

LA INTEGRACIÓN MONETARIA SILENCIOSA DE MÉXICO. LA EVIDENCIA EMPÍRICA, 1980-2000

EDUARDO LORÍA *

*Para que la economía mexicana se industrialice
y sobresalga, deberá tomar la decisión de
dolarizarse o de formar una unión monetaria.*

Robert Mundell, IMEF, México, 2000.

*Latinoamérica debe seguir el ejemplo de Argentina de un
Consejo Monetario o directamente ir a la dolarización.*

R. Dornbusch, 1999.

INTRODUCCIÓN

En cualquier actividad humana hay momentos o períodos en que la atención se enfoca y converge en torno a problemas o temas específicos. A este fenómeno se le llama moda, que es un uso, modo o costumbre que

Manuscrito recibido en octubre de 2001; versión final, febrero de 2002.

* Facultad de Economía, UNAM. E-mail: eduardol@servidor.unam.mx. Este trabajo forma parte del proyecto de investigación: *Eudoxio, modelo macroeconómico de la economía mexicana: escenarios prospectivos, 1999-2030*. PAPIIT núm. IN301700, DGAPA, UNAM. Agradezco el trabajo de captura de Luis Brito, Jeanette Pérez, Jorge Ramírez y Miroslava Barragán, y los apuntes críticos de Pablo Mejía a una versión preliminar. Los comentarios recibidos en el Seminario *Hacia una política monetaria, financiera y fiscal para el desarrollo* (24 de mayo 2001, Universidad Autónoma Metropolitana, Ciudad de México), contribuyeron a afinar varias ideas y redefinieron el objetivo central. Por último, los comentarios de dos árbitros anónimos exigieron aclarar y apuntalar algunas ideas. A todos ellos les expreso mi agradecimiento intelectual, aunque por supuesto que la responsabilidad de este artículo es exclusivamente mía.

está en boga durante algún tiempo y lugar. Asimismo, se le puede considerar como una manera pasajera de actuar, vivir y pensar propia de una época.

En la ciencia económica, esto implica que un tema, un enfoque o un problema particular llega a privilegiarse claramente por encima de los demás, independientemente de su importancia o pertinencia científica o social. Esto puede ser o no legítimo, aunque sí válido para la *masa crítica* que en ese momento gobierna la profesión.

En los últimos años un tema que ha atraído particularmente la atención a nivel mundial es el de la integración monetaria. Consideramos que esto no responde exclusivamente a un deseo caprichoso o a una moda intelectual, sino al análisis sistemático y riguroso de lo que podrá provocar avanzar a una fase superior de integración que le sigue a la comercial y financiera. Sin embargo, también hay otras razones de mayor importancia y que tienen que ver con los siguientes fenómenos económicos relevantes:

- a) Las estanflaciones y grandes devaluaciones cambiarias sufridas durante los años ochenta en México y América Latina y, consecuentemente, las altas pérdidas –irreparables– del nivel de vida del promedio de sus habitantes.
- b) Las crisis cambiarias y financieras de Italia, España e Inglaterra de principios de los años noventa.
- c) El gran éxito desinflacionario y el logro de la estabilidad cambiaria en Argentina durante toda la década pasada, y de crecimiento hasta 1998. Esto es por una parte, pero por la otra está el hecho de que el sistema de conversión (hacia diciembre de 2001) está en serios aprietos y con altas probabilidades de ser abandonado.
- d) La crisis cambiaria y financiera de México de fines de 1994 y durante 1995 y de los *tigres asiáticos* poco después.
- e) La crisis financiera mundial de 1998.
- f) El temor de que la economía mexicana volviera a caer en una crisis financiera y cambiaria (*transexenal*) en el año 2000, o pueda hacerlo en un futuro cercano.
- g) La experiencia reciente de integración monetaria europea (Semmler, 2000).

- h) La conformación inercial de tres bloques económicos regionales en todo el mundo: zona TLC (y eventualmente de todo el continente), Unión Europea (y su posible extensión a países del este del continente) y la zona de influencia geoeconómica de Japón.

Si bien todos estos factores han sido importantes, en el surgimiento de la discusión y estudio de las uniones monetarias, podríamos decir que en los últimos años la preocupación central en la política económica de los países emergentes –y de México específicamente por su experiencia dentro del TLC– está alrededor de definir el régimen cambiario y monetario más adecuado para absorber con eficiencia los choques externos y, a la vez, generar estabilidad y apoyar al crecimiento económico de corto y largo plazos.

