# Determinantes del crecimiento económico en México, 1929-2003: una perspectiva poskeynesiana

CARLOS GUERRERO DE LIZARDI\*

## Introducción

Para analizar el crecimiento económico los modelos neoclásicos de primera (Solow, 1956) y segunda generación (Romer, 1990) enfatizan los determinantes del lado de la oferta. En contraste, la macrodinámica poskeynesiana explora, naturalmente, el comportamiento de la demanda agregada (Setterfield, 2001). Específicamente, las variables clave para entender la evolución económica de un país son, básicamente, el ingreso del resto del mundo, las elasticidades ingreso y precio de las exportaciones e importaciones, los términos de intercambio o tipo de cambio real y los flujos netos de capital (Davidson, 1990-1991; Thirlwall y Hussain, 1982).

Nuestro propósito es analizar, empíricamente, el crecimiento económico en México durante el período 1929-2003 –y subperíodos seleccionados–, con

Manuscrito recibido en mayo de 2004; aceptado en abril de 2005.

<sup>\*</sup>Tecnológico de Monterrey, Campus Cd. de México < carlos guerrero de lizardi@itesm.mx>. El autor agradece el apoyo de la Catedra Estudios de México, así como los comentarios de los dictaminadores, los cuales mejoraron en forma y contenido el presente trabajo.

base al conjunto de variables anteriormente señaladas. Nuestro interés no sólo es encontrar evidencia favorable hacia la perspectiva poskeynesiana sino valorar, parcialmente, el desempeño macroeconómico alcanzado en cada uno de los modelos de desarrollo instrumentados en la historia reciente de nuestro país, y explorar algunas de las características relevantes del modelo de desarrollo vigente. En este sentido, el enfoque propuesto resulta actual y relevante puesto que es aplicable a economías que, como la mexicana, transitaron de esquemas de funcionamiento cerrado a abierto.

A continuación se presenta el marco teórico general y la metodología econométrica. Posteriormente se utiliza la prueba de Johansen como medio para establecer si las variables en juego mantienen una relación de equilibrio de largo plazo según una primera especificación reducida (Thirlwall, 1979) y una segunda propia —que corrige la propuesta por Atesoglu (1997)—. El trabajo cierra con las conclusiones y un anexo estadístico.

Adelantando algunos resultados es de destacar, en primer lugar, que el crecimiento económico observado a lo largo del período estudiado y de distintos subperíodos es repetidamente menor al crecimiento económico consistente con una cuenta corriente equilibrada. Este hallazgo representa un "hecho estilizado" de la economía mexicana, y refleja debilidades estructurales que se expresan en una mezcla inconveniente de valores de las elasticidades ingreso y precio de las exportaciones e importaciones. En segundo lugar, que en México se cumple la condición Marshall-Lerner; así las cosas, según nuestra segunda especificación econométrica, el efecto del tipo de cambio real sobre el nivel de actividad productiva es definitivamente positivo. En contraste, investigaciones originadas en el Banco de México (Garcés, 2002, 2003) sostienen que la suma de las elasticidades precio es, en valor absoluto, menor a la unidad, por lo que el efecto de una depreciación real del peso frente al dólar es contractiva. En tercer lugar, que a partir de 1996 existe una codependencia en la evolución del producto interno bruto (PIB) y de los flujos netos de capital.

# Marco teórico general y metodología econométrica

El modelo de Thirlwall (1979) y Thirlwall y Hussain (1982) puede resumirse mediante un sistema de ecuaciones que representa una economía de dos bienes, pequeña y abierta (Moreno-Brid y Pérez, 1999).

La ecuación [1] denota la identidad básica de la balanza de pagos:

$$P_dX + EK_f = P_fEM$$
 [1]

Donde:

 $P_d$  = precio de los bienes y servicios domésticos exportados en pesos.

X = cantidad de exportaciones.

E = tipo de cambio en pesos por dólar.

 $K_f$  = flujos netos de capital en dólares.

 $P_{\ell}$  = precio de las importaciones en dólares.

M = cantidad de importaciones.

Si  $K_f > 0$  el país en cuestión recibe capital del exterior y viceversa. Es útil definir la participación de las exportaciones en los ingresos totales como:

$$\theta = P_d X / (P_d X + E K_f)$$
 [2]

Consecuentemente, la participación de los flujos netos de capital en los ingresos totales es:

$$(1 - \theta) = EK_f / (P_d X + EK_f)$$
 [3]

Las expresiones [2] y [3] miden la proporción de la cuenta que resulta de las importaciones financiadas por las exportaciones y los flujos netos de capital, respectivamente. Por cierto, teóricamente el valor de  $(1 - \theta)$  puede ser positivo, cero o negativo.

La formulación dinámica de la ecuación [1] es:

$$\theta(p_d + x) + (1 - \theta)(k_f + e) = p_f + e + m$$
 [4]

Las letras minúsculas representan las tasas de crecimiento de las variables. Las expresiones [5] y [6] simbolizan las funciones convencionales de demanda de las exportaciones e importaciones:

$$X = (P_d/P_t E)^{\eta}(W^{\pi})$$
 [5]

Donde:

 $\eta$  = elasticidad precio de las exportaciones ( $\eta$ <0).

W = producto del resto del mundo.

 $\pi$  = elasticidad ingreso de las exportaciones ( $\pi$ >0).

$$\mathbf{M} = (\mathbf{P}_t \mathbf{E} / \mathbf{P}_d)^{\phi} (\mathbf{Y}^{\xi})$$
 [6]

Donde:

 $\phi$  = elasticidad precio de las importaciones ( $\phi$ <0).

Y = ingreso doméstico.

 $\xi$  = elasticidad ingreso de las importaciones ( $\xi$ >0).

Cabe recordar que las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones reflejan aspectos de la competencia no ligados al precio (McCombie y Thirlwall, 1994, p. 265; Bairam y Dempster, 1991, p. 1720).

Las ecuaciones dinámicas de demanda de las exportaciones e importaciones son:

$$x = \eta(p_d - p_f - e) + \pi w$$
 [7]

$$\mathbf{m} = \phi(\mathbf{p}_f + \mathbf{e} - \mathbf{p}_d) + \xi \mathbf{y}$$
 [8]

Si resolvemos el sistema de ecuaciones para la tasa de crecimiento económico obtenemos:

$$y = [\theta \pi w + (1 - \theta)(k_f + e - p_d) + (\theta \eta + \phi + 1)(p_d - p_f - e)]/\xi$$
 [9]

Resulta correcto afirmar que la ecuación [9] especifica la tasa de crecimiento económico como una función lineal de:

- 1) La tasa de crecimiento del producto del resto del mundo (w).
- 2) La tasa de crecimiento de los flujos netos de capital en pesos constantes  $(k_f + e p_a)$ .
- 3) La evolución de los términos de intercambio  $(p_d p_f e)$ .
- 4) La elasticidad ingreso de las importaciones ( $\xi$ ).

En la expresión [9] las ponderaciones vienen dadas por:

- 1) La participación de las exportaciones y las corrientes netas de capital en los ingresos totales  $(\theta, 1 \theta)$ .
- 2) Las elasticidades ingreso y precio de las exportaciones  $(\pi, \eta)$ .
- 3) La elasticidad precio de las importaciones (\$\phi\$).

A propósito, el planteamiento teórico no distingue entre los precios internos y los precios de las exportaciones por lo que el recíproco de los términos de intercambio se equipara al tipo de cambio real. Asimismo, el modelo teórico general modifica convenientemente el orden de los precios internos y externos, y del tipo de cambio nominal, para definir con el mismo signo –negativo– a las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones  $(\eta < 0, \phi < 0)$ .

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> El tipo de cambio real (TCR) se define usualmente como TCR =  $E*(P_f/P_d)$ . Así por ejemplo, E y  $P_d$  se ponderan de acuerdo al peso relativo de los distintos socios comerciales de México en su comercio exterior. Cuando el tipo de cambio real sube, por ejemplo, para E dado, la producción nacional gana competitividad, ya que el precio de nuestros bienes expresado en dólares se reduce comparativamente al precio de los bienes externos. Nuestras exportaciones se hacen relativamente más baratas en el mercado mundial, mientras las importaciones que adquirimos se encarecen relativamente en el mercado interno.

