

LA HIPÓTESIS DE CRECIMIENTO RESTRINGIDO
POR BALANZA DE PAGOS. UNA EVALUACIÓN
DE LA ECONOMÍA MEXICANA 1960-1997

JUAN MANUEL OCEGUEDA HERNÁNDEZ*

INTRODUCCIÓN

La hipótesis de crecimiento restringido por balanza de pagos sostiene que el crecimiento de una economía puede verse limitado por una escasez de demanda externa y que el axioma de sustitución bruta, premisa fundamental a que recurre la teoría neoclásica para demostrar la efectividad de los precios relativos en la corrección de los desequilibrios, puede no cumplirse en el comercio internacional. Esto es especialmente relevante en economías con procesos de industrialización incompletos que no producen internamente los insumos básicos para sostener el proceso de acumulación de capital, e implica que efectos ingreso pueden tener un papel importante en el proceso de ajuste a los desequilibrios externos.

Manuscrito recibido en octubre de 1998; versión final, febrero de 1999.

El autor agradece las críticas y recomendaciones de dos árbitros anónimos a una versión preliminar de este trabajo, sin embargo, ello no implica corresponsabilidad en los errores que aún permanezcan.

* Profesor de tiempo completo de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Baja California, e-mail: ocegueda@csiat1.tij.uabc.mx

Una escasez de demanda externa puede originarse por una falla del sistema de precios para desahogar los mercados internacionales, ya sea porque éstos tienden a mantenerse muy estables en el tiempo cuando son medidos en moneda nacional; porque los cambios necesarios son tan grandes que son políticamente inviables; o porque las cantidades no responden suficientemente a las variaciones de precios relativos. En estas condiciones, una insuficiencia de divisas puede impedir que una economía alcance en el largo plazo su trayectoria de crecimiento potencial, especialmente si existe un componente importado en la estructura de su inversión y no hay acceso al crédito externo. Para obtener esta última condición, según lo demuestra Ziesemer (1995), es suficiente suponer que los acreedores restringen su oferta de crédito al valor del *stock* de capital de la economía deudora y que no emiten préstamos para ser cubiertos únicamente con ingresos futuros. Ello significa que el equilibrio comercial debe prevalecer en el largo plazo y la tasa de crecimiento llega a ser determinada por las capacidades para exportar y sustituir importaciones.

Si las condiciones del mercado mundial se consideran exógenamente determinadas, el grado de respuesta de los productos que se exportan ante los cambios del ingreso mundial (elasticidad ingreso de la demanda por exportaciones: ϵ_x) y el grado en que las importaciones nacionales responden a los cambios del ingreso nacional (elasticidad ingreso de la demanda por importaciones: ϵ_m), se convierten en factores decisivos del crecimiento. Mientras mayor sea ϵ_x y menor ϵ_m , más alta será la tasa de crecimiento alcanzable, pues el efecto multiplicador de una variación en la demanda externa es mayor. Por el contrario, cuando ϵ_x es baja o ϵ_m alta, o bien ambas cosas a la vez, la tasa de crecimiento tiende a declinar situándose por abajo de su nivel potencial. Una implicación central de este enfoque es que el patrón de especialización se vuelve esencial en la definición de las condiciones del crecimiento de largo plazo. Un patrón de especialización orientado hacia bienes con una alta elasticidad ingreso de la demanda tanto externa como interna, permite aumentar las exportaciones y reducir las importaciones mejorando la relación entre tasa de crecimiento del producto y déficit comercial (Ros, 1987).

La experiencia mexicana indica que la restricción externa al crecimiento ha estado presente a lo largo del proceso de industrialización frenando el crecimiento y determinando, en las décadas de los sesenta y setenta, una acelerada acumulación de deuda externa, debido a la decisión del gobierno de forzar una tasa de crecimiento por encima de la que imponía la balanza comercial. Esta hipótesis ha sido evaluada en Casar, Rodríguez y Ros (1985) y en Dehesa (1984) para períodos similares, 1960-1981 y 1960-1980 respectivamente, encontrándose evidencias favorables. Más recientemente, Loría (1995) y Fuji y Loría (1996), han sostenido que después de 1982 con la reorientación del modelo de industrialización, el carácter restrictivo del sector externo se ha acentuado siendo el sector exportador de manufacturas el que más ha contribuido en este sentido. Esto significa que el crecimiento sigue asociado a una aceleración de las importaciones por encima de las exportaciones que conduce a que el déficit comercial para una misma tasa de crecimiento del producto sea mayor que en el pasado. En el periodo 1988-1997, las exportaciones, excluyendo maquila y medidas en pesos constantes, aumentaron a una tasa promedio anual de 8.6%, mientras que las importaciones lo hicieron a una tasa de 13.3%, generando un déficit comercial de 2.4% del PIB¹ para una tasa de crecimiento del producto de 2.5%. Si se comparan estas cifras con las del periodo 1960-1982 en que el déficit comercial representó 2.3% del PIB y la tasa de crecimiento del producto fue del 6.3%, es claro que hoy, mayores cantidades de divisas sostienen menores tasas de crecimiento por lo que aun con el significativo repunte de las exportaciones, los crecientes requerimientos de importaciones las hacen insuficientes para mantener el crecimiento de la economía a tasas que pudieran regresar a la sociedad el bienestar perdido.

El presente trabajo evalúa la hipótesis de crecimiento restringido por balanza de pagos para el periodo 1960-1997 sosteniendo que después de 1982 se ha operado un cambio estructural en las funciones de exportaciones e importaciones que ha agudizado la restricción externa. En particular, se sostiene que de 1983 a 1997 se observa un incremento significativo de la elasticidad ingreso de la demanda por importaciones que es proporcionalmente mayor al registrado en la elasticidad ingreso de la

¹ La relación déficit comercial-PIB está calculada en dólares corrientes.

demandas por exportaciones, y que este hecho se ha convertido en un obstáculo para acelerar la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía mexicana. Se utiliza un enfoque econométrico de cointegración que permite obtener resultados más confiables cuando se trabaja con series de tiempo y se busca detectar relaciones de largo plazo.

EL MODELO TEÓRICO

Las limitaciones del modelo neoclásico de crecimiento formulado por Solow para explicar la no convergencia a largo plazo entre las tasas de crecimiento del ingreso per cápita de países de diferentes niveles de desarrollo, ha originado modelos alternativos cuyos resultados son más consistentes con la evidencia empírica. Uno de ellos es el modelo propuesto por Thirlwall (1979) que recupera los argumentos de los teóricos estructuralistas, Prebisch (1950) y Myrdal (1956), que durante los cincuenta y sesenta insistían en la necesidad de elevar el valor de αx y reducir el de ϵm como estrategias para acelerar la tasa de crecimiento de las economías en desarrollo. Este modelo que explica la tasa de crecimiento del producto sostenible a largo plazo como la razón entre la tasa de crecimiento de las exportaciones y la elasticidad ingreso de la demanda por importaciones, puede ser visto como una versión dinámica del multiplicador de comercio exterior de Harrod que expresa el nivel de producto alcanzable como la razón entre exportaciones y propensión marginal a importar.