Así como la globalización ha traído consigo oportunidades, también ha debilitado la fortaleza de las economías nacionales.

En tal sentido, habría que comentar que en los últimos 20 años, independientemente de sus regímenes cambiarios, más de 125 países han sufrido crisis financieras y, según Krugman (1997), en promedio cada 19 meses ocurre una gran crisis cambiaria. A decir de Semmler (2001), esto indicaría que –en última instancia– ninguna economía, independientemente de su régimen cambiario y grado de apertura externa, está protegida o plenamente exenta de las crisis financieras y de los efectos de contagio.

A partir de la gran crisis financiera mundial de 1998 y ante la proximidad de las elecciones presidenciales de México en julio del 2000, esta polémica se intensificó notablemente. A reserva de que a través de una conducente aplicación de políticas de ajuste¹ y de financiamiento² se sortearon satisfactoriamente ambas coyunturas, el problema de fondo continúa, así como el debate en términos de las políticas monetaria y cambiaria más adecuadas a aplicar en adelante, sobre todo frente a una

¹ Con una combinación acertada de: a) política monetaria contractiva (uso de “cortos”); b) política fiscal contraccionista; c) política cambiaria de flotación sucia o controlada.

² *Blindajes financieros* y apertura de líneas emergentes de crédito con el Fondo Monetario Internacional.

inercia de integración mundial (particularmente con Estados Unidos) que no parece tener freno.

El gran desencanto por los regímenes de tipo de cambio fijo y semifijo, así como las dudas sobre la conveniencia de mantener por mucho tiempo sistemas de libre flotación, han mantenido abierto el debate en la materia. Sin embargo, en los últimos años parece que en América Latina ha ido ganando la posición favorable en torno a la adopción de regímenes extremos: por un lado la dolarización (con diversas variantes) y, por otro, la instauración de regímenes de libre flotación. Ejemplo de la primera modalidad lo demuestra el camino seguido por Argentina, Ecuador y El Salvador; mientras que de la segunda, prácticamente lo son todos los países de América Latina.

En este artículo sostenemos como hipótesis central que, a reserva del carácter que esta discusión adquiera en el ámbito de la política económica, existe una relación estadística de equilibrio de largo plazo entre el producto y la oferta monetaria de México y de Estados Unidos para series trimestrales entre 1980 y 2000, lo que se demuestra al aplicar la prueba de *causalidad de Granger*, el procedimiento de cointegración de Johansen y las pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Esta relación estadística adquiere sustento teórico en el enfoque monetario de tipo de cambio. Conviene mencionar que el principal alcance de este trabajo reside en la probación empírica –a través del uso de técnicas de la econometría moderna– de un fenómeno que se viene dando de facto. El hecho de probar y calcular con rigor econométrico la magnitud de la vinculación de la economía mexicana con la de Estados Unidos constituye un avance importante en la literatura disponible.

Por otro lado, también es necesario advertir que en esta investigación no se discutirá sobre la conveniencia –en términos de evaluar costos y beneficios– de formalizar una unión monetaria.

I. EL ENFOQUE MONETARIO DEL TIPO DE CAMBIO

Con el fin de formalizar los efectos que genera una integración monetaria, utilizaremos el enfoque monetario del tipo de cambio (Rivera Bátiz y Rivera Bátiz, 1994).

La función de precios se expresa por sus componentes de costos domésticos (θ) y externos ($1-\theta$), a través de una función homogénea de grado uno:

$$P = P_d^\theta + P_f^{1-\theta} \quad [1]$$

Que en una economía abierta y pequeña, necesariamente debe traducirse en la *ley del precio único*:

$$P = E P^*, \quad [2]$$

donde E es el tipo de cambio nominal.

Introduciendo la fundamentación del enfoque de la paridad del poder adquisitivo (PPP), el tipo de cambio real se define como:

$$Q = E (P^*/P), \quad [3]$$

y expresándolo en tasas de crecimiento:

$$q = e + p^* - p \quad [3a]$$

Si establecemos que el tipo de cambio real no varía en el tiempo ($q = 0$); esto es, que se mantiene en su nivel de equilibrio de largo plazo, [3a] deriva en

$$e = p - p^* \quad [4]$$

Que indica que el tipo de cambio nominal debe variar exactamente en la proporción del diferencial de inflación de la economía doméstica respecto a la del resto del mundo; para el caso de México el referente obvio es Estados Unidos.