La expresión [9] se puede reducir si suponemos que los términos de intercambio permanecen constantes ( $p_d - p_f - e = 0$ ):

$$y_{k} = [\theta \pi w + (1 - \theta)(k_{f} + e - p_{d})]/\xi$$
 [10]

Bajo el supuesto de una cuenta corriente equilibrada ( $\theta = 1$ ), la ecuación [10] se reescribe así:

$$y_{L} = \pi w / \xi$$
 [11]

De acuerdo a la expresión [11], la tasa de crecimiento de equilibrio está determinada por tres variables: las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones y la tasa de crecimiento del resto del mundo (Davidson, 1990-1991). Entonces, dadas las elasticidades ingreso del sector externo, un mayor crecimiento de la economía mundial permitiría alcanzar una superior tasa de crecimiento del producto sin poner en riesgo el equilibrio de la cuenta corriente, o asumiendo como dato el crecimiento económico del resto del mundo, un incremento de la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones permitiría alcanzar una mayor tasa de crecimiento del producto de largo plazo.

Las implicaciones de la ecuación [11] en términos de política económica son claras: "en una economía abierta se trata de manipular las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones. Una política económica exitosa es aquella que incrementa el valor de  $\pi$  o reduce el valor de  $\xi$ , relajando así la restricción ligada a la balanza de pagos para, ulteriormente, aumentar la tasa de crecimiento económico" (Bairam y Dempster, 1991, p. 1720).

La formulación estocástica de la expresión [11] es:

$$y_{ht} = \alpha w_t + u_t$$
 [12]

En la ecuación [12]  $\alpha$  representa la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones ( $\alpha = \pi/\xi$ ), y u, son las perturbaciones aleatorias —las cuales presentan las propiedades estadísticas adecuadas—. Se espera que el valor de  $\alpha$  sea positivo, ya que, por definición, las elasticidades

ingreso de las exportaciones e importaciones son positivas. Ahora bien, si  $\alpha$  fuese igual a uno implicaría que las tasas de crecimiento de largo plazo de la economía en estudio y del resto del mundo serían similares  $(y_b=w)$ , y si  $\alpha$  fuese menor que uno el desempeño de la economía en cuestión estaría por debajo de la evolución económica del resto del mundo  $(y_b < w)$ . El caso deseable para cualquier economía es, entonces, que  $\alpha$  se aleje lo más posible de uno —en sentido ascendente—. Claro que la variable que determina la proporción entre el crecimiento económico del país en estudio  $(y_b)$  y del resto del mundo (w), es la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones  $(\alpha)$ .

La estimación econométrica de la expresión [12] requiere seleccionar una variable que refleje la dinámica económica del resto del mundo (w). En este sentido, nos pareció adecuado utilizar al producto interno bruto de Estados Unidos como su variable proxy. La especificación general del modelo de vectores autorregresivos (VAR) que se desprende de la ecuación [12] es:

$$Log(Y_{Mex,i-i}) = \chi_0 + \sum \chi_1 Log(Y_{EEUU,i-i}) + \sum \chi_2 Log(Y_{Mex,i-i}) + u_{1,i}$$
 [13]

$$Log(Y_{EEUU,t}) = \gamma_0 + \sum \gamma_1 Log(Y_{Mex,t-i}) + \sum \gamma_2 Log(Y_{EEUU,t-i}) + u_{2,t}$$
[14]

Donde Y representa el nivel de las variables y Log a su logaritmo natural; la longitud de las sumatorias depende de las pruebas de diagnóstico e incorrecta especificación y de los criterios de información. La forma funcional doble logarítmica seleccionada es útil en la medida que los coeficientes representan las elasticidades de las variables. A continuación contrastamos empíricamente el modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos mediante la estimación de algunos modelos VAR con cointegración.<sup>2</sup>

A propósito, recientemente encontramos estudios que analizan conjuntamente a las economías estadounidense y mexicana. Entre otros, De León (2004) y Castillo et al. (2004) utilizaron ecuaciones estocásticas para analizar su interdependencia. En ambos ejemplos la variable dependiente es el logaritmo del PIB mexicano y la variable explicativa es el logaritmo del PIB de nuestro vecino país del norte. Una lectura inmediata interpreta a los parámetros estimados como elasticidades de las variables en juego –y así lo hacen los propios autores—. En contraste, creemos que la construcción de la ecuación [12] aporta fundamentos teóricos para la correcta interpretación del parámetro en cuestión.

## Análisis empírico con base a la ecuación [12]

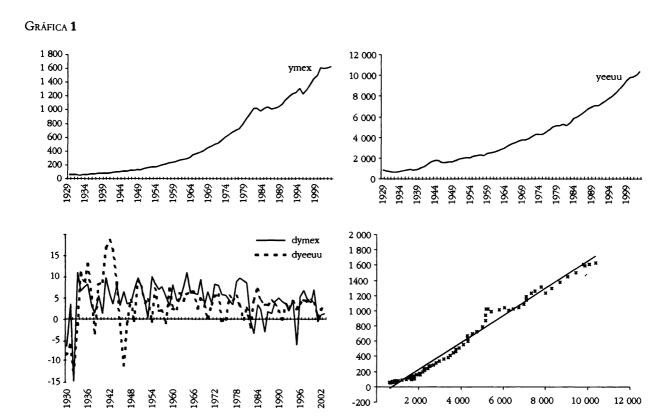
Es conveniente iniciar con la presentación gráfica del comportamiento del PIB de México (en miles de millones de pesos a precios de 1993) y de Estados Unidos (en miles de millones de dólares encadenados del 2000), así como de sus tasas de crecimiento (dymex y dyeeuu) y su gráfica de dispersión.

Respecto a la gráfica 1 queremos comentar lo siguiente:

- 1) Las marcadas tendencias ascendentes de ambas economías. Por ejemplo, entre 1929 y 2003 las tasas de crecimiento medias anuales de Estados Unidos y México fueron de 3.42 y 4.47%, respectivamente. Cabe matizar que, si bien a lo largo del período se aprecia una mayor pendiente de la recta de México respecto a la estadounidense, en los últimos años las cosas se presentan al revés.
- 2) La volatilidad macroeconómica estadounidense durante los años treinta y cuarenta, y mexicana durante las décadas de los treinta, ochenta y noventa.
- 3) La asociación positiva entre ambos productos. Más aún, la gráfica de dispersión sugiere claramente una relación lineal y relativamente estable entre las variables de interés.

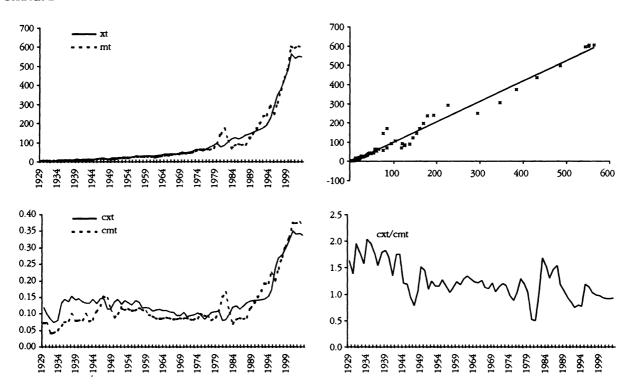
En la gráfica 2 observamos el comportamiento de las exportaciones e importaciones totales mexicanas en miles de millones de pesos a precios de 1993, su gráfica cruzada, sus participaciones en el PIB (cxt y cmt, respectivamente) y la relación entre estos dos coeficientes en tantos por uno.

En la gráfica 2 destacan –entre otras cosas— la explosión y contracción de las importaciones totales durante la primera parte de la década de los ochenta, el acelerado crecimiento de las exportaciones e importaciones totales en las últimas dos décadas del período analizado –tanto en niveles como respecto al producto— y la retroalimentación entre ambas variables. Pero lo que más interesa subrayar es la evolución del cociente de las exportaciones e importaciones, volátil durante los treinta y cuarenta, relativamente estable de los años cincuenta a finales de los setenta, su salto hasta llegar a 1.69 en 1983, y su posterior disminución hasta ubicarse por debajo de uno en los últimos seis años del período analizado (1998-2003). Es correcto interpretar esto último como una expresión más de la permanencia de la restricción externa al crecimiento que padece nuestro país –que ya fue apuntada por



Fuentes: elaboración propia con base en datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y de la Oficina de Análisis Económico de Estados Unidos.

