial. Si fuera menor a uno, no se cumple el criterio de Marshall-Lerner para devaluar o subvaluar el tipo de cambio.⁴⁶ Por el contrario, una política centrada en la sobrevaluación cambiaria profundiza el déficit comercial.

5. Conclusiones

De acuerdo a los resultados obtenidos en cada uno de los agregados como del total de las exportaciones e importaciones de bienes, se derivan las siguientes conclusiones:

Por el lado de las exportaciones, el producto foráneo (Q^*) y el tipo de cambio real (TCR) determinan el comportamiento de las exportaciones totales, así como de las exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca, mineras y manufactureras. No obstante, los costos laborales unitarios (CLU), prácticamente, no influyen en el sector manufacturero, conforme a lo que se esperaba a juzgar por el coeficiente inelástico cercano a cero (0.09). Probablemente, esta situación se deba por la incidencia tanto por los sueldos de los empleados como de las cuotas para seguridad social, o bien, de los costos laborales no unitarios. Por consiguiente, el producto local (Q) determina a las exportaciones manufactureras en comparación con los otros sectores de exportación (las exportaciones totales, agropecuarias de silvicultura y pesca y mineras). Sin embargo, a juzgar por el coeficiente negativo cercano a la unidad (-0.99), se aprecia un efecto sustitución entre exportaciones manufactureras y producto local para el mercado interno, debido a la alta relación contracíclica entre uno y otro.

Se destaca que el impacto procíclico del producto foráneo tanto en las exportaciones agregadas (exportaciones totales) como desagregadas por sectores (agropecuarias, mineras y manufactureras)

⁴⁵ $|\eta_X| + |\eta_M| > 1$, donde el primer término del lado izquierdo se refiere a la elasticidad de la demanda por exportaciones y el término del lado derecho hace referencia a la elasticidad de la demanda por importaciones.

⁴⁶ Si el país en cuestión fuera tomador de precios no opera la condición de Marshall-Lerner. Por lo anterior, la subvaluación del tipo de cambio profundizaría más el déficit comercial.

es muy superior al impacto del tipo de cambio real, a juzgar por los coeficientes mayores a la unidad y, en algunos casos, mayores a dos e igual a la unidad. Así, tanto las exportaciones totales como las agropecuarias, silvicultura y pesca fueron más elásticas con respecto al producto foráneo, ambas con coeficientes de 2.03 y con dos y nueve rezagos; le siguieron las exportaciones manufactureras y mineras con coeficientes de 1.66 y 0.99. Sin embargo, las exportaciones agropecuarias y manufactureras fueron más elásticas al tipo de cambio real, con coeficientes de -1.61 y -1.19 , seguidas de las exportaciones totales y mineras que resultaron ser inelásticas con coeficientes de -0.89 y -0.65 , respectivamente.

Por lo tanto, la estimulación del crecimiento de las exportaciones se centra más por el lado del impacto del producto foráneo que en tipo de cambio real. Sin embargo, la subvaluación del tipo de cambio, con el objetivo de estimular las exportaciones manufactureras, ocurre que no solo se frena el crecimiento de las importaciones en cuestión sino que también se frena el crecimiento de este sector y por ende se ve afectado el crecimiento de la economía (producto local). Las exportaciones agregadas y desagregadas fueron mucho más elásticas al producto foráneo, que las importaciones agregadas y desagregadas al producto local, enfatizando la alta dependencia del sector externo mexicano a la evolución del crecimiento de la economía de Estados Unidos.

Por el lado de las importaciones, el producto local (Q) y el tipo de cambio real (TCR) determinan el comportamiento de las importaciones totales, así como de las importaciones de bienes de consumo final, de bienes intermedios y de bienes de capital dada la significancia de sus coeficientes.