Introduciendo los equilibrios monetarios reales de ambas economías:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) \quad [5]$$

$$\frac{M^*}{P^*} = L^*(i^*, Y^*) \quad [6]$$

Que al expresar en tasas de crecimiento quedan como:

$$m - p = l \quad \text{y} \quad m^* - p^* = l^*$$

Y al sustituir en [4]:

$$e = m - l - (m^* - l^*), \quad [7]$$

reordenando

$$e = (m - m^*) + (l^* - l)$$

Esta última expresión indica que en el enfoque monetario de determinación del tipo de cambio, cualquier aumento de la oferta monetaria doméstica respecto a la demanda o a la oferta monetarias internacionales necesariamente provoca una devaluación nominal del tipo de cambio ($\Delta e > 0$).

Endogenizando las demandas monetarias:

$$l^* - l = \Phi(y^* - y) + \lambda(i - i^*); \quad \Phi, \lambda > 0 \quad [8]$$

que expresa las relaciones causales tradicionales: positiva al ingreso y negativa a la tasa de interés.

Si consideramos ahora la condición de la paridad descubierta de la tasa de interés y la expresamos en términos de expectativas devaluatorias (x):

$$x = i - i^* \quad [9]$$

Podemos reexpresar [9] introduciendo las expectativas inflacionarias (π) y el premio al riesgo (R) en ausencia de cobertura cambiaria:

$$x = \pi - \pi^* + R \quad [9a]$$

Juntando todas las piezas en [7]

$$e = (m - m^*) + \Phi(y^* - y) + \lambda(\pi - \pi^*) + \lambda R \quad [7a]$$

Que, finalmente, expresa las razones por las cuales dentro de este enfoque teórico el tipo de cambio nominal debe cambiar en el contexto de libre movilidad de capitales y sin cobertura cambiaria.

Por definición, con la integración monetaria (bien sea a través de la instauración de un consejo monetario, de la dolarización o de ingresar a una zona monetaria óptima), se renuncia a una política monetaria activa y al uso del tipo de cambio. Como consecuencia, al menos en la teoría, se elimina el riesgo cambiario y las expectativas devaluatorias.³ Por lo que, final y necesariamente [7a] quedaría como:

$$y = y^* \quad [10]$$

Que significaría que como consecuencia del cumplimiento de los supuestos anteriores, el crecimiento del producto del país que se integra monetariamente (a través de cualquiera de las modalidades ya descritas) debe converger al de la zona o al país de integración.⁴

Detrás de este resultado, implícitamente estarían los supuestos de convergencia de precios de bienes y factores del modelo Heckscher-

³ A menos de que no desaparezca por completo la probabilidad de *default* o del abandono del régimen monetario.

⁴ Uno de los dictaminadores del artículo enfatizó algo que en la práctica es totalmente cierto y que debe apuntarse en este momento. La conclusión que se deriva de [10] ciertamente es fuerte en el sentido de que establece que en presencia de la misma moneda entre países y más aún entre las regiones de un país, deberían observarse tasas de crecimiento convergentes. La evidencia empírica demuestra que esto no es así necesariamente. Tomando esta consideración, quizás [10] debería leerse bajo la óptica de que al eliminarse factores de riesgo (expectativas devaluatorias, coberturas cambiarias y posibilidades de *default*), necesariamente tenderán a desaparecer factores financieros y monetarios y costos de transacción obstaculizantes del crecimiento. Todo esto conduciría a disminuir las diferencias en las tasas de crecimiento económico de los participantes de la unión monetaria. Asimismo, recordemos que estos resultados teóricos se derivan de un modelo monetario, que no considera explícitamente ninguna variable real o estructural y que en la práctica seguramente tienen mucho que ver con el cumplimiento de la convergencia.

Ohlin-Samuelson (Salvatore, 1997), y que ahora han recobrado mucha fuerza –entre otros– con los trabajos empíricos de Barro (1997 y 1998).

II. MÉXICO: LA EVIDENCIA EMPÍRICA

En esta sección se analizará la determinación del PIB real (Y_{mt}) y de la oferta monetaria real (M_{mt}) de México, para lo cual se utilizará la metodología de Johansen (1988 y 1992).