Gráfica 2



Fuentes: elaboración propia con base en datos del Banco de México y del INEGI.

otros autores, entre otros, Guerrero (2003), Loría (2001), Moreno-Brid (2003, 2000, 1999, 1998), López y Cruz (2000) y Loría y Fujii (1997).

Como paso previo a la estimación de los modelos VAR con cointegración revisamos el orden de integración de las variables en juego. El estado actual de la literatura alerta sobre la distorsión derivada del tamaño muestral y el reducido poder de las pruebas Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron (Maddala y Kim, 2002, capítulo 4). En este sentido aplicamos sus correcciones, las pruebas DF-GLS de Elliott, Rothenberg y Stock (1996) y Perron-Ng (1996). El cuadro 1 indica que el orden de integración del PIB de Estados Unidos y México es —en ambos casos— uno [I=(1)], lo que desde un punto de vista macroeconómico tiene sentido, y robustece —al tratarse de un modelo VAR balanceado— los resultados del procedimiento de Johansen (1995).

CUADRO 1

Pruebas de raíces unitarias

PIB de Estados Unidos y México, 1929-2003

País	Variable	DF-GL\$	MZα	$MZ_t$	MSB
Estados Unidos	Log(y)	0.691	1.134	1.037	61.009
Estados Unidos	D(Log(y))	-2.461**	-10.110**	** -2.216** 0.21	
México	Log(y)	0.577	0.921	0.846	0.919
Mexico	D(Log(y))	-1.460***	-4.858***	-1.544***	0.317***

Notas: \*, \*\*\* y \*\*\* indican niveles de significancia de 10, 5 y 1%, respectivamente. El número de rezagos según el criterio de información de Schwartz; se incluyó un intercepto.

Para explorar empíricamente la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las economías mexicana y norteamericana estimamos algunos modelos VAR con cointegración. Siguiendo los requisitos de la econometría moderna (Hendry, 1995; Spanos, 1986) se verificó su congruencia estadística mediante una prueba de autocorrelación serial (LM), la prueba de normalidad de Jarque-Bera con la corrección multivariante propuesta por Urzúa (1997), dos pruebas de heteroscedasticidad White (con/sin intercepto).

Además, evaluamos sus propiedades dinámicas o carácter no explosivo mediante la revisión de la matriz de largo plazo (Patterson, 2000, capítulo 14, inciso 2). Como los resultados del procedimiento de Johansen son sensibles a la longitud del VAR, consideramos cinco criterios (el estadístico LR, el error final de predicción del modelo, Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn) y los resultados de las pruebas de diagnóstico e incorrecta especificación al momento de determinar el número de rezagos.<sup>3</sup> En el cuadro 2 reportamos los resultados sobre el primer modelo VAR estimado.

Cuadro 2

Prueba de Johansen:
vectores de cointegración normalizados

Log(Y<sub>Mex</sub>) y Log(Y<sub>FERI</sub>), 1929-2003

8(-111cy)8(-11100)		
Número de rezagos	$\alpha = \pi/\xi$	
2	1.505	
3	1.498	
4	1.501	
5	1.525	

Notas: las pruebas de la traza y del valor propio máximo indicaron la existencia de cointegración entre las variables en todos los casos reportados.

Según los criterios de información el número de rezagos óptimo es dos, pero sólo hasta que incluimos cinco retardos generamos un modelo VAR congruente estadísticamente hablando. Es conveniente señalar que, el hecho de que hayamos encontrado cointegración entre las variables en juego bajo distintas longitudes del modelo VAR estimado fortalece, precisamente, la conclusión respecto a su movimiento conjunto en el largo plazo.

Respecto a la interpretación de la información contenida en el cuadro 2 queremos subrayar dos cuestiones. En primer lugar, apuntar que en la ecuación de cointegración no incluimos una constante. Al respecto podemos apuntar que, según la prueba de cointegración, esto no fue necesario. En segundo

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> El conjunto de reportes estadísticos está disponible con el autor.

lugar, señalar que los valores de la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones de la economía mexicana –las  $\alpha$  –sirven para calcular las tasas de crecimiento económico compatibles con un saldo cero de la cuenta corriente. Haciendo un esfuerzo por resumir siete décadas del transcurrir económico nacional, diríamos que el crecimiento medio anual del producto observado (y=4.47%) fue ligeramente menor que la cifra que se desprende del modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos (y<sub>b</sub>=5.21%), esto es, de la cifra que se obtiene de multiplicar la tasa media anual de crecimiento económico de Estados Unidos (3.42%) por la relación entre las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones de la economía mexicana (1.525). Creemos entonces que los resultados del modelo estimado aproximan adecuadamente la tasa de crecimiento observada.

Por otro lado, según la prueba estadística correspondiente (Johansen, 1992), la economía de Estados Unidos no resultó exógenamente débil respecto a la mexicana, lo cual es ciertamente inesperado. En este sentido, en lo que concierne a nuestro modelo VAR propuesto con sólo dos variables —que, evidentemente, implica la marginalización de muchas otras variables asociadas a una u otra economía—, la prueba estadística implica el tratamiento de ambas economías como endógenas, o lo que es lo mismo, como parte de un sistema. Dicho llanamente, el resultado de la prueba estadística sugiere una retroalimentación —o causalidad de ida y vuelta— entre las variables estudiadas.

La pregunta acerca de la permanencia a lo largo del período analizado de la relación de cointegración entre las variables en juego es relevante (Maddala y Kim, 2002, capítulo 13). En el caso que nos ocupa necesariamente el rango de la matriz  $\Pi$  del procedimiento de Johansen tendría que mantenerse en uno (r=1). Para explorar este aspecto seleccionamos algunos subperíodos sugeridos por Cárdenas (2003), Lustig (2001), Villarreal (2000) y Maddison (1995). En el cuadro 3 reportamos los resultados de los modelos VAR con cointegración, estimados para los subperíodos seleccionados.

CUADRO 3

Prueba de Johansen:
vectores de cointegración normalizados

Log(Y<sub>Mex</sub>) y Log(Y<sub>FERI</sub>) subperíodos seleccionados

Años	Periodicidad	Observaciones	$\alpha = \pi/\xi$
1939-1970	Anual	32	1.514
1950-1971	Anual	22	1.665
1950-1973	Anual	24	1.684
1986.1-2003.4	Trimestral	72	0.985
1996.1-2003.4	Trimestral	32	1.094

Notas: las pruebas de la traza y del valor propio máximo indicaron la existencia de cointegración entre las variables en todos los casos reportados.

El subperíodo 1939-1970 corresponde a lo que Villarreal (2000) califica estrictamente como "el modelo de sustitución de importaciones". Para Cárdenas (2003), entre 1950 y 1971 la economía mexicana "creció sanamente" (1950-1962) y "aceleradamente con debilidad estructural" (1963-1971). Durante los años ochenta, México padeció la crisis internacional de la deuda (1982-1983) y la caída del precio internacional del petróleo (1986), e inició la sustitución de su modelo de desarrollo. Bajo la nueva estrategia económica, "la tendencia ha sido a que el mercado reemplace a la regulación, la propiedad privada a la pública, y la competencia exterior de bienes e inversiones sustituya a la protección" (Lustig, 2001, p. 85). En este sentido, dividimos las últimas dos décadas de la siguiente manera. En primer lugar el subperíodo 1986-2003 - que incluye, destacadamente, la entrada de México al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) – y el último subperíodo 1996-2003, que recoge los efectos de la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) y los ajustes estructurales y funcionales de la economía mexicana posteriores a la crisis financiera de 1995. Adicionalmente, incluimos el subperíodo 1950-1973, calificado por Maddison (1995) como la "época dorada de la prosperidad" de los últimos 150 años de la historia económica mundial, con la intención de recordar que el desempeño económico de un país no es ajeno a lo que pasa en el resto del mundo.

Los valores estimados del ratio de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones por subperíodos revelan algunas cuestiones. En primer lugar, su relativa estabilidad durante los cinco subperíodos analizados. En segundo lugar, el valor máximo, en más de siete décadas, alcanzado durante la "época dorada de la prosperidad", que implica que nuestro país aprovechó como nunca antes y hasta el momento la dinámica económica mundial. Por último es de subrayar que, por el valor unitario del parámetro estimado, una característica del nuevo modelo de desarrollo es que nuestro ritmo de crecimiento económico se aproxime mucho más al de Estados Unidos.