Se destaca también que el impacto del producto local tanto en las importaciones en forma agregada (importaciones totales) como desagregada por sectores (bienes de consumo final, bienes intermedios y bienes de capital) es muy superior al impacto en tipo de cambio real, a juzgar por los coeficientes mayores a la unidad y, en algunos casos, cercanos a dos. De esta manera, las importaciones de bienes totales y los de bienes de consumo final fueron los más elásticos con respecto al producto local, con coeficientes de 1.74 y 1.91, seguidas de las importaciones de bienes intermedios y de bienes de capital, cuyos coeficientes fueron de 1.27 y 1.11, con sus respectivos rezagos. Sin embargo, el tipo de cambio real, prácticamente, no incide, puesto que los coeficientes fueron muy inferiores a la unidad, obteniéndose los coeficientes más altos en el caso de las

importaciones de bienes de consumo final (0.63), con sus respectivos rezagos y en las de bienes intermedios con un coeficiente negativo de -0.58 . Las importaciones de bienes de capital y las importaciones totales tuvieron los coeficientes más bajos, con 0.24 y 0.31 respectivamente.

Finalmente, la estimación del crecimiento de las importaciones se explica más por el lado del producto local que de los ajustes en tipo de cambio real. En el caso de los bienes intermedios, cuyo coeficiente fue negativo, se supone que con la sobrevaluación tienen un efecto positivo. Sin embargo, para este caso, se frena su crecimiento y por ende de las exportaciones manufactureras.

BIBLIOGRAFÍA

Alexander, S.S., 1952, "Effects of a Devolution on a Trade Balance", *International Monetary Fund Staff Papers* 2, 263-278; reprinted in: R.E. Caves and H.G. Johnson (eds.), 1968, 359-373.

Bahmani – Oskooee, M., 1984, "Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs". *The Review of Economics and Elasticities*, November 26

Banco de México – www.banxico.org.mx

Bickerdike, C. F. (1920), "Instability of Foreign Exchanges", *The Economic Journal*, March.

Bueno Z., Gerardo, "La Paridad del Poder Adquisitivo y las Elasticidades de Exportación e Importación en México". *El Trimestre Económico*. Marzo-Junio, págs. 313-325.

Bureau of Economic Analysis – www.bea.gov

Bureau of Labor Statistics – www.bls.gov

Calderón, Cifuentes, Gustavo Adolfo, 2005, *Análisis de la Sensibilidad de las Exportaciones e Importaciones de Guatemala*. Banco de Guatemala – Notas Monetarias.

Cassel, G., 1919, "The Depreciation of the German Mark", *Economic Journal* 29, pp. 496-499.

Cassel, G. 1921, *The World's Monetary Problems* (A collection of two memoranda presented to the International Financial Conference of the League of Nations in Brussels in 1920 and two the Financial Committee of League of Nations in September 1921).

Clavijo Fernando y Octavio Gómez, "El Desequilibrio Externo y la Devaluación en la Economía Mexicana". *El Trimestre Económico*, enero-marzo, págs. 3-31.

Consejo Monetario Centroamericano, Índice de Tipos de Cambio Efectivo Real Ajustado por Costos Laborales Unitarios, San José, julio 2003. Working Papers

Crownover, Collin, 1996, *Fully-Modified Estimation of Long-Run Purchasing Power Parity*. University of California-Santa Bárbara. Working Paper

Cuddington, John and Hong Liang, 1998, "Re-examining the purchasing parity hypothesis over two centuries", *Journal of International Money and Finance*.

Ethier, Wilfred, *Modern International Economics*, chapter 9, second edition-Norton and Company, 1983.

Frenkel, J.A. y H.G. Johnson (eds.), 1976, *The Monetary Approach to Balance of Payments*, London, Allen and Unwin

Gandolfo, Giancarlo, 1987, *International Economics II* (International Monetary Theory and Open-Economy Macroeconomics), Springer-Verlag.

Garcés Díaz, Daniel G., 2002, "Análisis de las Funciones de Importación y Exportación en México 1980-2000", Banco de México.

Goicoechea, Julio F. 2001, "Tipo de cambio Real y comercio exterior en México". *La Economía Mexicana bajo la Crisis de Estados Unidos* (A. Guillén y G. Vidal, comps.) México: UAM y M. A. Porrúa.

Graf Noriega, Juan Pablo, 1996, "El Crecimiento de las Exportaciones y el Desempeño de la Productividad en la Industria Manufacturera en México", Banco de México.

INEGI, Encuesta Industrial Mensual y Banco de Información Económica, El ABC de los Indicadores de la Productividad – www.inegi.org.mx

Harberger, Arnold, 2004, *The real exchange rate: issues of concept and measurement*. University of California, Los Angeles. Working Paper

Hoontrakul, Pongsak, 1999, *Exchange Rate Theory: A Review*. Working Paper

Kipici and Mehtap Kesriyely, 1997, "The real exchange rate definitions and calculations", Central Bank of Republic of Turkey.