Conviene mencionar que este apartado es crucial para el objetivo del artículo. Se pretende encontrar evidencia empírica robusta que apoye la validez del enfoque monetario del tipo de cambio. Sin embargo, no se desea probar convergencia, sino la influencia del PIB y de la oferta monetaria de Estados Unidos a las mismas variables de México. Para ello se especifican dos modelos estructurales de series de tiempo, en el que intervienen adicionalmente otras variables.

1. Determinación del PIB de México

En la gráfica 1 se muestra la evolución histórica de los productos (PIB) reales de México y de Estados Unidos para el periodo 1980.1-2000.4.⁵ En principio se observa que ambos presentan la misma tendencia, destacando la gran estabilidad del segundo en relación con el primero. Al respecto Mejía (1999: 276-278) reporta que en los últimos 50 años la varianza para las fases de crecimiento es de 2.64 y 2.54 para México y Estados Unidos y para las fases de recesión de 27.64 y 2.37, respectivamente. También destaca que es notable que –en promedio– las fases de expansión son de 6 y 9 años y las de depresión de 6 y 2 años, respectivamente.

A pesar de estas marcadas diferencias que, en última instancia, reflejan problemáticas y condiciones estructurales sustancialmente distintas,

⁵ Para ser comparables ambas series y otras que se presentan más adelante (debido a que existen diferencias fundamentales en los niveles), fue necesario normalizarlas con la instrucción *Normalize Data* que ofrece EVIEW 4.0, que consiste en presentar cada serie en una escala con media cero y desviación estándar uno. Sin embargo, para las estimaciones y las pruebas de causalidad los datos se usaron en sus magnitudes originales sin desestacionalizar ni *suavizar*.

se comprueba que ambas series son $I(1)$,⁶ por lo que en principio (de acuerdo con Johansen *op. cit.*) es posible encontrar un vector de cointegración con sentido económico que permita explicar congruentemente el comportamiento del producto mexicano a partir del de Estados Unidos para ese periodo.⁷



⁶ Véase cuadro 1 del anexo estadístico. Para agilizar la exposición, todos los cuadros estadísticos se presentan en el anexo estadístico al final, mientras que las gráficas se intercalan en el texto.

⁷ Es conveniente señalar que varios trabajos empíricos (entre ellos los de Mejía, *op. cit.*, y Torres, 2000) demuestran que los ciclos económicos de ambos países no coinciden para series muy largas que proceden desde 1920 y 1940. Sin embargo, Torres (*op. cit.*), utilizando la metodología de Kydland y Prescott, encuentra que desde 1987 los ciclos económicos de México y Estados Unidos se asocian positivamente.

Más aún, desde que México se comenzó a liberalizar comercialmente –a partir de la segunda mitad de los años ochenta–, los productos de ambos países están más correlacionados. En específico, desde 1996 se calcula que esa correlación asciende a 90%. Por otro lado, lo que aquí estamos analizando no es la asociación de los ciclos, sino la existencia de una relación estable para ambos productos en el periodo de análisis.

Con el objeto de encontrar una relación de determinación estructural de largo plazo del PIB mexicano, se estimó la siguiente ecuación por el procedimiento de Johansen:

$$Y_{mt} = e^{\beta_0} M_{mt}^{\beta_1} Y_{eut}^{\beta_2} Q_t^{\beta_3} D_t^{\beta_4} e^{\varepsilon_t} \quad [11]$$

que al representarse linealmente queda como:

$$y_{mt} = \beta_0 + \beta_1 * m_{mt} + \beta_2 * y_{eut} + \beta_3 * q_t + \beta_4 * d_t + \varepsilon_t^8 \quad [12]$$

donde las minúsculas representan logaritmos de las variables (todas expresadas en términos reales), por lo que los coeficientes β expresan elasticidades constantes. y_m = PIB de México; m_{mt} = oferta monetaria de México (M1); y_{eu} = PIB de Estados Unidos; q_t = tipo de cambio real (tipo de cambio nominal * INPC_{eut} / INPC_{mt}); d_t = demanda o absorción doméstica; ε_t = término de perturbación estocástico, presumiblemente ruido blanco.