El modelo considera una economía abierta que intercambia únicamente mercancías, para la cual el equilibrio externo medido en unidades de moneda nacional puede representarse por:

$$PX = EP^*M \quad [1]$$

donde P es el precio interno promedio de las exportaciones, P^* el precio externo promedio de las importaciones, X y M los volúmenes de exportaciones e importaciones respectivamente y E el tipo de cambio nominal. Para una economía en crecimiento el equilibrio anterior sólo se conserva

si se igualan las tasas de crecimiento de los ingresos por exportaciones y de los egresos por importaciones, lo cual se puede expresar como:

$$p + x = e + p^* + m \quad [2]$$

donde las letras minúsculas se emplean para representar tasas de crecimiento. Si se definen funciones de exportaciones e importaciones que dependen de los precios relativos, es decir, del precio externo medido en moneda nacional en relación con el precio interno, y de los niveles de ingreso externo (Y^*) y nacional (Y), respectivamente, se tiene:²

$$X = X(Y^*, EP^*/P) \quad \begin{matrix} + & + \end{matrix} \quad [3]$$

$$M = M(Y, EP^*/P) \quad \begin{matrix} + & - \end{matrix} \quad [4]$$

Ahora se introducen las elasticidades-precio (η) e ingreso (ε) de la demanda que expresan los cambios porcentuales operados en la demanda por exportaciones o importaciones según sea el caso, ante un cambio porcentual unitario en el precio relativo o en el componente ingreso de las respectivas funciones. Asumiendo los valores de η y ε como constantes y rescribiendo [3] y [4] como funciones multiplicativas se llega a:

$$X = [Y^* \varepsilon x \cdot (EP^*/P) \eta x] \quad [3a]$$

$$\eta x, \varepsilon x, \varepsilon m > 0; \quad \eta m < 0$$

$$M = [Y \varepsilon m \cdot (EP^*/P) \eta m] \quad [4a]$$

² Los signos que están encima de los argumentos de la función expresan el signo de sus respectivas derivadas.

Si ambas funciones se plantean en logaritmos naturales y se derivan con respecto al tiempo pueden reexpresarse en tasas de crecimiento:

$$x = \eta x(e + p^* - p) + \varepsilon x(y^*) \quad [5]$$

$$m = \eta m(e + p^* - p) + \varepsilon m(y) \quad [6]$$

En [5] y [6] se obtienen los determinantes del crecimiento de las exportaciones y las importaciones. Sustituyendo las ecuaciones [5] y [6] en [2] se deduce la condición que garantiza el equilibrio de la balanza comercial a través del tiempo:

$$p + \eta x(e + p^* - p) + \varepsilon x(y^*) = p^* + \eta m(e + p^* - p) + \varepsilon m(y) + e \quad [7]$$

De [7] es posible derivar la tasa de crecimiento y_b que es compatible con el equilibrio comercial y que en ausencia de financiamiento externo, define la tasa de crecimiento de corto y largo plazos, pero que únicamente corresponde a la tasa de largo plazo cuando existen flujos de capital. Resolviendo por y se obtiene:

$$y_b = \frac{(\eta x - \eta m - 1)(e + p^* - p) + \varepsilon x(y^*)}{\varepsilon m} \quad [8]$$

Si bien la ecuación [8] corresponde a la tasa y_b que puede derivarse de las funciones de exportaciones e importaciones, como las presenta Thirlwall (*op. cit.*), ésta puede resultar incompleta para analizar la experiencia de países en donde la política comercial ha ejercido una poderosa influencia sobre la evolución de la balanza comercial y sobre la disponibilidad de divisas. La consideración de esta variable es importante en este trabajo en tanto se comparan dos períodos caracterizados por políticas comerciales radicalmente distintas, en el último de los cuales se ha impulsado un acelerado proceso de apertura comercial que ha afectado

las condiciones de crecimiento y cuyo impacto es conveniente aislar. De esta manera, si el efecto de la política comercial es capturado incluyendo una variable que mida el grado de apertura comercial (AC) como argumento de la función de importaciones en la ecuación [4] y se asume que λ y ac son respectivamente la elasticidad de las importaciones ante los cambios de AC y la tasa a la que se está abriendo la economía a la competencia externa, la ecuación [8] puede transformarse en:

$$y_b = \frac{(\eta x - \eta m - 1)(e + p^* - p) - \lambda(ac) + \varepsilon x(y^*)}{\varepsilon m} \quad [9]$$

De acuerdo con la ecuación [9], el impacto de las variaciones del tipo de cambio real sobre y_b depende del valor de las elasticidades precio. Si la suma de éstas en valor absoluto es mayor a la unidad, se cumple la condición Marshall-Lerner y el efecto de una devaluación del tipo de cambio real es expansivo. Si por el contrario dicha suma es inferior a la unidad el efecto se invierte y la devaluación se vuelve recesiva. Este último, corresponde al típico caso analizado por los economistas del desarrollo de los años cincuenta y sesenta, donde se hacía hincapié en una economía exportadora de bienes primarios con una ηx reducida, e importadora de bienes manufacturados para los que igualmente se registraba una ηm reducida, reflejando la baja sustituibilidad entre bienes importados y bienes producidos nacionalmente. Existen, sin embargo, otras razones por las que la respuesta de las exportaciones e importaciones a las variaciones del tipo de cambio real puede ser débil: *a)* la existencia de mercados oligopólicos en donde la competencia adquiere otras modalidades distintas al precio como la diferenciación del producto, y *b)* la percepción de las empresas locales de que la variación de precios relativos es temporal y será compensada a corto plazo por la política cambiaria de los países socios, por lo que no se ven incentivadas a aumentar su producción (McCombie 1993).

El manejo de la política cambiaria para alentar la tasa de crecimiento del producto encierra tres grandes problemas: *1)* la dificultad de alcanzar

y mantener una devaluación real a través de una devaluación nominal cuando hay un efecto inflacionario vía costos de producción proveniente del encarecimiento de las importaciones, 2) la posibilidad de que los socios comerciales neutralicen sus efectos mediante el manejo de su propia política cambiaria y, 3) el efecto redistributivo regresivo que se deriva de una devaluación cuando existen rezagos en el ajuste de los salarios. Por estas razones la devaluación real falla para conducir a un país de manera permanente a una tasa de crecimiento más alta, consistente con el equilibrio comercial, a menos que induzca cambios estructurales.³

En cuanto al impacto de la política comercial sobre la tasa y_b , la ecuación [9] establece que una apertura acelerada puede inducir un efecto recesivo cuya magnitud depende del valor de λ que mide la sensibilidad de las importaciones a la política comercial; por tanto, resulta conveniente un proceso de apertura gradual que en presencia de elevadas elasticidades precio debiera ser acompañado por una estrategia compensatoria de subvaluación del tipo de cambio real, como lo sostiene Ros (1995). Sin embargo, este argumento debe tomarse con reservas a medida que sólo considera el efecto sobre la disponibilidad de divisas derivado de una mayor penetración de las importaciones, e ignora efectos favorables que pueden generarse por el lado de las exportaciones al elevarse la competitividad y productividad de la industria nacional, como resultado del acceso a insumos de mayor calidad y mejor precio como lo proponen Grossman y Helpman (1990) y otros teóricos de la nueva teoría del crecimiento. Con todo, en este modelo, el impacto derivado de la velocidad con que ocurre la apertura comercial sólo puede tener repercusiones temporales, pues es claro que un proceso de apertura o de levantamiento de barreras proteccionistas tiene un principio y un fin o bien un momento en que se estabiliza.

³ Una política de tipo de cambio subvaluado puede utilizarse para proteger la planta productiva doméstica de la competencia exterior en un marco de liberalización comercial. Si su estímulo es suficiente para alentar actividades sustitutivas de importaciones en el área de bienes intermedios y de capital, o bien, para expandir las exportaciones no tradicionales, entonces estaría incidiendo sobre la estructura económica y posibilitando una senda de crecimiento más alta, consistente con el equilibrio externo.