Krugman, Paul R. and Maurice Obstfeld 1995, *Economía Internacional* (Teoría y Política) México, McGraw Hill, págs. 483-488.

Lafrance, Robert and Lawrence Schembri, 2002, "Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement and Interpretation", Bank of Canada.

Lerner, A. P. (1944), *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*, The Macmillan Company, N.Y.

Marshall, A. (1923), *Money, Credit and Commerce*, London, Macmillan.

Matthews, Kathryn, 1998, *Purchasing power parity, nontraded prices and the terms of trade*, Working Paper

Mendoza, Jorge Eduardo, 1998, *Liberalización Comercial y Elasticidad del Tipo de Cambio Real Efectivo de las Importaciones y Exportaciones Manufactureras Mexicanas*. Working Paper

Morel, Louis y Benoit Perron, 2004, *Relation entre le taux de change et les exportations nettes: test de la condition Marshall-Lerner pour le Canada*. Université de Montreal.

Mundell, R.A., 1962, "The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy under Fixed Exchange Rates", *IMF Staff Papper* 9, 70-79; reprinted: R.A. Mundell, 1968, chap. 16

Kipici and Mehtap Kesriyely, 1997 “The real exchange rate definitios and calculations”, Central Bank of Republic of Turkey.

Neary, J. Peter, 2004, “Purchasing Power Parity”. *Encyclopedia of World Trade Since 1450*, University College Dublin and CEPR

Noland, Marcus, 1998, “Japanese trade elasticities and the J-curve”, *The Review of Economics and Statistics*, pp.175-182

Pakko, Michael and Patricia S. Pollard, 2003, “Burgernomics: A Big Mac Guide to Purchasing Power Parity”, The Federal Reserve Bank of St. Louis.

Rincón C., Hernán, 1998, *Testing the Short and Long Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia*. Working Paper.

Rivera-Batiz, Fco. and Luis A. Rivera-Batiz, 1994. *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, second edition.

Robinson, J. (1947), *Essays in the Theory of Employment*, Oxford, Basil Blackwell.

Rogoff, Kenneth, 1996, “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, pp 647-668.

Onafowora, Olugbenga, 2003, “Exchange rate and trade balance in east Asia: is there a J-curve?”, *Economics Bulletin*, vol. 5, NO. 18, pp. 1-13.

Pippenger, John and Douglas G. Steigerwald, 1996, *Testing for absolute purchasing power parity*. University of California, Santa Bárbara. Working Paper

Salas, Javier, 1980, “Estimación de la Función de Importaciones para México”, Banco de México.

Taylor, Alan y Mark P. Taylor, 2004, “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economics Perspectives*, volume 18, number 4, 2004, pp. 135-158.

The Economist, February 19th 2005, Finance and Economics

Vachris, Michelle and James Thomas, 1993, “International Price Comparisons based on Purchasing Power Parity”. *Monthly Labor Review*.

Villarreal, René Patricio, “El Desequilibrio Externo en el Desequilibrio Económico de México”. El Trimestre Económico. Octubre, págs. 775-810.

Zanello, Alessandro and Dominique Desruelle, 1997, International Monetary Fund, IMF Working Paper.

APÉNDICE

México

PIB_{MEX}: Producto interno bruto ajustado por inflación en pesos (base 1993=100)

IVPI_{MEX}: Índice de volumen de producción industrial (base 1993=100)

Variable Dependiente: D(LOG(PIB_{MEX}))

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1980:2 2004:4

Observaciones incluidas: 99

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probability
D(LOG(IVPI _{MEX}))	0.711204	0.204334	3.480597	0.0007
R-squared	0.09072	Mean dependent var		0.00647
Adjusted R-squared	0.09072	S.D. dependent var		0.04415
S.E. of regression	0.04210	Akaike info criterion		-3.48773
Sum squared resid	0.17365	Schwarz criterion		-3.46152
Log likelihood	173.64280	Durbin-Watson stat		3.49967

Estados Unidos

IPI_{US}: Índice de producción industrial (base 1997=100)

GDP_{US}: Producto interno bruto ajustado por inflación en dólares (1997=100)