Aunque el modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos es un planteamiento diseñado originalmente bajo una perspectiva de largo plazo, las estimaciones del parámetro de interés sirven para aproximar la evolución económica por subperíodos (cuadro 4).

Cuadro 4

Tasa de crecimiento media anual observada
y restringida por la balanza de pagos

Subperíodo	$\mathcal{Y}_{\scriptscriptstyle  ext{\tiny EEUU}}$	Y <sub>Mércia</sub>	$\alpha = \pi/\xi$	Y <sub>b,México</sub>	y <sub>México</sub> — y <sub>b,México</sub>
1939-1970	4.55%	6.05%	1.514	6.88%	-0.83%
1950-1971	3.81%	6.17%	1.665	6.35%	-0.18%
1950-1973	3.96%	6.33%	1.684	6.67%	-0.34%
1986-2003	3.03%	2.86%	0.985	2.98%	-0.12%
1996-2003	3.22%	3.38%	1.094	3.52%	-0.14%

Fuentes: elaboración propia con base en INEGI, la Oficina de Análisis Económico de Estados Unidos y el cuadro 3.

Más allá de los valores puntuales de las estimaciones de las relaciones de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones, aparece como un "hecho estilizado", esto es, como una regularidad empírica, un signo negativo al momento de restar a las tasas de crecimiento observadas las calculadas según nuestro modelo. Esto significa que la economía mexicana ha crecido, en general y en promedio, ligeramente por debajo de la tasa asociada al saldo cero en cuenta corriente.

Mediante la estimación de un modelo VAR con cointegración, Moreno-Brid (1999, 1998) aplicó la Ley de Thirlwall a la economía mexicana para la segunda mitad del siglo veinte.<sup>4</sup> Formalmente, la ecuación estocástica empleada fue:

$$Log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 Log(XT_i) + u_i$$
 [15]

En la expresión [15], las variables en juego son el logaritmo del PIB y de las exportaciones totales,  $\beta_0$  representa al intercepto,  $\beta_1 = 1/\xi$ , esto es,  $\beta_1$  es el recíproco de la elasticidad ingreso de las importaciones, y u, simboliza a la perturbación aleatoria. Así las cosas, combinando nuestros resultados fue posible calcular la elasticidad ingreso de las exportaciones (cuadro 5).

Cuadro 5
Elasticidades ingreso de las importaciones, exportaciones y su ratio

	ξ	$\alpha = \pi/\xi$	π
1950-1981	1.044	1.710	1.785
1982-1996 <sup>5</sup>	2.475	0.900	2.228

Fuente: elaboración propia con base en Moreno-Brid (1999, 1998) y los cuadros 3 y 4.

En el cuadro 5 calculamos las elasticidades ingreso de las exportaciones ( $\pi$ ) multiplicando las elasticidades ingreso de las importaciones ( $\xi$ ) obtenidas por Moreno-Brid (1999, 1998) por las relaciones de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones estimadas por nosotros ( $\alpha$ ). Así por ejemplo, entre 1950 y 1981 la elasticidad ingreso de las importaciones ascendió a 1.044 y la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones fue de 1.710, por lo que la elasticidad ingreso de las exportaciones ascendió

Atesoglu (1997) fue el pionero en aplicar el análisis de cointegración a la Ley de Thirlwall. A propósito, si bien inicialmente el propio Thirlwall calificó a la ecuación [15] como una "Ley", en un artículo posterior titulado "Reflections on the Concept of Balance-of-Payments-Constrained Growth" la redefinió como una "generalización empírica" (Thirlwall, 1997, p. 378).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Según las estimaciones de Dornbusch y Werner (1994, p. 293), la elasticidad ingreso de las importaciones ascendió a 2.50 entre 1984 y 1993, mientras que López y Guerrero (1998) reportan valores ligeramente menores.

a 1.785. En este sentido, el contenido del cuadro 5 proporciona una visión comparativa del desempeño del sector externo, y derivadamente de la propia economía mexicana, durante el modelo de sustitución de importaciones y el modelo de desarrollo vigente.

De los cuadros 3, 4 y 5 parece correcto deducir que los resultados del nuevo modelo de desarrollo ya firmemente implantado en nuestro país son negativos en términos del levantamiento de la restricción externa al crecimiento. Mientras que entre 1939 y 1970 la relación entre las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones ascendió a 1.514, entre 1986 y 2003, o entre 1996 y 2003, fue de 0.985 y 1.094, respectivamente. En otras palabras, en el subperíodo 1982-1996 la elasticidad ingreso de las importaciones fue 2.37 veces mayor que la observada en el subperíodo 1950-1981, mientras que la elasticidad ingreso de las exportaciones fue sólo 1.24 veces mayor que la observada en el subperíodo 1950-1981. Como resultado, históricamente la tasa de crecimiento de la economía mexicana ha perdido dinamismo, y actualmente presenta un alineamiento respecto al comportamiento de la economía norteamericana.

# Análisis empírico con base a la ecuación [9]

Siguiendo parcialmente a Atesoglu (1997), la ecuación [9] anteriormente expuesta sirve para analizar el conjunto de variables que determinan el crecimiento económico:

$$y = [\theta \pi w + (1 - \theta)(k_f + e - p_d) + (\theta \eta + \phi + 1)(p_d - p_f - e)]/\xi$$
 [9]

La diferencia de [9] con el modelo de Atesoglu (1997) es que, incorrectamente, su expresión igualó  $\pi$ w con las exportaciones totales. La especificación econométrica de [9] es:

$$y_t = \beta_1 w_t + \beta_2 (k_{tt} + e_t - p_{dt}) + \beta_3 (p_{dt} - p_{tt} - e_t) + u_t$$
 [16]

En la expresión [16] los parámetros representan:

$$\beta_1 = \theta \pi / \xi \tag{17}$$

$$\beta_2 = (1 - \theta)/\xi \tag{18}$$

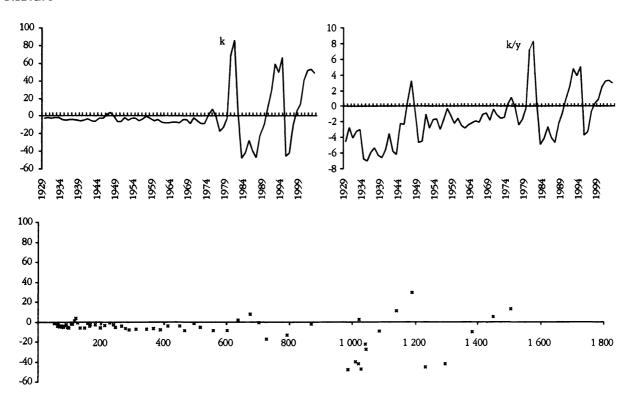
$$\beta_3 = (\theta \eta + \phi + 1)/\xi$$
 [19]

Una diferencia clave entre las ecuaciones [12] y [16] es que para formular a la segunda no utilizamos ningún supuesto simplificador, y sólo operamos sobre la definición contable de la balanza de pagos e incorporamos a las funciones de demanda de exportaciones e importaciones. En la ecuación [16] la tasa de crecimiento económico depende de la evolución de la actividad productiva del resto del mundo, de los flujos netos de capital en pesos constantes y de los términos de intercambio. Para deducir los signos de las relaciones entre la variable en estudio y las variables explicativas es conveniente mirar con detalle a las propias definiciones de los coeficientes. En este sentido, y por definición, se espera que  $\beta_1$  sea positivo. En contraste, el valor esperado de  $\beta_2$  no puede determinarse *a priori* ya que depende de  $(1 - \theta)$ . Si el país es exportador neto de capitales, entonces  $(1 - \theta) < 0$ , y lo contrario.

Por su parte, concediendo que  $\theta>0$ , el signo que adopte  $\beta_3$  depende del valor específico de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones. Por definición, según las ecuaciones [5] y [6] son negativas ( $\eta<0$ ,  $\phi<0$ ). Si su suma en valor absoluto es mayor que uno (validación de la condición Marshall-Lerner), entonces  $\beta_3$  tendría un signo negativo, pero si su suma en valor absoluto es menor que uno, entonces  $\beta_3$  tendría un signo positivo. Así las cosas, el efecto de la evolución de los términos de intercambio sobre el comportamiento del producto es teóricamente ambiguo.