Si el efecto precios relativos en el comercio exterior es débil y la política comercial es estable, ya sea porque se ha alcanzado una liberalización completa o porque las autoridades consideran que se ha logrado un nivel de apertura óptimo, el valor de y_b queda determinado positivamente por la tasa de crecimiento de sus socios comerciales (y^*) que delimita su demanda externa, y por ϵx que refleja los gustos y preferencias de los consumidores foráneos, las características de los bienes que se exportan y un sinúmero de factores no relacionados con los precios; y negativamente por ϵm cuyo valor está asociado inversamente al grado de avance de la sustitución de importaciones. En consecuencia, con un efecto precios relativos nulo y una política comercial estable, la ecuación [9] puede reexpresarse como la “ley de Thirlwall”:

$$y_b = \frac{\epsilon x(y^*)}{\epsilon m} = \frac{x}{m} \quad [10]$$

Si la tasa de crecimiento del producto a largo plazo se define como en [10], una demanda externa escasa junto con una demanda por importaciones rígida por la presencia de un componente importado en la estructura de la inversión, conllevan a la economía a no realizar todas las importaciones necesarias y, por tanto, a no alcanzar la tasa de inversión potencial. Esto significa un desequilibrio entre la capacidad para importar medida por la cantidad de divisas que pueden obtenerse vía exportaciones, y las importaciones requeridas para poner a trabajar todos los recursos disponibles de la economía, que se elimina mediante un ajuste de la tasa de crecimiento real por abajo de su nivel potencial. Puesto que y^* es una variable exógenamente determinada, las alternativas que se le presentan a una economía para acelerar su tasa de crecimiento son elevar ϵx y reducir ϵm . Lo primero se logra mediante una recomposición de las exportaciones en favor de manufacturas de alto contenido tecnológico, y lo segundo, sustituyendo importaciones en el área de los bienes intermedios y de capital. En suma, bajo el supuesto de política comercial y tipo de cambio real estables y/o bajas elasticidades precio en las funciones de

importaciones y exportaciones, la trayectoria de crecimiento consistente con el equilibrio externo estará estrechamente asociada a la posibilidad de la política económica para inducir cambios favorables en ϵ_x y ϵ_m .

INFORMACIÓN UTILIZADA EN LAS REGRESIONES

La estimación de las elasticidades de la función de exportaciones se aproxima utilizando únicamente las no petroleras con datos anuales en pesos constantes de 1980 excluyendo a la industria maquiladora, cuya fuente es el INEGI, *Sistema de cuentas nacionales*. Esta decisión se sustenta en dos argumentos: primero, las exportaciones petroleras se ven afectadas por factores distintos al del resto de las exportaciones siendo insuficientes las variables precios relativas e ingreso externo para explicar su comportamiento, por lo que sería necesario determinarles una función especial para no caer en un error de especificación, y segundo, un análisis del comportamiento de largo plazo que pretende examinar fundamentalmente condiciones estructurales debiera aislar a medida de lo posible el impacto de factores coyunturales. En ese sentido, la eliminación de las exportaciones petroleras permite analizar las condiciones prevalecientes antes de 1982 para un proceso de crecimiento sostenible al margen del auge petrolero, así como la dirección en que estas condiciones se han modificado después de dicho año.

Como variable representativa de los precios relativos expresados en moneda nacional, se utilizó el tipo de cambio real construido con los índices de precios al productor de México y Estados Unidos. Para los años en que no fue posible obtener dicho índice (1960-1979), se empleó el índice de precios al mayoreo. Las fuentes fueron para México, INEGI, *Sistema de cuentas nacionales* (serie 1960-1979) y Banco de México, *Indicadores de precios* (serie 1980-1997); para Estados Unidos, OECD, *Main Economic Indicators*, varios años. Como variable de demanda externa se consideró el ingreso privado de Estados Unidos expresado en dólares constantes de 1990 que fue tomado de IMF, *International Financial Statistics*. La exclusión del ingreso del sector público es justificable si se toma en cuenta que su gasto se destina básicamente a bienes no comerciables internacionalmente y a gasto militar.

Los signos esperados para los regresores son los siguientes: tipo de cambio real, positivo, pues se espera que una devaluación o depreciación de la moneda (aumento del tipo de cambio real) incremente las exportaciones y viceversa, una revaluación o apreciación (disminución del tipo de cambio real) las disminuya; ingreso privado de Estados Unidos, positivo, pues a medida que crece es de esperarse una mayor demanda por productos mexicanos y al contrario cuando decrece.

La estimación de la función de importaciones considera las importaciones totales excluyendo a la industria maquiladora. Los datos utilizados son anuales a pesos constantes de 1980 y se obtuvieron del INEGI, *Sistema de cuentas nacionales*. Se utilizó el mismo tipo de cambio real empleado en la función de exportaciones y como variable ingreso se utilizó el PIB de México expresado en términos reales con la misma base y obtenida de la misma fuente. Para medir el impacto de la política comercial se recurrió a un indicador construido mediante la razón del valor de las importaciones sujetas a permiso y las importaciones totales. La serie 1960-1969 de esta variable fue tomada de Villarreal (1988), la serie 1970-1993 de Loría (1995), el dato de 1996 de Loría (1997), mientras que los datos de 1994 y 1995 fueron interpolados y el de 1997 se asumió igual al de 1996.

Los signos esperados de los coeficientes de regresión son negativo para el tipo de cambio real, pues ante una devaluación o depreciación de la moneda nacional que incrementa el precio de los productos externos medidos en moneda local, se espera que decrezcan las importaciones, ocurriendo lo contrario cuando la moneda se revalúa o aprecia. En el caso del PIB, el signo esperado es positivo debido a la asociación directa que existe entre el nivel de ingreso y el nivel de gasto. En cuanto a la variable de política comercial, se espera un signo negativo debido a que un aumento de las importaciones sujetas a permiso, reduce el nivel de importaciones. Es importante señalar que mientras en el modelo se utiliza el grado de apertura comercial, AC, para capturar el impacto de la política comercial, en las estimaciones se utiliza un indicador del grado de protección. Esta modificación se justifica debido a que si se emplea AC como la razón entre el valor de las importaciones no sujetas a permiso - importaciones totales, ello conduce a la pérdida de la observación de

1982 cuando se hace la transformación a logaritmos naturales debido a que en dicho año 100% de las importaciones estuvieron sujetas a permiso. No obstante, este cambio no introduce ninguna alteración de los resultados teóricos y únicamente modifica el signo esperado para el parámetro λ .

Finalmente, todas las series utilizadas se transformaron a logaritmos naturales, pues ello permite obtener directamente los valores de las elasticidades a partir de los coeficientes de la regresión, con la característica de que éstas permanecen constantes en todo el periodo de análisis.

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO

La hipótesis central que postula este trabajo es el agravamiento de la restricción externa con el crecimiento económico de México, como resultado de las reformas estructurales posteriores a 1982 que han modificado significativamente las elasticidades de las funciones de exportaciones e importaciones. Así, un primer paso consiste en estimar las respectivas funciones para el periodo completo de análisis, y demostrar la existencia de un cambio estructural en los coeficientes de regresión. Puesto que se trata de detectar la existencia o inexistencia de relaciones de largo plazo entre las variables analizadas, el enfoque de cointegración constituye una herramienta de análisis adecuada.

Cuando se trabaja con series de tiempo de variables económicas que no son estacionarias, el método de mínimos cuadrados ordinarios puede conducir a errores de estimación de los valores reales de los parámetros. El método econométrico de cointegración proporciona algunas soluciones a este problema ayudando a encontrar, si existe, una combinación lineal entre las variables que cumpla con el requisito de estacionariedad. Si esta combinación existe, se dice que las series de tiempo son cointegradas, lo cual significa que las variables analizadas establecen una relación de equilibrio a largo plazo; si esta relación no existe, las series no son cointegradas y, por tanto, no existe relación de equilibrio a largo plazo (Maddala, 1996). Esto es especialmente importante en las series económicas, pues las relaciones que sugiere la teoría frecuentemente se observan sólo en periodos largos.

El primer paso que propone el método de cointegración es encontrar el orden de integración de las series, pues es importante para obtener resultados confiables que las variables utilizadas en una regresión tengan el mismo orden de integración. Para ello, se utilizan las pruebas Dickey-Fuller aumentada (ADF) y Phillips-Perrón (PP) incluyendo una constante (C) y una constante y tendencia (C, T). Se considera que una serie es estacionaria si el estadístico t asociado a los valores ADF o PP, siendo negativo, registra un valor absoluto mayor a los valores críticos de MacKinnon en ambos casos (C, C y T). Las series se prueban en niveles y si no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis de no estacionariedad, se prueban en primera y segunda diferencia, según sea necesario.

Las pruebas sobre el orden de integración de las series del periodo 1960-1997, indican que ninguna es estacionaria en niveles aunque todas lo son en primeras diferencias (véase cuadro 1).