Variable Dependiente: D(LOG(IPI_{US}))

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 1980:2 2004:4

Observaciones incluidas: 99

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probability
D(LOG(GDP _{US}))	1.035506	0.106787	9.696905	0.0000
R-squared	0.40205	Mean dependent var		0.00593
Adjusted R-squared	0.40205	S.D. dependent var		0.01439
S.E. of regression	0.01113	Akaike info criterion		-6.14851
Sum squared resid	0.01214	Schwarz criterion		-6.12230
Log likelihood	305.35120	Durbin-Watson stat		1.97701

A1. COEFICIENTES DE LOS TÉRMINOS AR Y MA

	(X _{ASP})	(X _{MIN})	(X _{MAN})	(X _{TOTAL})
AR(1)		-0.46 (-8.20)***	-0.27 (-4.5)***	
AR(4)		-0.10 (-2.16)**		
AR(6)			0.13 (2.46)**	
AR(11)	0.21 (5.19)***			
AR(12)	0.76 (18.85)***			
AR(21)	-0.10 (-3.82)***			
MA(1)	-0.21 (-4.28)***			-0.37 (-7.54)***
MA(2)	-0.32 (-6.21)***	-0.33 (-5.99)***	-0.31 (-10.60)***	-0.30 (-6.58)***
MA(3)		-0.30 (-5.96)***		
MA(9)		0.23 (4.76)***		
MA(12)	-0.44 (-8.5)***		0.39 (9.52)***	
MA(17)		-0.17 (-3.54)***		
MA(18)				0.14 (4.9)***
MA(23)			0.32 (9.64)***	
MA(25)				-0.36 (-17.01)***

Nota: El valor del estadístico t se encuentra entre paréntesis
 La significancia es: ()***, 99%; ()**, 95% y ()*, 90%.
 AR = proceso autorregresivo de series de tiempo
 MA = proceso de media móvil de series de tiempo

A.2 COEFICIENTES DE LOS TÉRMINOS AR Y MA

	(M _{BCF})	(M _{BCI})	(M _{BK})	(M _{TOTAL})
AR(1)	-0.22 (-3.63)**			
AR(7)			0.14 (2.37)**	
MA(1)		-0.51 (-10.40)***	-0.54 (-12.04)***	-0.46 (-10.87)***
A(4)			-0.14 (-3.45)**	
MA(8)		-0.27 (-7.89)***		
MA(11)		0.18 (3.90)***		0.23 (5.59)***
MA(12)	0.38 (10.94)***	0.32 (5.51)***	0.23 (8.49)***	-0.22 (3.98)***
MA(13)		-0.10 (-2.08)**		-0.34 (-7.32)***
MA(21)	-0.38 (-10.71)***			
MA(24)			0.29 (7.30)***	
MA(25)				-0.42 (-10.89)***

Nota: El valor del estadístico t se encuentra entre paréntesis
 La significancia es: (***) 99%; (**), 95% y (*), 90%.
 AR = proceso autorregresivo de series de tiempo
 MA = proceso de media móvil de series de tiempo