Antes de iniciar el análisis econométrico de la ecuación [16] conviene revisar el comportamiento histórico de las corrientes netas de capital en millones de pesos a precios de 1993 (K), su participación en el PIB en tantos por ciento (K/Y) y su gráfica cruzada; de los valores históricos que tomaron  $\theta$  y  $(1-\theta)$ , y de la evolución de los términos de intercambio base 1980=100 (TI) y su gráfica de dispersión respecto al producto.

Gráfica 3



Fuentes: elaboración propia con base en Banco de México y el INEGI.

El comportamiento de los flujos netos de capital se entiende si recordamos que sólo posterior al quiebre del sistema de Bretton Woods la movilidad del capital a nivel internacional aumentó significativamente (Puyana, 2003). A la par, encontramos la aparición del nuevo paradigma ligado a la liberalización de los mercados financieros, adoptado tanto en países desarrollados como en semiindustrializados. A nivel interno cuatro hechos resultan clave: la Ley para Promover la Inversión Mexicana y Regular la Inversión Extranjera de 1973, el inicio de la liberalización de la cuenta de capitales de facto por el auge petrolero, la flexibilización de la legislación vigente por parte de la Comisión Nacional para la Inversión Extranjera en 1984 y la Ley de Inversión Extranjera de 1993 (Clavijo y Valdivieso, 2000, pp. 31-35). Baste decir que en los ochenta, México tenía uno de los regímenes de inversión extranjera más restrictivos del mundo (Blanco, 1994), y que la Ley de 1993 se inscribe como pieza fundamental del nuevo modelo de desarrollo (Gurría, 1994).

A lo largo del período analizado es claro que México ha sido tanto país de origen como de destino del capital y, a excepción de 1981 cuando la participación de las corrientes netas de capital alcanzó la cifra récord de 8.33%, en la mayoría de los años el cociente ha sido más bien reducido. Visto el período en su conjunto México aparece como un país exportador neto de capitales, y la participación de las corrientes netas de capital en el PIB apenas alcanza la cifra de 0.07%. En fechas más próximas, por ejemplo, 1994 y 2003, o 1996 y 2003, las participaciones ascendieron a 1.06 y 1.15%. Como consecuencia de lo dicho anteriormente, en el panel inferior de la gráfica 3 la dispersión de la nube de puntos no sugiere ninguna asociación entre los flujos netos de capital y el PIB. Por último, en el cuadro 6 destacamos que el orden de integración de la variable en cuestión es cero (I=0), es decir estacionaria, lo cual tiene sentido económico, pues sólo su acumulado tendría que generar un comportamiento no estacionario.

En la gráfica 4 observamos que el valor de  $\theta$  es permanentemente positivo, y el valor de  $(1-\theta)$  es negativo en algunos años y positivo en otros. En promedio entre 1929 y 2003 sus valores fueron 0.996 y 0.004, respectivamente —lo cual ciertamente aporta evidencia acerca del planteamiento básico de la sostenibilidad de la cuenta corriente en el largo plazo—. Pero no podemos

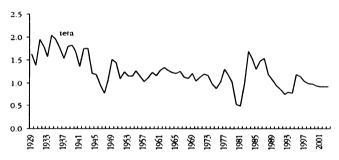
dejar de mencionar que, en el panel inferior de la gráfica se sugiere una ligera tendencia ascendente del ponderador en cuestión.

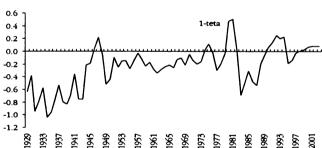
CUADRO 6 **Pruebas de raíces unitarias**Flujos netos de capital, 1929-2003

Variable DF-GLS		MZα	MZ <sub>1</sub>	MSB	
·K	-5.193***	-53.347***	-5.077***	0.095***	

Notas: \*, \*\* y \*\*\* indican niveles de significancia de 10, 5 y 1%, respectivamente. El número de rezagos según el criterio de información de Schwartz; se incluyó un intercepto.

#### GRÁFICA 4

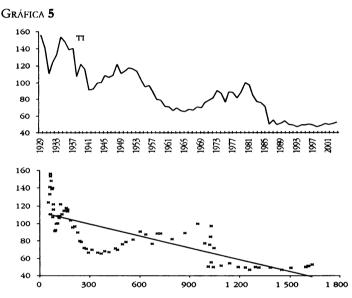




Fuentes: claboración propia con base en Banco de México y el INEGI.

En la gráfica 5 observamos la evolución de los términos de intercambio entre 1929 y 2003, y en su panel inferior se sugiere una asociación negativa entre la variable de estudio y el PIB. En el cuadro 7 revelamos que los términos de intercambio se comportan como una variable no estacionaria

(I=1), lo que no deja de ser un resultado relativamente raro pero explicable por la longitud del período cubierto. Un resultado similar reporta Moreno-Brid (2000) para el período 1967-1999.



Fuentes: elaboración propia con base en Banco de México y el INEGI.

CUADRO 7 **Pruebas de raíces unitarias**Términos de intercambio, 1929-2003

Variable	DF-GL\$	MZα	$MZ_{I}$	MSB
Log(TI)	-0.179	-0.084	-0.049	0.592
D(Log(TI))	-2.753**	-6.456*	-1.750*	0.271*

Notas: el número de rezagos según el criterio de información de Schwartz; se incluyó un intercepto; \*, \*\* y \*\*\* indican niveles de significancia de 10%, 5% y 1% respectivamente.

El análisis econométrico de la ecuación [16] fue insatisfactorio. A excepción del último subperíodo analizado no encontramos movimiento conjunto entre los logaritmos naturales del PIB de México y de Estados Unidos, de los términos de intercambio y de las corrientes netas de capital (cuadro 8).

De hecho, las pruebas de congruencia estadística sobre el modelo VAR estimado no fueron completamente satisfactorias. Sin embargo, queremos destacar que si bien el valor del parámetro  $\beta_2$  es casi cero como resultado del valor reducido de  $(1-\theta)$ , su signo positivo es revelador. Interpretamos como una buena noticia que a partir del subperíodo 1996-2003 exista cointegración entre las variables en juego, y que el signo asociado a los flujos netos de capital sea positivo y no negativo. Asimismo, desde un punto de vista macroeconómico, el reducido valor de  $\beta_2$  tiene sentido ya que por un lado, y definitivamente, los influjos de capital externo representan una fuente alternativa de financiamiento de la inversión pero, por el otro, existe evidencia acerca de una relación negativa con las importaciones.<sup>6</sup>

Cuadro 8

Prueba de Jobansen:
vectores de cointegración normalizados

 $Log(Y_{Mex})$ ,  $Log(Y_{EEUU})$ , Log(TI) y K

Años Periodicidad		Observaciones	β1	$\beta_2$	β3	
1996.1-2003.3	Trimestral	31	+1.060	+4.43E07	-0.340	

Notas: las pruebas de la traza y del valor propio máximo indicaron la existencia de cointegración entre las variables en todos los casos reportados.

Al excluir del análisis econométrico a las corrientes netas de capital los resultados del análisis fueron satisfactorios, ya que encontramos movimiento conjunto del resto de variables contenidas en la ecuación [16] (cuadro 9).

Si bien los coeficientes estimados  $\alpha$  y  $\beta_1$  no son exactamente lo mismo, sus valores cercanos sirven como un análisis confirmatorio. Entre 1929 y 2003 en el primer caso obtuvimos un valor de 1.525 y en el segundo caso un valor de 1.686. Por su parte, en el período y subperíodos analizados el signo del parámetro  $\beta_3$  fue negativo, lo que indica que, en valor absoluto, la suma

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Remitimos al lector interesado en profundizar sobre los muchos y específicos efectos económicos de las corrientes netas de capital a López (1996), quien explora los costos económicos de la fuga de capitales entre 1973 y 1991; a Máttar, Moreno-Brid y Peres (2002) quienes analizan la relación positiva entre la inversión y el crecimiento económico bajo el nuevo modelo de desarrollo, y a los trabajos de Borja (2001) y Dussel et al. (2003).

de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones es mayor a uno, o en otras palabras, que la condición Marshall-Lerner se cumple para el caso de nuestra economía.