CUADRO 1.
Pruebas de raíz unitaria para las series 1960-1997

Variables en logaritmos	Variables en niveles				Variables en primeras diferencias			
	Prueba ADF		Prueba PP		Prueba ADF		Prueba PP	
	C	C y T	C	C y T	C	C y T	C	C y T
Exportaciones no petroleras	1.0693	-1.6247	2.0386	-0.8677	-4.2737	-4.8412	-4.1181	-4.4818
Importaciones totales	-0.4497	-3.1779	0.0435	-2.4316	-5.0493	-5.0159	-4.4374	-4.4190
Tipo de cambio real	-2.9493	-2.9043	-2.7816	-2.7441	-5.8534	-5.7402	-6.0786	-5.9647
Ingreso privado de U.S.A.	-1.1243	-3.9583	-1.0172	-2.5820	-5.2355	-5.2528	-4.7547	-4.7797
PIB de México	-2.5696	-1.1758	-3.0097	-0.7310	-2.9505	-4.0470	-3.9075	-4.6197
Política comercial	-0.4920	-1.8509	-0.3022	-1.9131	-3.2528	-3.4772	-4.6908	-4.8141
Valores críticos de MacKinnon								
1%	-3.6228	-4.2324	-3.6228	-4.2324	-3.6289	-4.2412	-3.6289	-4.2412
5%	-2.9446	-3.5386	-2.9446	-3.5386	-2.9472	-3.5426	-2.9472	-3.5426
10%	-2.6105	-3.2009	-2.6105	-3.2009	-2.6118	-3.2032	-2.6118	-3.2032

NOTA: La prueba ADF se refiere a la prueba Dickey-Fuller aumentada, mientras que la prueba PP se refiere a la Phillips-Perrón. La columna C indica que la prueba se realiza considerando la inclusión de una constante; la columna C y T se refiere a la inclusión de una constante y una tendencia en la prueba.

Puesto que todas las series son I(1) tiene sentido una regresión de éstas en niveles, la que de acuerdo al método de cointegración en dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987) proporciona los parámetros de largo plazo siempre y cuando se demuestre que las series están cointegradas, lo cual se prueba si la serie de residuos es I(0), es decir, estacionaria en niveles. Los resultados de las regresiones y las pruebas de estacionariedad de residuos se presentan en los cuadros 2 y 3.

CUADRO 2.

*Resultados de regresión para exportaciones no petroleras
1960-1997 y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{lepxpnp} = -9.977 + 0.191 \text{ ltc} + 2.525 \text{ lypusa}$$

$$(-3.815) \quad (0.667) \quad (17.902)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.896$$

$$F = 160.416$$

$$DW = 0.131$$

Pruebas de raíz unitaria	Pruebas de estacionariedad de los residuos	
	Niveles	C y T
ADF	-1.3687	-1.2691
PP	-1.1039	-0.5820
1%	-3.6228	-4.2324
5%	-2.9446	-3.5386
10%	-2.6105	-3.2009

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las t estadísticas.

CUADRO 3.

*Resultados de regresión para importaciones 1960-1997
y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{limptot} = 5.350 - 1.219 \text{ ltc} + 1.106 \text{ lpibmex} - 0.279 \text{ lpolcom}$$

$$(3.292) \quad (-6.836) \quad (17.361) \quad (-6.920)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.952$$

$$F = 244.85$$

$$DW = 0.512$$

Pruebas de raíz unitaria	Pruebas de estacionariedad de los residuos	
	Niveles	C y T
ADF	-2.1555	-1.7340
PP	-1.3792	-2.9326
1%	-3.6228	-4.2324
5%	-2.9446	-3.5386
10%	-2.6105	-3.2009

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las t estadísticas.

Los resultados anteriores indican que no existe vector de cointegración en ninguna de las funciones estimadas lo cual significa que no existe evidencia de una relación estable entre las variables incluidas en las respectivas regresiones.⁴ Puesto que esto pudiera estar reflejando un cambio en el valor de las elasticidades a lo largo del periodo es necesario encontrar evidencia econométrica adicional que fortalezca esta hipótesis. Para ello, se aplicaron pruebas para detectar cambio estructural en ambas regresiones presentándose los resultados en los cuadros 4 y 5:

CUADRO 4.
*Pruebas de cambio estructural aplicadas a la regresión
 de exportaciones no petroleras 1960-1997*

Pruebas	F	Probabilidad	Años en que se detecta
Residuales recursivos			1983-1992
			1995-1997
Cusum			1992-1997
Cusum q			1971-1995
Punto de quiebre de Chow	187.166	0.0000	
Predictiva de Chow	40.7060	0.0000	

NOTA: ambas pruebas de Chow consideran el año de 1983 para dividir las muestras; NC se utiliza para indicar que no existe cambio estructural.

CUADRO 5.
*Pruebas de cambio estructural aplicadas a la regresión
 de importaciones 1960-1997*

Pruebas	F	Probabilidad	Años en que se detecta
Residuales recursivos			1974-1975
			1981
			1995-1996
Cusum			NC
Cusum q			1973-1974
			1979-1981
			1991-1995
Punto de quiebre de Chow	9.2071	0.0001	
Predictiva de Chow	2.1841	0.0548	

NOTA: ambas pruebas de Chow consideran el año de 1983 para dividir las muestras; NC se utiliza para indicar que no existe cambio estructural.

⁴ Se probaron otras especificaciones mediante la eliminación de variables obteniéndose resultados similares.

Las pruebas aplicadas ilustran la existencia de problemas severos de cambio estructural en ambas regresiones aun cuando la función de importaciones pasa las pruebas Cusum y Predictiva de Chow. Esto y la inexistencia de vectores de cointegración constituyen una evidencia econométrica robusta sobre la existencia de un cambio en los valores de las elasticidades de ambas funciones que pudiera estar asociado al viraje registrado en el modelo de desarrollo después de 1982. Para demostrar esta hipótesis se dividieron los datos en dos muestras correspondientes a los periodos 1960-1982 y 1983-1997. Si bien se puede argumentar que 23 y 15 observaciones son pocos datos, Shiller y Perrón (1985), han demostrado que el poder de la prueba ADF a la que está asociado el método de estimación de Engle y Granger depende más que de la frecuencia de las observaciones, del plazo cubierto por la muestra. En ese sentido, lapsos de 23 y 15 años pueden ser aceptables para detectar relaciones de largo plazo.

De acuerdo con las pruebas aplicadas, todas las series en niveles presentan una raíz unitaria que desaparece cuando se obtienen sus primeras diferencias, por lo que se asume que todas son I(1), si bien en el caso de las exportaciones no petroleras del periodo 1983-1997 esta situación no es tan clara, pues no pasa ninguna de las pruebas cuando se incluye constante y tendencia. La decisión de considerarla I(1) se sustenta en que el estadístico t con la prueba ADF se acerca bastante al valor crítico de MacKinnon.