ANEXO 1

FUENTE DE DATOS

	VARIABLE	UNIDAD	PERIODO	FUENTE
VARIABLES ECONOMICAS DE MÉXICO				
E _o	Tipo de cambio promedio del periodo (Tipo de cambio Pesos por dólar E.U.A.)	Pesos por dólar	01/1968-12/2004	1
INPP	Índice Nacional de Precios Productor Índice General y por destino de los bienes finales	Diciembre 2003=100	01/1981-12/2004	1
IPP	Índice de Precios Productor Por destino de los bienes finales a nivel de la demanda final	Sin unidad	01/1981-12/2004	1
IPP _{ASP}	Índice de Precios Productor c/servicios Por origen de los bienes finales Sector primario Agropecuario, silvicultura y pesca	Diciembre 2003=100	01/1981-02/2005	1
IPP _{MIN}	Índice de Precios Productor c/servicios Por origen de los bienes finales Sector primario Minería	Diciembre 2003=100	01/1981-02/2005	1
IPP _{MAN}	Índice de Precios Productor c/servicios Por origen de los bienes finales Sector secundario Industria Manufacturera	Diciembre 2003=100	01/1981-02/2005	1
X _{AS}	Exportaciones de principales productos S/Maq. Sector Total Bien Total Agricultura y Silvicultura	Miles de dólares	01/1980-01/2005	1
X _{GACP}	Exportaciones de principales productos S/Maq. Sector Total Bien Total Ganadería apicultura caza y pesca	Miles de dólares	01/1980-01/2005	1
X _{MIN}	Exportaciones de principales productos S/Maq. Sector Total Bien Total Industrias extractivas	Miles de dólares	01/1980-01/2005	1
X _{MAN}	Exportaciones de principales productos S/Maq. Sector Total Bien Total Industrias manufactureras	Miles de dólares	01/1980-01/2005	1
M _{BCF}	Importaciones S/Maq. Total Bienes de Consumo Final	Miles de dólares	01/1980-12/2004	1
M _{BI}	Importaciones S/Maq. Total Bienes de Uso Intermedio	Miles de dólares	01/1980-12/2004	1
M _{BK}	Importaciones S/Maq. Total Bienes de Capital	Miles de dólares	01/1980-12/2004	1
IVPI	Índice de Volumen de la Producción Industrial (Índice de Volumen de la Actividad Industrial)	1993=100	01/1980-01/2005	1

IRA	Remuneraciones Totales	Miles de pesos	01/1980-12/2004	2
IHH	Horas-Hombre Trabajadas	Miles de horas	01/1980-12/2004	2
IPO	Personal Ocupado Total	Promedio mensual	01/1980-12/2004	2
IVF	Valor bruto de la producción del sector manufacturero	Miles de pesos	01/1980-12/2004	2
VARIABLES ECONOMICAS DE ESTADOS UNIDOS				
PPI _{FG}	<i>Producer Price Index - Commodities Stage of processing finished goods</i>	1982=100	01/1980-12/2004	3
IPIUS	<i>Industrial Production: Market and Industry Groups Industrial Production Index (Total Index)</i>	1997=100	01/1980-12/2004	4

Nota:

1. Banco de México (www.banxico.org.mx)
2. INEGI (www.inegi.org.mx)
3. Bureau of Labor Statistics (www.bls.gov)
4. Bureau of Economic Analysis (www.bea.gov)

ANEXO 2

PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS (DATOS EN LOGARITMOS MENSUALES)

Variables	Augmented Dickey-Fuller											
	Primeras diferencias											
	Intercept				Trend and intercept				None			
	ADF Test Statistic	1%	5%	10%	ADF Test Statistic	1%	5%	10%	ADF Test Statistic	1%	5%	10%
Exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca	-11.22	-3.46	-2.87	-2.57	-11.19	-3.99	-3.43	-3.14	-11.23	-2.57	-1.94	-1.62
Exportaciones extractivas	-11.97	-3.46	-2.87	-2.57	-11.95	-3.99	-3.43	-3.14	-11.97	-2.57	-1.94	-1.62
Exportaciones manufactureras	-10.38	-3.46	-2.87	-2.57	-10.68	-3.99	-3.43	-3.14	-9.74	-2.57	-1.94	-1.62
Exportaciones totales	-10.07	-3.46	-2.87	-2.57	-10.06	-3.99	-3.43	-3.14	-9.92	-2.57	-1.94	-1.82
Importaciones de bienes de consumo final	-9.68	-3.46	-2.87	-2.57	-9.68	-3.99	-3.43	-3.14	-9.54	-2.57	-1.94	-1.62
Importaciones de bienes de consumo intermedio	-9.63	-3.46	-2.87	-2.57	-9.62	-3.99	-3.43	-3.14	-9.43	-2.57	-1.94	-1.62
Importaciones de bienes de capital	-8.87	-3.46	-2.87	-2.57	-8.87	-3.99	-3.43	-3.14	-8.82	-2.57	-1.94	-1.62
Importaciones totales	-8.81	-3.46	-2.87	-2.57	-8.82	-3.99	-3.43	-3.14	-8.63	-2.57	-1.94	-1.62
Índice de cambio real	-7.46	-3.46	-2.87	-2.57	-7.64	-3.99	-3.43	-3.14	-7.46	-2.57	-1.94	-1.62
Índice de volumen de producción industrial de México	-5.31	-3.46	-2.87	-2.57	-5.36	-3.99	-3.43	-3.14	-5.11	-2.57	-1.94	-1.62
Índice de producción industrial de Estados Unidos	-8.29	-3.46	-2.87	-2.57	-8.28	-3.99	-3.43	-3.14	-7.50	-2.57	-1.94	-1.62