Cuadro 9

Prueba de Johansen:
vectores de cointegración normalizados

 $Log(Y_{Mo}), Log(Y_{EEUU}) y Log(TI)$ 

Años	Periodicidad	Observaciones	βι	β <sub>3</sub>
1929-2003	Anual	75	+1.686	-0.452
1939-1970	Anual	32	+2.336	-0.548
1950-1971	Anual	22	+1.051	-0.557
1950-1973	Anual	24	+1.665	-0.647
1986.1-2003.4	Trimestral	72	+0.981	-0.914
1996.1-2003.4	Trimestral	32	+1.284	-0.362

Notas: las pruebas de la traza y del valor propio máximo indicaron la existencia de cointegración entre las variables en todos los casos reportados.

El valor de -0.452 de  $\beta_3$  a lo largo del período implica, si suponemos una elasticidad ingreso de las importaciones de 0.775 (Moreno-Brid, 1999), que la suma en valor absoluto de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones ascendió a 1.35. En el caso de Loría (2001), esta suma es de 1.73 entre 1970 y 1999, y en Dornbusch y Werner (1994) es de 1.28 para el período 1984-1993.

Por último, cabe señalar que el signo negativo asociado a los términos de intercambio implica, en términos de la macroeconomía abierta moderna, la conveniencia de promover un tipo de cambio real competitivo. Por tanto, conviene impulsar políticas que promuevan la productividad del trabajo y la competitividad de las empresas mexicanas, y no es recomendable sostener un peso sobrevaluado sino lo contrario, para estimular las exportaciones y evitar, si acaso, que se continúen destruyendo las cadenas productivas por las importaciones indiscriminadas.

## CONCLUSIONES

Desde un punto de vista poskeynesiano los factores clave para entender y evaluar el desempeño macroeconómico de un país son la dinámica productiva del resto del mundo, el comportamiento de los flujos netos de capital, la evolución de los términos de intercambio y las elasticidades ingreso y precio de las exportaciones e importaciones.

En el modelo reducido las cosas son claras. Dada la relación de las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones (a), el crecimiento económico del país en cuestión depende de la dinámica productiva del resto del mundo. En el plano de la política económica la recomendación salta a la vista: se trata de instrumentar políticas que incrementen el valor de la elasticidad ingreso de las exportaciones y reduzcan el valor de la elasticidad ingreso de las importaciones.

La especificación propuesta en la ecuación [16] permite descubrir los efectos de las corrientes netas de capital y de los términos de intercambio sobre la actividad productiva. Desde un punto de vista macroeconómico los influjos de capital relajan la restricción externa al crecimiento, pero la significatividad estadística del parámetro en cuestión (β<sub>2</sub>) depende de su tamaño respecto a los ingresos totales de la balanza de pagos  $(1 - \theta)$ . Por su parte, en la macroeconomía abierta contemporánea el recíproco de los términos de intercambio se conoce como tipo de cambio real. Así las cosas, es conveniente procurar ganancias de competitividad para mejorar a las exportaciones netas y, derivadamente, promover el crecimiento económico. Sin embargo, el signo del coeficiente que relaciona al crecimiento económico con la evolución de los términos de intercambio (β<sub>1</sub>) depende de la suma de las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones. El efecto deseado del coeficiente en cuestión es negativo, lo que implica el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, y en tal dirección apuntaron nuestros resultados -en oposición a los reportados por Garcés (2002).

Para explorar empíricamente los modelos teóricos planteados, el presente trabajo utilizó intensivamente técnicas econométricas modernas con base a estadísticas oficiales. El período seleccionado inicia en 1929 y cierra en 2003.

Asimismo, siguiendo las periodizaciones propuestas por distintos autores, dividimos la muestra en varios segmentos, con la finalidad de comprender con mayor profundidad la historia reciente de nuestro país.

Los resultados obtenidos indican que, históricamente, el crecimiento económico de México está ligado básicamente a la dinámica productiva de nuestro vecino del norte y a la evolución de los términos de intercambio. Vale la pena destacar que los valores específicos de los parámetros de interés son reveladores, +1.525 (o +1.686) y -0.452, respectivamente. Pero si estudiamos el desempeño de la economía en las últimas dos décadas las cosas cambian. Si bien se mantienen las relaciones de movimiento conjunto entre las variables antes señaladas y se adicionan las corrientes netas de capital, lo cual representa una buena noticia, la relación entre las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones disminuye. Como consecuencia, la tasa de crecimiento histórica de nuestro país señala una significativa reducción, en el sentido de un claro alineamiento respecto a la dinámica productiva de Estados Unidos. Para cerrar queremos comentar que es correcto inferir de los resultados del modelo ampliado dos cuestiones. En primer lugar, el hecho de que si bien los efectos macroeconómicos de los influjos de capital son definitivamente positivos, por el momento no parecen constituirse como la solución a los problemas de balanza de pagos. En segundo, resulta conveniente instrumentar políticas que coadyuven al incremento de la productividad del trabajo y que promuevan las ganancias de competitividad de las empresas, así como evitar la sobrevaluación del peso respecto al dólar.

#### BIBLIOGRAFÍA

Atesoglu, H.S., "Balance-of-payments-constrained Growth Model and its Implications for the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, núm. 3, 1997, pp. 327-335.

Bairam, Erkini I. y Georgina J. Dempster, "The Harrod Foreign Trade Multiplier and Economic Growth in Asian Countries", *Applied Economics*, núm. 23, 1991, pp. 1719-1724.

Blanco, H., Las negociaciones comerciales de México con el mundo, FCE, 1994.

- Borja, A., "El TLCAN y la inversión extranjera directa: el nuevo escenario", en A. Borja (coord.), *Para evaluar al TLCAN*, Porrúa, 2001.
- Cárdenas, E., La pol'tica económica en México, 1950-1994, FCE, 2003.
- Castillo, R., A. Díaz-Bautista y E. Fragoso, "Sincronización entre las economías de México y Estados Unidos: el caso del sector manufacturero", Comercio Exterior, vol. 54, núm. 7, 2004, pp. 620-627.
- Clavijo, F. y S. Valdivieso, "Reformas estructurales y política macroeconómica", en Reformas Económicas en México 1982-1999, Lecturas de El Trimestre Económico, núm. 92, FCE, 2000.
- Davidson, Paul, "A Post Keynesian Positive Contribution to Theory", Journal of Post Keynesian Economics, núm. 2, 1990-1991, pp. 298-303.
- De León, A., "El crecimiento de México y su interdependencia con Estados Unidos", *Comercio Exterior*, vol. 54, núm. 7, 2004, pp. 612-618.
- Dornbusch, R. y A. Werner, "Mexico: Stabilization, Reform and no Growth", Brooking Papers on Economic Activity, núm. 1, 1994, pp. 253-297.
- Dussel, E., L.M. Galindo y E. Loría, Condiciones y efectos de la inversión extranjera directa y del proceso de integración regional en México durante los noventa, Plaza y Valdés, 2003.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, 1996, pp. 813-839.
- Garcés, D., "Análisis de las funciones de importaciones y exportaciones de México 1980-2000", *Documento de investigación* 2002-12, Banco de México, 2002.
- ———, "La relación de largo plazo del PIB mexicano y de sus componentes con la actividad económica en Estados Unidos y con el tipo de cambio real", Documento de investigación 2003-4, Banco de México, 2003.
- Guerrero, C., "Modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos: evidencia para México, 1940-2000", *El Trimestre Económico*, vol. LXX(2), núm. 278, 2003, pp. 253-273.
- Gurría, J.A., "Flujos de capital: el caso de México", Serie Financiamiento del Desarrollo, CEPAL, núm. 27, 1994.
- Hendry, D.F., Dynamic Econometrics, Oxford University Press, 1995.
- INEGI, Cuentas Nacionales de México, disco compacto, 1994.
- Johansen, S., Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, 1995.