Antes de estimar las funciones para las dos muestras señaladas se procedió a establecer el orden de integración de las series con los siguientes resultados:

CUADRO 6.
Pruebas de raíz unitaria para las series 1960-1982 y 1983-1997

Variables en logaritmos	Variables en niveles						Variables en primeras diferencias					
	Prueba ADF			Prueba PP			Prueba ADF			Prueba PP		
	C	C y T	C	C	C y T	C	C	C y T	C	C	C y T	
1960-1982												
Exportaciones no petroleras	-0.9988	-4.9491	-0.9533	-2.9738	-4.6924	-4.6207	-4.2060	-4.0756				
Importaciones totales	-1.7595	-5.6086	-0.8341	-2.9472	-5.2179	-4.9929	-2.2618	-1.8865				
Tipo de cambio real	-3.3803	-2.9578	-3.2598	-2.7493	-3.0987	-3.1893	-3.6542	-3.6906				
Ingreso privado de U.S.A.	-2.2678	-1.8345	-2.0222	-0.8754	-2.9474	-3.7575	-2.8763	-3.4474				
PIB de México	-0.6081	-3.5010	-0.3164	-2.8475	-4.1319	-3.9330	-3.4845	-3.1688				
Política comercial	-1.6855	-	-	-	-	-	-	-4.6958				
Valores críticos de MacKinnon												
1%	-3.7856	-4.4691	-3.7856	-4.4691	-3.8067	-4.5000	-3.8067	-4.5000				
5%	-3.0114	-3.6454	-3.0114	-3.6454	-3.0199	-3.6591	-3.0199	-3.6591				
10%	-2.6457	-3.2602	-2.6457	-3.2602	-2.6502	-3.2677	-2.6502	-3.2677				
1983-1997												
Exportaciones petroleras	no	-0.9313	-2.9723	-0.8816	-2.2944	-3.3500	-3.2906	-2.8820	-2.8087			
Importaciones totales	-0.4697	-3.4019	0.1056	3.3957	-3.1997	-3.1660	-3.8665	-3.4779				
Tipo de cambio real	-1.6557	-2.8868	-1.2505	-2.5369	-4.2770	-4.0403	-4.6116	-4.2536				
Ingreso privado de U.S.A.	-0.7287	-0.6165	-3.0063	-2.1155	-4.9495	-4.5840	-4.2374	-3.9876				
PIB de México	0.2099	-2.7644	0.4767	-2.9438	-3.9278	-3.9665	-3.8901	-4.1086				
Política comercial	-2.0550	-1.1928	-2.3590	-0.7616	-2.7462	-3.0919	-2.3596	-3.9126				
Valores críticos de MacKinnon												
1%	-3.9635	-4.7315	-3.9635	-4.7315	-3.9635	-4.7315	-3.9635	-4.7315				
5%	-3.0818	-3.7611	-3.0818	-3.7611	-3.0818	-3.7611	-3.0818	-3.7611				
10%	-2.6829	-3.3228	-2.6829	-3.3228	-2.6829	-3.3228	-2.6829	-3.3228				

NOTA: La prueba ADF se refiere a la prueba Dickey-Fuller aumentada, mientras que la prueba PP se refiere a la Phillips-Perrón. La columna C indica que la prueba se realiza considerando la inclusión de una constante; la columna C y T se refiere a la inclusión de una constante y una tendencia en la prueba.

Una vez establecido el orden de integración de las series se procedió a estimar las funciones para cada una de las muestras obteniéndose los siguientes resultados para exportaciones no petroleras:

CUADRO 7.
*Resultados de regresión para exportaciones no petroleras
 1960-1982 y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{lexpnp} = -0.903 + 0.248 \text{ ltcr} + 1.306 \text{ lypusa}$$

(-0.598) (1.598) (19.327)

R^2 ajustado = 0.948

F = 203.5

DW = 1.503

Pruuebas de estacionariedad de los residuos
 Pruebas de raíz unitaria Niveles

	C	C y T
ADF	-4.5795	-4.5546
PP	-3.4388	-3.3420
1%	-3.7856	-4.4691
5%	-3.0114	-3.6454
10%	-2.6457	-3.2602

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las *t* estadísticas.

CUADRO 8.
*Resultados de regresión para exportaciones no petroleras
 1983-1997 y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{lexpnp} = -28.019 + 0.493 \text{ ltcr} + 4.398 \text{ lypusa}$$

(-10.909) (4.026) (20.890)

R^2 ajustado = 0.980

F = 348.29

DW = 1.668

Pruuebas de estacionariedad de los residuos
 Pruebas de raíz unitaria Niveles

	C	C y T
ADF	-3.6868	-3.3849
PP	-2.8546	-2.7051
1%	-4.0681	-4.9893
5%	-3.1222	-3.8730
10%	-2.7042	-3.3820

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las *t* estadísticas.

La información de los cuadros 7 y 8 da cuenta de la existencia de vectores de cointegración para ambos períodos por lo que los coeficientes de las respectivas variables explicativas incluidas en cada una de las regresiones pueden considerarse las elasticidades de largo plazo. Siguiendo la metodología de estimación en dos etapas propuesta por Engle y Granger (1987), se procedió a estimar los parámetros de corto plazo realizando una nueva regresión en donde se incluyen las series en su forma $I(0)$, es decir, se obtiene la primera diferencia de las series utilizadas en la regresión cointegradora y se agrega la serie de residuos de esta misma regresión rezagada un periodo para incorporar un mecanismo de corrección de errores (MCE), cuyo coeficiente mide la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Por último, se aplican pruebas de diagnóstico para determinar si los parámetros estimados son eficientes e insesgados. Los resultados se presentan en los cuadros 9 y 10.

CUADRO 9.
*Resultados de regresión para las funciones dinámicas
 de exportaciones no petroleras con MCE*

1960-1982
$\Delta \text{lexpnp} = 0.013 + 0.045 \Delta \text{ltcr} + 0.837 \Delta \text{lypusa} - 0.957 \text{ resid}_1$ (0.574) (0.319) (1.359) (-3.497)
R^2 ajustado = 0.559
F = 9.864
DW = 1.718
1983-1997
$\Delta \text{lexpnp} = 0.022 + 0.279 \Delta \text{ltcr} + 3.440 \Delta \text{lypusa} - 0.938 \text{ resid}_1$ (0.647) (2.145) (3.603) (-3.214)
R^2 ajustado = 0.641
F = 8.751
DW = 1.488

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las t estadísticas.

CUADRO 10.

Pruebas de diagnóstico para las funciones dinámicas de exportaciones no petroleras

Prueba	JB	Lm1	Lm2	Arch1	Arch2
1960-1982					
F estadístico	1.651	2.544	2.492	0.005	0.646
Probabilidad	0.438	0.129	0.114	0.943	0.536
1983-1997					
F estadístico	1.145	1.142	0.556	0.315	0.109
probabilidad	0.564	0.313	0.594	0.586	0.898

CUADRO 10. (CONTINUACIÓN)

Pruebas de diagnóstico para las funciones dinámicas de exportaciones no petroleras

Prueba	White NC	White c	Reset1	Reset2	Cusum	Cusumq
1960-1982						
F estadístico	2.318	1.986	0.082	0.830	NC	NC
Probabilidad	0.087	0.133	0.778	0.454		
1983-1997						
F estadístico	1.077	0.719	5.781	3.914	NC	NC
probabilidad	0.456	0.688	0.040	0.065		

Las pruebas White NC y White C detectan respectivamente heterocedasticidad con términos no cruzados y cruzados.

La información del cuadro 9 indica que en el periodo 1960-1982 el tipo de cambio real no es significativo en los ajustes de corto plazo de las exportaciones no petroleras y alrededor de 96% del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo se opera en el transcurso de un año, asimismo, en el periodo 1983-1997, tanto el tipo de cambio real como el ingreso externo inciden de manera importante en el ajuste de corto plazo, realizándose en un año aproximadamente 94% del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Por su parte, las pruebas de diagnóstico del cuadro 10 indican normalidad e inexistencia de problemas de autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos de ambas regresiones. En la segunda, la prueba *Reset1* sugiere la posible presencia de errores de especificación, no existiendo evidencia de problemas de inestabilidad de los parámetros en ninguna de las dos regresiones de acuerdo con las pruebas *Cusum* y *Cusumq*.

La estimación de la función de importaciones se realizó siguiendo los mismos pasos que en el caso de la función de exportaciones corriéndose las regresiones de las variables en su forma I(1). La obtención de vector de cointegración para la regresión del periodo 1960-1982 requirió la exclusión de la variable de política comercial, mientras que en la de 1983-1997 dicha variable resultó importante para determinar la ecuación cointegradora. Los resultados se exponen en los cuadros 11 y 12.

CUADRO 11.