	Segundas diferencias											
	Intercept				Trend and intercept				None			
	ADF Test Statistic	1%	5%	10%	ADF Test Statistic	1%	5%	10%	ADF Test Statistic	1%	5%	10%
Costos laborales unitarios	-14.25	-3.45	-2.87	-2.57	-14.22	-3.99	-3.43	-3.14	-14.27	-2.57	-1.94	-1.62

Valores críticos a 1%, 5% y 10% de significancia

ANEXO 3

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Muestra (ajustada): 1981:07 2004:12
 282 observaciones incluidas
 Tendencia lineal
 determinística
 Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 4.

Series: $\Delta \log \text{XASP}$ $\Delta \log (P / Eo / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.326078	163.919	15.41	20.04
At most 1 **	0.170251	52.63022	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{XASP}$ $\Delta \log (Q)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.317936	134.9439	15.41	20.04
At most 1 **	0.091439	27.04178	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{XASP}$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.327965	174.438	15.41	20.04
At most 1 **	0.198388	62.3587	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMIN$ $\Delta \log (P/ Eo / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.354282	174.3218	15.41	20.04
At most 1 **	0.165373	50.9772	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMIN$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.351354	187.5363	15.41	20.04
At most 1 **	0.207177	65.46762	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMIN$ $\Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.341775	145.2628	15.41	20.04
At most 1 **	0.09236	27.32791	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMAN$ $\Delta \log (P / Eo / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.309218	155.0658	15.41	20.04
At most 1 **	0.164686	50.7453	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMAN$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.254395	134.9918	15.41	20.04
At most 1 **	0.169008	52.20822	3.76	6.65

*** denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMAN$ $\Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.313575	132.2444	15.41	20.04
At most 1 **	0.088526	26.13932	3.76	6.65

*** denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XMAN$ $\Delta \log (IRTA / IVF)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.512549	280.9827	15.41	20.04
At most 1 **	0.245254	79.06604	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XTotales$ $\Delta \log (P / Eo / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.291661	146.9258	15.41	20.04
At most 1 **	0.161534	49.68309	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log XTotales$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.260515	140.338	15.41	20.04
At most 1 **	0.177865	55.23006	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log X_{\text{Totales}} \quad \Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.286473	122.1455	15.41	20.04
At most 1 **	0.091177	26.96058	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBCF} \quad \Delta \log (P / E_o / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.283417	140.1588	15.41	20.04
At most 1 **	0.151051	46.17914	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBCF} \quad \Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.268986	143.5972	15.41	20.04
At most 1 **	0.177895	55.24026	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBCF}$ $\Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.285449	121.6928	15.41	20.04
At most 1 **	0.091021	26.91223	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBI}$ $\Delta \log (P/E_o / P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.282495	133.9689	15.41	20.04
At most 1 **	0.133325	40.35181	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBI}$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.26521	147.857	15.41	20.04
At most 1 **	0.194382	60.95295	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{ MBI}$ $\Delta \log \text{ Q}$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.266949	114.8478	15.41	20.04
At most 1 **	0.092192	27.27563	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{ MBK}$ $\Delta \log (\text{ P/ Eo / P*})$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.233171	123.9853	15.41	20.04
At most 1 **	0.159848	49.11661	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{ MBK}$ $\Delta \log \text{ Q}^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.225204	133.4194	15.41	20.04
At most 1 **	0.195845	61.46563	3.76	6.65

*(**) denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MBK}$ $\Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.266949	114.8478	15.41	20.04
At most 1 **	0.092192	27.27563	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MT}$ $\Delta \log (P/Eo/P^*)$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.266715	125.8815	15.41	20.04
At most 1 **	0.127304	38.39943	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log \text{MT}$ $\Delta \log Q^*$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.228309	132.8567	15.41	20.04
At most 1 **	0.190996	59.77038	3.76	6.65

() denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

Series: $\Delta \log MT$ $\Delta \log Q$

Rango de la prueba de cointegración no restringida				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.252112	108.8437	15.41	20.04
At most 1 **	0.091053	26.92217	3.76	6.65

*** denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 5% (1%)

El trazo de la prueba indica 2 ecuaciones cointegrantes al nivel de 1% y 5%.