Es conveniente señalar que si bien se encontró *causalidad en el sentido de Granger* de $y_{eut} \rightarrow y_{mt}$ para 1980.1-2000.4 hasta por 5 rezagos (cuadro II), no se logró encontrar un vector de cointegración para la ecuación [12] para ese periodo. Esto bien puede deberse a cambios estructurales en las variables empleadas, en específico de la oferta monetaria real (M1) de México (véase gráfica 3). En efecto, esta variable observa una evolución decreciente hasta 1987.2 y en adelante positiva, aunque con variaciones erráticas muy importantes entre 1990 y 1997. Es sólo a partir de este último año que muestra una estabilidad aceptable. Por tal razón, fue necesario redefinir el periodo muestral de estimación hasta obtener uno que además de reportar esa causalidad tuviera un fuerte sentido económico. De esta suerte, para la estimación de y_{mt} se eligió el periodo 1986.4-2000.4 que corresponde a la fase de intensa apertura comercial (ingreso de México al GATT) y de liberalización financiera (desde 1990).

⁸ Conviene mencionar que para ésta y la siguiente regresión se siguió el procedimiento metodológico de *lo general a lo particular* de Hendry y Richard (1983), que consiste en definir inicialmente un modelo grande e ir aplicando pruebas hasta lograr un modelo compacto pero bien especificado. Esto es, que con un mínimo de factores se obtenga el máximo poder explicativo. A esto se le llama *parsimonia*.

Es decir, corresponde a la clara instauración de un nuevo modelo de crecimiento. Conviene mencionar que por los problemas ya reportados de inestabilidad de M1 –aún expresada en términos reales–, la oferta monetaria finalmente considerada corresponde a M1 real normalizada por el tipo de cambio nominal.⁹ Esto con el fin de suavizar el efecto de las magnidevaluaciones que ocurrieron en la década de los ochenta y entre diciembre de 1994 y noviembre de 1998.¹⁰ Al normalizar M1 (m'_{mt}) se obtiene una serie notablemente más estable, aunque con una tendencia negativa, tal como se puede observar en la gráfica 4. A partir de esta redefinición se encontró que la mejor estructura de rezagos para la estimación del VAR es de 2,¹¹ sin incorporar variables exógenas adicionales a las especificadas ni tendencia (aleatoria o determinista).

La prueba de la traza (cuadro III) muestra que hay dos vectores de cointegración al 99%, por lo que normalizando el primero, se obtiene la ecuación de determinación del producto mexicano:

$$y_{mt} = -1.37617 + 0.07359 y_{eut} + 0.3382 q_t + 1.02856 d_t + 0.0127 m'_{mt} \quad [13]$$

Los coeficientes irrestringidos de ajuste de la matriz alfa en principio sugieren la existencia de exogeneidad débil, misma que se prueba más adelante.

Esta estimación es de suma importancia, ya que además de presentar los determinantes estadísticos estructurales de largo plazo (para nuestro periodo de estudio) del producto interno bruto mexicano, permite derivar resultados analíticos muy importantes:

⁹ A esta variable la denominaremos m'_{mt} .

¹⁰ Es necesario advertir que en contextos de alta inflación e incertidumbre, las economías tienden a desmonetizarse rápida e intensamente, buscando activos reales y monedas sólidas que mantengan el valor de la riqueza de los individuos. En el caso de México esto se ha traducido en procesos de dolarización informales claramente identificados hasta 1988 y luego durante la crisis de 1994-1995. Eso es lo que puede explicar los pronunciados cambios de tendencia de M1 real de México.

¹¹ Que además corresponde a los rezagos con los que se encontró causalidad en el sentido de Granger para el subperiodo 1986.4-2000.4.

- a) la no neutralidad del dinero,¹² en virtud del valor positivo (0.0127) de m'_{mt} ;
- b) a pesar de la intensa apertura externa iniciada desde mediados de los ochenta, y de la enorme dependencia comercial (superior al 80%) de la economía de Estados Unidos se encontró que la demanda doméstica (d_t) es más relevante que el producto estadounidense (y_{euu}) en la determinación del producto: 1.0285 vs. 0.07359;
- c) el cumplimiento de la *Condición Marshall-Lerner* por el valor de la elasticidad del producto al tipo de cambio real (0.3382). Esta hipótesis se ha demostrado para series anuales (1970-1999) con metodologías distintas. La primera con la metodología de Johansen y de corrección de error (Loría, 2001a) y la segunda con un modelo estructural multiecuacional de la economía mexicana (Loría, 2001b).