*Resultados de regresión para importaciones 1960-1982
y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{limptot} = 1.157 - 0.576 \text{ ltcr} + 1.053 \text{ lpibmex}$$

$$(0.335) \quad (1.582) \quad (13.093)$$

R^2 ajustado = 0.904

F = 104.198

DW = 0.710

Pruebas de estacionariedad de los residuos

Pruebas de raíz unitaria	Niveles	
	C	C y T
ADF	-3.9458	-3.8337
PP	-2.7961	-2.7124
1%	-3.7856	-4.4691
5%	-3.0114	-3.6454
10%	-2.6457	-3.2602

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las *t* estadísticas.

CUADRO 12.

*Resultados de regresión para importaciones 1983-1997
y pruebas de estacionariedad de residuos*

$$\text{limptot} = -60.705 - 0.301 \text{ ltcr} + 4.910 \text{ lpibmex} - 0.180 \text{ lpolcom}$$

$$(-6.675) \quad (-1.446) \quad (9.502) \quad (-3.548)$$

R^2 ajustado = 0.982

F = 251.18

DW = 1.342

Pruebas de estacionariedad de los residuos

Pruebas de raíz unitaria	Niveles	
	C	C y T
ADF	-3.6657	-4.2037
PP	-2.7653	-2.8993
1%	-4.0681	-4.8870
5%	-3.1222	-3.8288
10%	-2.7042	-3.3588

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las *t* estadísticas.

La estimación de las ecuaciones de corto plazo con sus respectivas pruebas de diagnóstico se presentan en los cuadros 13 y 14.

CUADRO 13.
*Resultados de regresión para las funciones dinámicas
 de importaciones con MCE*

1960-1982
$\Delta\text{limptot} = -0.218 - 0.382 \Delta\text{ltcr} + 4.389 \Delta\text{lpibmex} - 0.261 \text{resid}_1$ $(-3.194) \quad (-1.679) \quad (4.146) \quad (-1.886)$
R^2 ajustado = 0.767
F = 23.992
DW = 1.694
1983-1997
$\Delta\text{limptot} = 0.019 - 0.414 \Delta\text{ltcr} + 3.676 \Delta\text{lpibmex} - 0.133 \Delta\text{lpolcom} - 0.502 \text{resid}_1$ $(0.738) \quad (-2.146) \quad (4.087) \quad (-1.788) \quad (-1.642)$
R^2 ajustado = 0.840
F = 18.010
DW = 1.570

Los valores presentados entre paréntesis abajo de cada uno de los coeficientes estimados corresponden a las t estadísticas.

CUADRO 14.
Pruebas de diagnóstico para las funciones dinámicas de exportaciones no petroleras

Prueba	JB	LM1	LM2	Arch1	Arch2
1960-1982					
F estadístico	1.684	0.515	1.925	0.285	0.157
probabilidad	0.431	0.483	0.178	0.600	0.856
1983-1997					
F estadístico	0.275	0.817	1.358	0.729	0.701
probabilidad	0.872	0.393	0.317	0.411	0.521

CUADRO 14. (CONTINUACIÓN)
Pruebas de diagnóstico para las funciones dinámicas de exportaciones no petroleras

Prueba	White NC	White C	Reset1	Reset2	Cusum	Cusumq
1960-1982						
F estadístico	0.281	0.228	0.821	0.391	NC	1972-73
Probabilidad	0.937	0.983	0.377	0.683		
1983-1997						
F estadístico	2.266	ND	2.386	3.711	NC	NC
probabilidad	0.191		0.161	0.080		

Las pruebas WHITE NC y WHITE C detectan respectivamente heterocedasticidad con términos no cruzados y cruzados.

Las ecuaciones dinámicas ilustran la importancia de las variables precios relativos e ingreso en los ajustes de corto plazo de las importaciones de ambos periodos aunque con un claro predominio del efecto ingreso. En ambos casos la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo es lento especialmente en el primer periodo, pues únicamente 26% del ajuste se opera en el transcurso de un año mientras que en el segundo se opera aproximadamente 50% en el mismo lapso. Las pruebas de diagnóstico indican que no existe evidencia estadística de anormalidad, autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos de ambas regresiones, así como tampoco de errores de especificación aunque en la del primer periodo la prueba *Cusumq* señala la posibilidad de que exista cambio estructural en los años de 1972 y 1973.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

Un supuesto central para que se cumpla la ecuación [10] también llamada “ley de Thirlwall”, es que el efecto precios relativos sea insignificante en la determinación de las cantidades de bienes que se comercian internacionalmente. Ejercicios econométricos complementarios a los presentados anteriormente demuestran que la exclusión del tipo de cambio real de las funciones de exportaciones no petroleras e importaciones es trascendente en el periodo 1960-1982 en el sentido de que es posible aun sin éste, encontrar vectores de cointegración. Sin embargo, en el periodo 1983-1997 su inclusión es indispensable para obtener una ecuación cointegradora requiriéndose en el caso de las importaciones, también la variable de política comercial.⁵ Esto significa que mientras en el primer periodo los precios relativos y la política comercial no desempeñan un rol importante en los ajustes de largo plazo de la balanza comercial, en el segundo son fundamentales para entender su dinámica, si bien los reducidos valores de λ , η_x y η_m , todos menores a la unidad, implican que los ajustes se dan fundamentalmente por el lado del ingreso.

⁵ En el caso de las exportaciones no petroleras la exclusión del tipo de cambio real conduce a la obtención de una α_x de 1.267 muy cercana al 1.306 que se obtiene cuando dicha variable es incluida, mientras que en el caso de las importaciones se obtienen valores de α_m de 1.094 y 1.053, respectivamente.

Las bajas elasticidades precio encontradas son consistentes con la hipótesis de que sus valores no están asociados únicamente al tipo de bienes que se comercian, sino principalmente a las características de los mercados en donde se realiza el comercio. Así, aunque η_x de largo plazo registra un aumento significativo al pasar de 0.248 a 0.493 de un periodo a otro, reflejando el paso de una fase de exportación de bienes primarios a otra en que las exportaciones son básicamente manufacturas, su valor se mantiene muy por abajo de la unidad. Esto significa que la existencia de mercados internacionales oligopólicos en donde el elemento precio se vuelve secundario como factor de competitividad, determina que aun exportando manufacturas las cantidades respondan poco a las variaciones de precios relativos y sean cada vez más sensibles a los cambios del ingreso. Los valores de ε_x de largo plazo para cada uno de los periodos, 1.306 y 4.398, respectivamente, son ilustrativos en este sentido, mientras que la variación registrada permite sustentar avances importantes que sitúan a la economía mexicana en mejores condiciones estructurales para el crecimiento de largo plazo (véase cuadro 15).

CUADRO 15.

Elasticidades de las funciones de exportaciones no petroleras e importaciones

Periodo		η_x	η_m	ε_x	ε_m	λ
1960-1982	Largo plazo	0.248	- 0.576	1.306	1.053	NS
	Corto plazo	0.045	- 0.382	0.837	4.389	NS
1983-1997	Largo plazo	0.493	- 0.301	4.398	4.910	0.180
	Corto plazo	0.279	- 0.414	3.440	3.676	0.133

NS: significa que las variables no resultaron significativas en la regresión del periodo en el sentido de que su inclusión no permite encontrar un vector de cointegración.

En cuanto a las elasticidades de la función de importaciones, se observan condiciones similares a las de la función de exportaciones, no obstante, los cambios ocurridos tienden a empeorar la posición de largo plazo del sector externo. De esta manera, los bajos valores encontrados para η_m en ambos periodos son consistentes con el argumento de que los ajustes se dan preferentemente a través de cambios en el ingreso nacional, el cual tiende a contraerse cuando un déficit comercial se hace insostenible como un mecanismo de ajuste natural para eliminar el exceso de impor-

taciones. No es casual por ello que los años en que se registra superávit comercial estén asociados a períodos recesivos: de 1983 a 1988 se registra un superávit comercial de 1.23% del PIB asociado a una tasa de crecimiento de -0.09%; en 1995 se alcanza un superávit de 0.3% del PIB con una tasa de crecimiento de -6.5%. El resto de los años, con contadas excepciones, se observan déficit comerciales con tasas de crecimiento positivas.