ANEXO 4

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Exportaciones agropecuarias, silvicultura y pesca

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	6.55544	0.00165
Exportaciones, agropecuarias, silvicultura y pesca	1.66241	0.19154

El TCR causa a las X_{ASP}

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	4.34831	0.01381
Exportaciones, agropecuarias, silvicultura y pesca	5.08627	0.00676

Las X_{ASP} causan al índice producción industrial de E.U.

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	1.34019	0.26346
Exportaciones, agropecuarias, silvicultura y pesca	0.65457	0.52045

No hay causalidad en el sentido de Granger

Exportaciones mineras

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	2.83033	0.06068
Exportaciones extractivas	5.97504	0.00288

Las exportaciones extractivas causan al TCR

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	3.054441	0.04872
Exportaciones extractivas	0.31888	0.72723

El Índice Producción Industrial de E.U., causa a las exportaciones extractivas

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	1.24329	0.29002
Exportaciones extractivas	1.58774	0.20622

No hay causalidad en el sentido de Granger

Exportaciones manufactureras

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	7.10655	0.00098
Exportaciones manufactureras	7.71176	0.00055

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	5.42284	0.00489
Exportaciones manufactureras	7.6661	0.00057

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	3.66556	0.02682
Exportaciones manufactureras	3.12467	0.04548

El Índice de volumen de producción industrial (México) causa a las exportaciones manufactureras

	F - Estadístico	Probabilidad
Costos laborales unitarios	0.8239	0.43977
Exportaciones manufactureras	8.82271	0.00019

Las exportaciones manufactureras causan a los costos laborales unitarios

Exportaciones totales

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	1.18051	0.30864
Exportaciones totales	7.04424	0.00104

Las exportaciones totales causan al TCR

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	4.47382	0.01223
Exportaciones totales	1.02857	0.35886

EL Índice producción industrial (E.U) causan a las exportaciones totales

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	3.98889	0.01958
Exportaciones totales	1.61779	0.20018

El Índice de volumen de producción industrial (México) causa a las exportaciones totales

Importaciones de bienes de consumo final

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	6.25725	0.00219
Importaciones de bienes de consumo final	4.47483	0.01222

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	6.54314	0.00167
Importaciones de bienes de consumo final	5.74489	0.00359

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	5.74174	0.0036
Importaciones de bienes de consumo final	2.7875	0.06328

El índice de volumen de producción industrial causa a las importaciones de bienes de consumo final

Importaciones de bienes intermedios

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	1.79298	0.16836
Importaciones de bienes intermedios	9.1486	0.00014

Las importaciones de bienes de consumo intermedio causan al TCR

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	9.17748	0.00014
Importaciones de bienes intermedios	0.72975	0.48294

El índice producción industrial (E.U.) causa a las importaciones de bienes de consumo intermedio

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	2.46531	0.08682
Importaciones de bienes intermedios	4.84305	0.00855

Las importaciones de bienes de consumo intermedio causan al índice de volumen de producción industrial

	F - Estadístico	Probabilidad
Exportaciones manufactureras	4.6499	0.00345
Importaciones de bienes intermedios	2.78751	0.04104

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

Importaciones de bienes de capital

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	4.54168	0.01145
Importaciones de bienes de capital	3.35546	0.0363

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	8.7476	0.00021
Importaciones de bienes de capital	4.54772	0.01138

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	12.5343	0.000061
Importaciones de bienes de capital	0.28501	0.75222

El índice de volumen de producción industrial causa a las importaciones de bienes de capital

Importaciones totales

Con 2 rezagos

	F - Estadístico	Probabilidad
Tipo de cambio real	2.97118	0.05286
Importaciones totales	5.54181	0.00436

Las importaciones totales causan al TCR

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de producción industrial de E.U.	9.19066	0.00014
Importaciones totales	3.21934	0.04146

Ambas variables se causan en el sentido de Granger

	F - Estadístico	Probabilidad
Índice de volumen de producción industrial México	4.11953	0.01724
Importaciones totales	3.62128	0.028

Ambas variables se causan en el sentido de Granger