Un mecanismo útil y sin embargo muy poco utilizado para contrastar la consistencia (aproximación) del modelo estimado con el proceso generador de información (PGI) consiste en aplicar la ecuación estimada en [13] a la serie histórica.

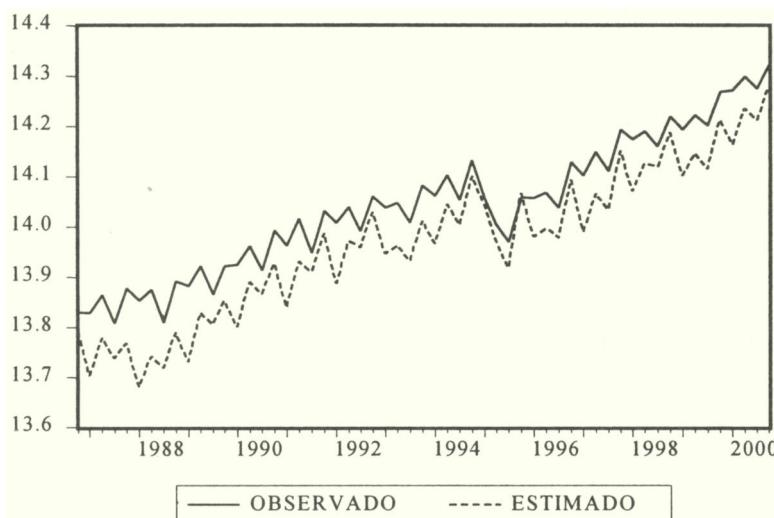
La gráfica 2 reporta que nuestro modelo estimado tiene una excelente capacidad de reproducción de y_{mt} , tanto porque capta los múltiples cortes (por estacionalidad y volatilidad), así como la tendencia para todo el periodo.

Por otro lado, el modelo estimado consigna que contiene la información relevante en la función de distribución condicional, por lo que se prueba de esta forma que existe *exogeneidad débil* (Hendry, 1995).¹³ Recordar que este resultado ya se había indicado (en forma intuitiva) anteriormente por los valores de los coeficientes de la matriz alfa generada de la estimación de [13]. En efecto, estos coeficientes (cuadro III) indican que y_{mt} se ajusta rápidamente a su senda de largo plazo ante cualquier perturbación o desviación de corto plazo de las variables definidas.

¹² Para ver con detalle la comprobación de esta hipótesis para México, consultese Rodríguez, 2001.

¹³ Las pruebas individuales y conjuntas de exogeneidad débil de y_{mt} se presentan en el cuadro IV.

Gráfica 2.
*Estimación del PIB de México con la ecuación de cointegración,
 1986.1-2000.4*



La validación de *causalidad en el sentido de Granger* para el PIB de México, junto con la de *exogeneidad débil* concluye la presencia de *exogeneidad fuerte*. Este resultado implica que los parámetros β 's pueden ser estimados de la función de distribución condicional y utilizados para hacer pronóstico de y_{mt} basados en los pronósticos de las variables exógenas, los que a su vez se derivarán de su propia historia (Johnston y DiNardo, 1997: 253-255).

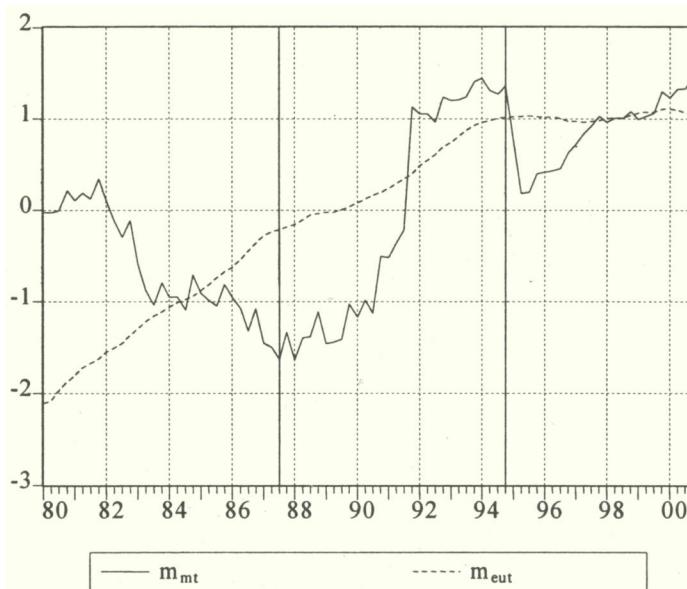
2. Determinación de la oferta monetaria

Para redondear nuestra hipótesis central, se realizó un análisis similar de cointegración para las ofertas monetarias de ambos países. Con fines de hacerlas comparables gráficamente, se siguió un procedimiento similar al anterior (normalización de las dos variables, véase nota al pie 6).