- López, J., "El costo de la fuga de capitales en México", *Investigación Económica*, vol. LVI, núm. 218, octubre-diciembre, 1996, pp. 51-71.
- López, J. y A. Cruz, "Thirlwall's Law and Beyond: The Latin American Experience", *Journal of Post Keynesian Economics*, núm. 3, 2000, pp. 477-95.
- López, J. y C. Guerrero, "Crisis y competitividad de la economía mexicana", El Trimestre Económico, núm. 260, 1998, pp. 582-598.
- Loría, E., "La restricción externa dinámica al crecimiento de México a través de las propensiones del comercio 1970-1999", *Estudios Económicos*, vol. 16, núm. 2, 2001, pp. 227-250.
- Loría, E. y G. Fujii, "The Balance of Payment Constraint to Mexico's Economic Growth", Canadian Journal of Development Studies, vol. 18, 1997.
- Lustig, Nora, "Life is not Easy: Mexico's Quest for Stability and Growth", *Journal of Economic Perspectives*, núm. 1, 2001, pp. 85-106.
- Maddala, G. S., Introduction to Econometrics, John Wiley&Sons, 2001.
- Maddala, G.S. y I.M. Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 2002.
- Maddison, A., Monitoring the World Economy: 1820-1992, OCDE, 1995.
- Máttar, J., J.C. Moreno-Brid y W. Peres, "Foreign Investment in Mexico after Economic Reform", Serie Estudios y Perspectivas, núm 10, CEPAL, 2002.
- McCombie, J.S.L. y A.P. Thirlwall, Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint, St. Martin's Press, 1994.
- Moreno-Brid, J.C., "México: crecimiento económico y restricción de la balanza de pagos", *Comercio Exterior*, junio, 1998, pp. 478-486.
- ———, "Mexico's Economic Growth and the Balance of Payments Constraint: A Cointegration Analysis", *International Review of Applied Economics*, núm. 2, 1999, pp. 149-159.
- ———, "Testing the Original and the New Version of the Balance-of-payments Constrained Growth Model: The Mexican Economy 1967-1999", documento presentado en la Sixth International Post Keynesian Workshop, 2000.
- ———, "The External Constraint on Economic Growth: New Measurement Tools and Applications for Mexico", mimeo, 2003.
- Moreno-Brid J.C. y Esteban Pérez, "Balance-of-payments-constrained Growth in Central America: 1950-1996", Journal of Post Keynesian Economics, núm. 1, 1999, pp. 131-147.

- Patterson, K., An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach, MacMillan Press, 2000.
- Perron, P. y S. Ng, "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties", Review of Economic Studies, vol. 63, núm. 3, 1996, pp. 435-465.
- Puyana, J., "Liberalización mundial de capitales, desequilibrios macroeconómicos y recesión mundial", en G. Mántey y N. Levy (coords.), Financiamiento del desarrollo con mercados de dinero y capital globalizados, Porrúa, 2003.
- Romer, P.M., "Endogenous Technological Change", Journal of Political Economy, vol. 98, núm. 5, 1990, pp. S71-S102.
- Setterfield, M., "Macrodynamics", en Richard P.F. Holt y Steven Pressman (eds.), A New Guide to Post Keynesian Economics, Routledge, 2001.
- Solow, R.M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, 1956, pp. 65-94.
- Spanos, A., Statistical Foundations of Econometric Modelling, Cambridge University Press, 1986.
- Thirlwall, A.P., "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences", Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, núm. 128, 1979, pp. 45-53.
- -----, "Reflections on the Concept of Balance-of-Payments-Constrained Growth", Journal of Post Keynesian Economics, núm. 3, 1997, pp. 377-385.
- Thirlwall, A.P. y M. Nureldin Hussain, "The Balance of Payments Constraint, Capital Flow and Growth Rate Differences between Countries", Oxford Economic Papers, núm. 3, 1982, pp. 498-510.
- Urzúa, C.M., "Omnibus Test for Multivariate Normality Based on a Class of Maximum Entropy Distributions", *Advances in Econometrics*, JAI Press, vol. 12, 1997, pp. 341-358.
- Villarreal, R., Industrialización, deuda y desequilibrio externo en México. Un enfoque neoestructuralista, 1929-2000, FCE, 2000.

### ANEXO ESTADÍSTICO

El origen de la información del presente estudio son fuentes públicas. Para México el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y el Banco de México (Banxico), y para Estados Unidos la Oficina de Análisis Económico (BEA). Recomendamos al lector interesado visitar el portal del Banco de México en el que encontrará sus *Informes Anuales* en formato acrobat desde su fundación (1925) hasta la fecha. Por otro lado, el Centro de Estudios Latinoamericanos de la Universidad de Oxford distribuye gratuitamente información anual de las principales variables macroeconómicas de México y muchos otros países de la región que abarca el siglo XX.

Cuadro A1

CUADRO AI		
Definición	Abreviación	Elaboración propia con base a:
PIB de México, en millones de pesos a precios de 1993	Y <sub>mex</sub>	<pre><www.banxico.org.mx> Cuentas Nacionales, INEGI (1994) <www.inegi.gob.mx></www.inegi.gob.mx></www.banxico.org.mx></pre>
PIB de Estados Unidos, en miles de millones de dólares encadenados del 2000	${ m Y}_{\scriptscriptstyle EEUU}$	<www.bca.gov></www.bca.gov>
Exportaciones totales de México, en millones de pesos a precios de 1993	хт	<www.banxico.org.mx> <www.inegi.gob.mx></www.inegi.gob.mx></www.banxico.org.mx>
Importaciones totales de México, en millones de pesos a precios de 1993	МТ	<www.banxico.org.mx> <www.inegi.gob.mx></www.inegi.gob.mx></www.banxico.org.mx>
Flujos netos de capital, definidos contablemente como MT menos XT	K	<www.banxico.org.mx> <www.inegi.gob.mx></www.inegi.gob.mx></www.banxico.org.mx>
Términos de intercambio, índice base 1980=100	ті	<pre><www.banxico.org.mx> Centro de Estudios Latinoamericanos de la Universidad de Oxford <http: oxlad.qeh.ox.ac.uk="" search.php=""> <www.inegi.gob.mx></www.inegi.gob.mx></http:></www.banxico.org.mx></pre>