Una baja elasticidad precio en la función de importaciones es indicador de una baja sustituibilidad entre los bienes producidos nacionalmente y los bienes importados, y denota una debilidad estructural, pues implica una demanda de importaciones rígida cuya contención requiere fundamentalmente ajustes en el nivel de ingreso. En el caso de México, la rigidez de la demanda por importaciones tiende a estar determinada cada vez menos por el sector de bienes de capital y cada vez más por el sector de bienes intermedios. Esto se observa con claridad analizando la experiencia reciente de 1995 en donde una devaluación del tipo de cambio real de alrededor de 41.6% y una contracción de la actividad económica interna de 6.5%, redujeron las importaciones totales sin incluir maquila 21.4%, las de consumo 43.9%, las de bienes de capital 34.7% y las de bienes intermedios únicamente 10.6%. Al reactivarse la economía en 1996 las importaciones totales aumentaron 27.4%, las de consumo 24.8%, las de bienes de capital 25.6% y las de bienes intermedios 28.4%. Si las cifras se consideran en términos de participación relativa resultan más ilustrativas: en 1994 los bienes de consumo representaban 16.2% de las importaciones totales, los bienes de capital 22.6% y los bienes intermedios 61.2%; en 1997, su contribución porcentual al total de las importaciones fue respectivamente 12.7, 20.6 y 66.7%. Esto significa que las importaciones de bienes intermedios que fueron las que menos se contrajeron como resultado del efecto conjunto de la devaluación y la recesión de 1995, son las que más rápido se recuperan una vez que se reinicia el crecimiento, aumentando significativamente su participación relativa. Esto evidencia un problema estructural que tiende a agudizarse y que es determinante de la declinación de ηm y la elevación de εm que se observa entre los períodos de 1960-1982 y 1983-1997.

El deterioro de la posición de largo plazo de la balanza comercial se manifiesta tanto en la caída de la elasticidad precio de la función de importaciones, como en el aumento significativo de la elasticidad ingreso que pasó de 1.053 en el periodo 1960-1982 a 4.91 en 1983-1997. Este incremento de 366.3% neutraliza con mucho las ventajas obtenidas con la elevación de la elasticidad ingreso de la demanda por exportaciones que aumentó 236.8% de un periodo a otro, y hacen que el efecto neto del cambio estructural del sector externo sea negativo. En consecuencia, para que la sólida posición ganada por el sector exportador se traduzca en una tasa de crecimiento mayor, sostenible a largo plazo, se requiere incidir por el lado de las importaciones con medidas que permitan reducir el elevado valor de ε_m , el cual presumiblemente está determinado por el sector de bienes intermedios.

Un hecho que llama la atención es la estimación de elasticidades ingreso tanto para exportaciones como para importaciones que son muy altas en relación con los valores teóricamente esperados. Sin embargo, como lo señala Dehesa (1989), este resultado puede estar asociado a que dicho coeficiente captura otras influencias como el grado de apertura de las economías socias hacia los bienes que exporta México, o en el caso de las importaciones, el grado de apertura de la economía mexicana con respecto a los bienes provenientes del exterior. En otras palabras, la conjunción de dos efectos, uno derivado de los cambios del ingreso y otro de la mayor apertura, determinan estimaciones de elasticidades muy por encima de la unidad. De esta manera, el alto valor de ε_x para el segundo periodo, se explica por la caída paulatina de muchas de las restricciones que Estados Unidos imponía a las exportaciones mexicanas a medida que ha avanzado el proceso de integración económica. De igual modo, el elevado valor de ε_m en el mismo periodo, se asocia al acelerado e intenso proceso de liberalización comercial operado en la economía mexicana. Si bien es de esperarse que los valores de ε_x y ε_m tiendan a estabilizarse hacia un valor más pequeño en los próximos años, los resultados aquí presentados son ilustrativos del sentido en que han sido afectados por las reformas estructurales.

De acuerdo con los valores obtenidos para las elasticidades de corto plazo, el efecto precios relativos sobre las exportaciones no petroleras se

ha incrementado de un periodo a otro, como ha ocurrido en el largo plazo, lo que quiere decir que el efecto producido por un aumento del tipo de cambio real durante el primer año, es mucho mayor hoy que antes de 1982. En el caso de la elasticidad precio de la función de importaciones, ésta aumenta ligeramente de un periodo a otro a diferencia de como se mueve el valor de largo plazo, aunque su valor continúa siendo muy inferior a la unidad. Por otra parte, en el periodo 1983-1997, se observa una tendencia a la declinación del efecto inicial a medida que se completan los ajustes, a diferencia del periodo 1960-1982 en donde opera un efecto multiplicador que expande el efecto inicial con el paso de los años. Los bajos valores de η_x y η_m que en ambos periodos suman menos que la unidad implicando el incumplimiento de la condición Marshall-Lerner, ponen en entredicho la capacidad de la política cambiaria para corregir los desequilibrios externos, y significan que la devaluación del tipo de cambio real ha sido en los periodos analizados una medida recesiva.

En cuanto a las elasticidades ingreso de corto plazo, se observa que ε_x crece y ε_m decrece de un periodo a otro, siendo el valor de ε_x cercano al de largo plazo en el periodo 1960-1982, mientras que el de ε_m supera con mucho al de largo plazo en el mismo periodo. Esto significa que en el caso de las exportaciones, prácticamente todo el ajuste a las variaciones del ingreso externo se realiza durante el primer año, mientras que en el caso de las importaciones hay un sobreajuste inicial durante el primer año de alrededor de 4.39% suponiendo que el ingreso nacional varía 1%, que luego cede terreno hasta quedar en 1.05% una vez que todos los ajustes se han realizado. De 1983 a 1997 se observa un comportamiento distinto que se acerca más a lo que se podría considerar un comportamiento normal, es decir, valores de corto plazo inferiores a los de largo plazo que implican un efecto multiplicador en respuesta al ajuste inicial. En ambos periodos, el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo es muy rápido para las exportaciones no petroleras y lento para las importaciones, lo cual se refleja en los coeficientes del MCE de las ecuaciones dinámicas.

La estimación de y_b , la tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos de la economía mexicana, se realizó de acuerdo con las ecuaciones

[8] y [9] según el periodo considerado, 1960-1982 o 1983-1997, pues el ejercicio de cointegración demostró la importancia de incluir la variable de política comercial en el ajuste de largo plazo de la función de importaciones del segundo periodo. De acuerdo con los resultados obtenidos, y_b fluctúa alrededor de 5 de 1960 a 1973, cerca de 4 de 1968 a 1981 y alcanza su nivel más bajo de 1972 a 1982 con 2.04 reflejando la desaceleración de la economía estadunidense, la devaluación de 1982 y el auge petrolero que contrajo las exportaciones no petroleras y que en conjunto deterioraron las condiciones de crecimiento de largo plazo, pero que fueron compensadas temporalmente por la expansión acelerada de las exportaciones petroleras y el acceso a abundante deuda externa. En promedio, de 1960 a 1982, se registra una tasa y_b de 3.6 por abajo del 6.3 de la tasa de crecimiento observada, tendencia que se repite en todos los subperiodos considerados en este lapso, lo cual significa que la economía mexicana violó la restricción de balanza de pagos aumentando significativamente su deuda con el exterior (véase cuadro 16).

La tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos es una tendencia promedio alrededor de la cual fluctúa en el largo plazo la tasa de crecimiento real de una economía con la implicación de que si en un periodo se crece por encima de ella en otro se tendrá que crecer necesariamente por abajo. Dicho de otra manera, si una economía crece por encima de la tasa y_b , la única manera de lograrlo es endeudándose con el exterior, de tal suerte que cuando dichos préstamos deben pagarse la economía tendrá que crecer forzosamente por abajo de dicha tasa. En consecuencia, el crecimiento por encima de este límite de 1960 a 1982 se ha traducido en una caída de la tasa de crecimiento real por abajo de y_b en el periodo 1983-1997, 2.0 contra 2.2, tendencia que adquiere fuerza después de 1985, año en que se inicia el proceso de apertura comercial.

La caída de y_b de un periodo a otro al pasar de 3.6 a 2.2 permite sustentar la hipótesis de que las condiciones de crecimiento de largo plazo de la economía mexicana se han deteriorado después de 1982. En otras palabras, la tasa de crecimiento sostenible a largo plazo ha declinado, por lo que el sector externo con todo y el gran empuje de las exportaciones manufactureras que ha permitido alcanzar una α de 4.398 en el segundo periodo, se ha vuelto más restrictivo.

Cuadro 16
Tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos 1960-1997

	η_x	η_m	η_{TC}	λ	ac	ϵ_x	ϵ_m	y^*	y_b	y
1960-1970	0.248	-0.576	-1.164	ne	ne	1.306	1.053	3.582	4.637	6.455
1961-1971	0.248	-0.576	-1.508	ne	ne	1.306	1.053	3.813	4.981	6.398
1962-1972	0.248	-0.576	-0.908	ne	ne	1.306	1.053	3.841	4.916	6.776
1963-1973	0.248	-0.576	-0.779	ne	ne	1.306	1.053	3.968	5.052	6.807
1964-1974	0.248	-0.576	-0.804	ne	ne	1.306	1.053	3.336	4.272	6.293
1965-1975	0.248	-0.576	-0.608	ne	ne	1.306	1.053	2.577	3.298	6.252
1966-1976	0.248	-0.576	-0.359	ne	ne	1.306	1.053	2.686	3.391	6.083
1967-1977	0.248	-0.576	2.135	ne	ne	1.306	1.053	3.137	3.534	5.833
1968-1978	0.248	-0.576	0.397	ne	ne	1.306	1.053	3.271	3.991	5.788
1969-1979	0.248	-0.576	-0.591	ne	ne	1.306	1.053	3.093	3.935	6.413
1970-1980	0.248	-0.576	-1.099	ne	ne	1.306	1.053	3.056	3.974	6.683
1971-1981	0.248	-0.576	-1.729	ne	ne	1.306	1.053	2.877	3.857	7.187
1972-1982	0.248	-0.576	2.773	ne	ne	1.306	1.053	2.017	2.038	6.276
1960-1982	0.248	-0.576	0.450	ne	ne	1.306	1.053	2.955	3.590	6.330
1983-1993	0.493	-0.301	-7.066	0.180	25.610	4.398	4.910	2.900	1.955	2.013
1984-1994	0.493	-0.301	-4.176	0.180	17.870	4.398	4.910	2.701	1.939	2.002
1985-1995	0.493	-0.301	-1.494	0.180	3.192	4.398	4.910	2.792	2.447	1.058
1986-1996	0.493	-0.301	-3.093	0.180	2.257	4.398	4.910	2.892	2.637	1.951
1987-1997	0.493	-0.301	-3.830	0.180	2.116	4.398	4.910	2.979	2.751	2.407
1983-1997	0.493	-0.301	-0.041	0.180	17.877	4.398	4.910	3.200	2.213	2.013

El símbolo $\hat{\cdot}$ indica que se trata de una tasa de crecimiento; TCR es el tipo de cambio real e "y" el PIB realmente observado. Las letras en se utilizan para indicar que no fueron estimados.

La explicación de este hecho debe buscarse en los cambios de ε_m que ha crecido considerablemente hasta llegar a 4.91, impidiendo que el sector exportador se convierta en una máquina de crecimiento. En consecuencia, cualquier esfuerzo para acelerar la tasa de crecimiento sostenible de la economía mexicana deberá incluir medidas para reducir el alto valor de este parámetro.

CONSIDERACIONES FINALES

La posición del sector externo de la economía mexicana ha cambiado profundamente. Varios hechos son determinantes de este cambio: la mayor apertura de la economía como resultado de la liberalización comercial y financiera; el abandono de la estrategia de crecimiento basada en la sustitución de importaciones y en el manejo de la demanda interna, y la adopción de una nueva estrategia basada en el dinamismo exportador y en el mantenimiento del equilibrio fiscal. Dos resultados sobresalen como consecuencia de estas medidas: una extraordinaria expansión de las exportaciones manufactureras y un auge de importaciones de bienes intermedios sin precedente, que han determinado un aumento significativo de las elasticidades ingreso de las respectivas funciones de exportaciones e importaciones. De acuerdo con los resultados de esta investigación, la segunda ha crecido en una proporción mayor a la primera si se comparan los períodos 1983-1997 y 1960-1982, determinando una disminución de la tasa de crecimiento compatible con el equilibrio comercial. Así, aunque la actual estrategia de desarrollo ha tenido éxitos incuestionables en la conformación de un sólido sector exportador de manufacturas con gran capacidad de penetración en los mercados internacionales, las ganancias que por este hecho pudieran derivarse en términos de crecimiento han sido contrarrestadas por el deterioro observado en otras áreas de la estructura productiva. Más específicamente, la desarticulación productiva entre el sector exportador y el sector interno productor de bienes intermedios que se manifiesta en una elevada elasticidad-ingreso de la demanda por importaciones, ha impedido que el actual patrón de especialización conduzca una tasa de crecimiento más alta.

BIBLIOGRAFÍA

- Casar, J. Y., G. Rodríguez, y J. Ros, "Ahorro y balanza de pagos: un análisis de las restricciones al crecimiento económico en México", en *Economía Mexicana*, núm. 7, 1985, Departamento de Economía, CIDE, pp. 21-33.
- Dehesa, M., *Comercio exterior y deuda externa*, mimeo, 1984.
- , "El patrón de especialización de las exportaciones de manufacturas mexicanas", en *México-Estados Unidos. La interacción macroeconómica*, CIDE, 1989.
- Engle and Granger, "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", en *Econométrica*, núm. 55, marzo, 1987.
- Fuji, G. y E. Loría, "El sector externo y las restricciones al crecimiento económico de México", en *Comercio Exterior*, vol. 46, núm. 2, febrero, 1996, pp. 120-127.
- Grossman, G. M. y E. Helpman, "Trade, innovation and growth", en *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 80, núm. 2, may, 1990, pp. 86-91.
- Loría, E., "Las nuevas restricciones al crecimiento económico de México", en *Investigación Económica*, núm. 212, abril-junio, 1995, pp. 51-85.
- , "Efectos de la apertura comercial sobre el empleo y la balanza comercial de la manufactura mexicana, 1980-1996", ponencia presentada en el Seminario Internacional sobre Integración Económica Regional, Madrid, España, 28 y 29 de mayo, 1997.
- Maddala, G. S., *Introducción a la econometría*, Prentice-Hall Hispanoamericana, segunda edición, 1996.
- McCombie, J. S. L., "Economic growth, trade interlinkages, and the balance of payments constraint", en *Journal of PostKeynesian Economics*, vol. 15, núm. 4, summer, 1993, pp. 471-505.
- Myrdal, G., "Development and underdevelopment", en *National Bank of Egypt Fiftieth Anniversary Lectures*, El Cairo, National Bank of Egypt, 1956.

- Prebisch, R., "The economic development of Latin América and its principal problems", en *Economic Bulletin for Latin América*, CEPAL, 1950.
- Ros, J., "Crecimiento económico, comercio internacional y el patrón de especialización", en *Estudios Económicos*, vol. 2, núm. 1, enero-junio, 1987, pp. 113-132
- , 1995, "Dynamic effects of trade liberalization and currency overvaluation under conditions of increasing returns", en *Memo*, Okonomisk Institut, University of Aarhus, 1995-8.
- Shiller, R. J. y P. Perrón, "Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation", en *Economics Letters*, núm. 18, 1985.
- Thirlwall, A. P., "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences", en *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, núm. 32, 1979, pp.45-53.
- Villarreal, R., *Industrialización, Deuda y Desequilibrio Externo en México*, Fondo de Cultura Económica, 1988.
- Ziesemer, T., "Growth with imported capital goods, limited export demand and forign debt", en *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, núm. 1, winter, 1995, pp.31-53.