CHADRO A2

CUAE	ro <b>A2</b>										
	$Y_{mex}$	$Y_{\text{EEU}}$	хт	МT	K	77	xr/Y <sub>mex</sub>	$MT/Y_{mex}$	K/Y <sub>mex</sub>	Teta	1 – Teta
1929	64 072	865.2	7 604	4 657	-2 947	156.4	11.9%	7.3%	-4.6%	1.63	-0.63
1930,	59 844	790.7	5 905	4 266	-1 639	141.0	9.9%	7.1%	-2.7%	1.38	-0.38
1931	61 938	739.9	5 146	2 638	-2 507	111.0	8.3%	4.3%	-4.0%	1.95	-0.95
1932	52 771	643.7	3 922	2 204	-1 719	123.8	7.4%	4.2%	-3.3%	1.78	-0.78
1933	58 576	635.5	4 698	2 978	-1 720	133.0	8.0%	5.1%	-2.9%	1.58	-0.58
1934	62 501	704.2	8 287	4 068	-4 218	153.8	13.3%	6.5%	-6.7%	2.04	-1.04
1935	67 251	766.9	9 659	4 947	<del>-4</del> 711	148.2	14.4%	7.4%	-7.0%	1.95	-0.95
1936	72 765	866.6	9 981	5 654	-4 327	139.0	13.7%	7.8%	-5.9%	1.77	-0.77
1937	75 167	911.1	11 488	7 477	<b>-4</b> 011	140.3	15.3%	9.9%	-5.3%	1.54	-0.54
1938	76 219	879.7	10 789	6 019	<del>-4</del> 770	107.3	14.2%	7.9%	-6.3%	1.79	-0.79
1939	80 411	950.7	11 771	6 453	-5 318	122.0	14.6%	8.0%	-6.6%	1.82	-0.82
1940	81 456	1 034.1	11 142	6 577	<b>-4</b> 565	116.1	13.7%	8.1%	-5.6%	1.69	-0.69
1941	89 358	1 211.1	11 837	8 727	-3 110	91.6	13.2%	9.8%	-3.5%	1.36	-0.36
1942	94 630	1 435.4	12 628	7 216	-5 412	92.7	13.3%	7.6%	<b>-5.7%</b>	1.75	-0.75
1943	98 036	1 670.9	14 103	8 038	-6 065	99.9	14.4%	8.2%	-6.2%	1.75	-0.75
1944	105 879	1 806.5	13 862	11 472	-2 389	100.3	13.1%	10.8%	-2.3%	1.21	-0.21
1945	109 268	1 786.3	15 959	13 454	-2 505	108.5	14.6%	12.3%	-2.3%	1.19	-0.19
1946	116 370	1 589.4	16 957	17 783	826	106.4	14.6%	15.3%	0.7%	0.95	0.05
1947	120 559	1 574.5	13 797	17 721	3 924	108.7	11.4%	14.7%	3.3%	0.78	0.22
1948	125 261	1 643.2	14 593	13 804	-789	121.9	11.7%	11.0%	-0.6%	1.06	-0.06
1949	133 654	1 634.6	18 206	12 016	-6 190	110.7	13.6%	9.0%	<b>-4</b> .6%	1.52	-0.52
1950	146 618	1 777.3	21 242	14 714	-6 528	114.3	14.5%	10.0%	<b>-4</b> .5%	1.44	-0.44
1951	158 054	1 915.0	20 310	18 619	-1 691	117.8	12.8%	11.8%	-1.1%	1.09	-0.09
1952	164 376	1 988.3	23 033	18 447	-4 586	116.3	14.0%	11.2%	-2.8%	1.25	-0.25
1953	164 869	2 079.5	22 023	19 137	-2 886	113.7	13.4%	11.6%	-1.8%	1.15	-0.15
1954	181 356	2 065.4	22 914	19 973	-2 941	103.6	12.6%	11.0%	-1.6%	1.15	-0.15
1955	196 772	2 212.8	27 626	21 705	-5 921	95.5	14.0%	11.0%	-3.0%	1.27	-0.27
1956	210 349	2 255.8	28 504	24 855	-3 648	96.7	13.6%	11.8%	-1.7%	1.15	-0.15
1957	226 335	2 301.1	26 456	25 756	-700	89.7	11.7%	11.4%	-0.3%	1.03	-0.03
1958	238 331	2 279.2	28 323	25 483	-2 839	80.2	11.9%	10.7%	-1.2%	1.11	-0.11
1959	245 481	2 441.3	29 025	23 630	-5 395	79.1	11.8%	9.6%	-2.2%	1.23	-0.23
1960	265 365	2 501.8	28 816	24 681	<b>-4</b> 135	72.1	10.9%	9.3%	-1.6%	1.17	-0.17
1961	276 776	2 560.0	31 063	24 234	-6 829	71.0	11.2%	8.8%	-2.5%	1.28	-0.28
1962	289 231	2 715.2	32 694	24 481	-8 213	66.6	11.3%	8.5%	-2.8%	1.34	-0.34
1963	311 212	2 834.0	34 390	26 825	<b>-7 565</b>	70.2	11.1%	8.6%	-2.4%	1.28	-0.28
1964	345 446	2 998.6	38 196	30 921	<b>-7 275</b>	66.8	11.1%	9.0%	-2.1%	1.24	-0.24
1965	366 863	3 191.1	39 040	32 210	-6 830	65.8	10.6%	8.8%	-1.9%	1.21	-0.21
1966	389 242	3 399.1	40 722	32 567	<b>-8 155</b>	68.6	10.5%	8.4%	-2.1%	1.25	-0.25
1967	412 207	3 484.6	39 200	34 758	<del>-4</del> 442	67.5	9.5%	8.4%	-1.1%	1.13	-0.13
1968	450 955	3 652.7	42 938	38 968	-3 970	71.4	9.5%	8.6%	-0.9%	1.10	-0.10
1969	466 287	3 765.4	48 616	40 068	-8 548	70.1	10.4%	8.6%	-1.8%	1.21	-0.21

CUADRO A2, continuación

	Ymex	Yeau	хт	MT	K	TI	xr/Y <sub>mex</sub>	$MT/Y_{mex}$	K/Y <sub>mex</sub>	Teta	1 - Teta
1970	496 596	3 771.9	45 365	43 672	-1 693	76.5	9.1%	8.8%	-0.3%	1.04	-0.04
1971	515 466	3 898.6	49 092	43 382	-5 710	79.1	9.5%	8.4%	-1.1%	1.13	-0.13
1972	557 735	4 105.0	54 145	45 294	-8 851	81.6	9.7%	8.1%	-1.6%	1.20	-0.20
1973	601 796	4 341.5	61 219	52 568	-8 651	90.7	10.2%	8.7%	-1.4%	1.16	-0.16
1974	636 700	4 319.6	61 704	63 606	1 902	87.6	9.7%	10.0%	0.3%	0.97	0.03
1975	672 992	4 311.2	56 096	63 751	7 655	77.1	8.3%	9.5%	1.1%	0.88	0.12
1976	702 603	4 540.9	65 224	64 192	-1 031	89.0	9.3%	9.1%	-0.1%	1.02	-0.02
1977	726 492	4 750.5	75 257	58 014	-17 243	88.6	10.4%	8.0%	-2.4%	1.30	-0.30
1978	791 876	5 015.0	84 177	70 862	-13 315	82.1	10.6%	8.9%	-1.7%	1.19	-0.19
1979	868 688	5 173.4	94 428	92 073	-2 356	89.2	10.9%	10.6%	-0.3%	1.03	-0.03
1980	947 779	5 161.7	75 749	144 415	68 666	100.0	8.0%	15.2%	7.2%	0.52	0.48
1981	1 028 743	5 291.7	84 361	170 004	85 644	97.5	8.2%	16.5%	8.3%	0.50	0.50
1982	1 023 017	5 189.3	103 387	105 653	2 267	85.0	10.1%	10.3%	0.2%	0.98	0.02
1983	987 597	5 423.8	118 097	69 948	-48 149	77.6	12.0%	7.1%	-4.9%	1.69	-0.69
1984	1 021 316	5 813.6	124 887	82 408	-42 479	76.1	12.2%	8.1%	-4.2%	1.52	-0.52
1985	1 043 818	6 053.7	119 318	91 460	-27 857	72.0	11.4%	8.8%	-2.7%	1.30	-0.30
1986	1 011 278	6 263.6	124 677	84 524	-40 153	50.8	12.3%	8.4%	<b>-4</b> .0%	1.48	-0.48
1987	1 028 846	6 475.1	136 509	88 874	<del>-4</del> 7 636	55.7	13.3%	8.6%	-4.6%	1.54	-0.54
1988	1 042 066	6 742.7	144 376	121 503	-22 873	50.1	13.9%	11.7%	-2.2%	1.19	-0.19
1989	1 085 815	6 981.4	152 550	143 334	<b>-9 216</b>	51.9	14.0%	13.2%	-0.8%	1.06	-0.06
1990	1 140 848	7 112.5	160 643	171 634	10 991	54.6	14.1%	15.0%	1.0%	0.94	0.06
1991	1 189 017	7 100.5	168 788	197 684	28 896	50.0	14.2%	16.6%	2.4%	0.85	0.15
1992	1 232 162	7 336.6	177 201	236 462	59 261	49.5	14.4%	19.2%	4.8%	0.75	0.25
1993	1 256 196	7 532.7	191 540	240 859	49 319	47.2	15.2%	19.2%	3.9%	0.80	0.20
1994	1 312 200	7 835.5	225 631	292 048	66 417	49.7	17.2%	22.3%	5.1%	0.77	0.23
1995	1 230 608	8 031.7	293 758	248 120	<b>-45 637</b>	49.8	23.9%	20.2%	-3.7%	1.18	-0.18
1996	1 293 859	8 328.9	347 312	304 901	-42 412	50.4	26.8%	23.6%	-3.3%	1.14	-0.14
1997	1 381 525	8 703.5	384 530	374 253	-10 277	49.6	27.8%	27.1%	-0.7%	1.03	-0.03
1998	1 449 310	9 066.9	431 041	436 228	5 187	47.0	29.7%	30.1%	0.4%	0.99	0.01
1999	1 504 971	9 470.3	484 570	497 613	13 044	49.2	32.2%	33.1%	0.9%	0.97	0.03
2000	1 609 138	9 817.0	564 148	604 483	40 336	51.4	35.1%	37.6%	2.5%	0.93	0.07
2001	1 597 233	9 866.6	543 753	595 358	51 605	50.0	34.0%	37.3%	3.2%	0.91	0.09
2002	1 611 667	10 083.0	551 586	604 792	53 206	51.4	34.2%	37.5%	3.3%	0.91	0.09
2003	1 633 076	10 397.2	549 931	598 744	48 813	52.7	33.7%	36.7%	3.0%	0.92	0.08