En las gráficas 3 y 4 se puede apreciar la evolución de la oferta monetaria real normalizada de México M'_{mt} comparada con la oferta monetaria real de EU (M_{eut}). Hay varios puntos a destacar:

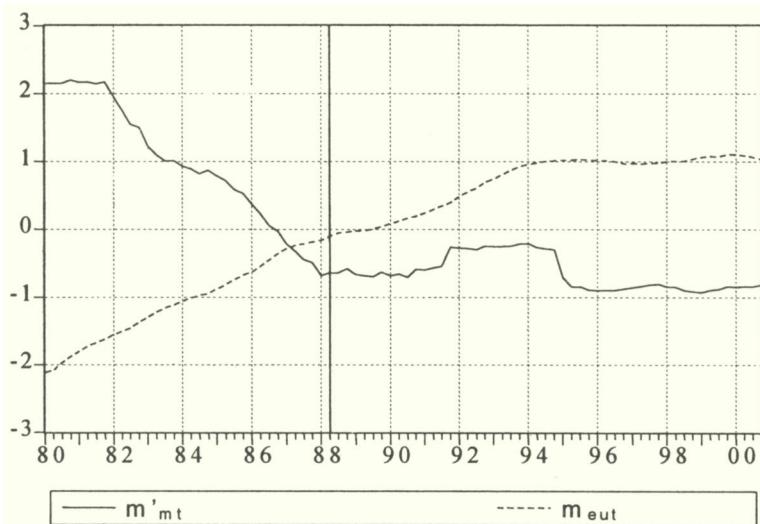
- a) Hasta 1988.1 m_{mt} y m'_{mt} ¹⁴ presentaron una evolución inversa respecto a m_{eut} , lo cual puede deberse a la estanflación que sufrió la economía mexicana desde 1982.
- b) En adelante m'_{mt} presenta una notable estabilidad que contrasta con m_{mt} . A partir de esa observación, esta última variable tiene una trayectoria creciente, lo que puede atribuirse, en parte, a la continua apreciación cambiaria y al restablecimiento del crecimiento económico.
- c) Estos comportamientos diferenciados sugieren que es preferible analizar la evolución dinámica de las ofertas monetarias de México y Estados Unidos a partir de este periodo, pero sobre todo, considerando a m'_{mt} , porque quita el efecto de las correcciones cambiarias y de los procesos de monetización y desmonetización.

Gráfica 3.
Ofertas Monetarias Reales de México y Estados Unidos
1980.1-2000.4
Variables normalizadas



¹⁴ m_{mt} = logaritmo de M1 real de México; m'_{mt} = logaritmo de M1 real normalizado.

Gráfica 4.
Ofertas Monetarias de México (Normalizada por el tipo de cambio nominal) y de Estados Unidos
 Variables normalizadas



En la sección anterior se mencionó que, aunque se encontró una clara *causalidad en el sentido de Granger* para todo el periodo de análisis, debido a problemas con m'_{mt} fue necesario redefinir el espacio muestral para encontrar un vector de cointegración con fuerte sentido económico. Lo mismo ocurrió en el caso de la estimación de m'_{mt} , por lo que fue necesario definirlo para el periodo 1988.1-2000.4.

La redefinición del periodo muestral permitió encontrar una relación de *causalidad en el sentido de Granger* de $m_{euu} \rightarrow m'_{mt}$ de hasta 5 trimestres (cuadro V) y no se encontró evidencia de la relación inversa.

La ecuación de m'_{mt} es la siguiente:

$$M'_{mt} = e^{\beta_0} M_{euu}^{\beta_1} e^{\sigma} \quad [14]$$

que al linealizarse queda como:

$$m'_{mt} = \beta_0 + \beta_1 m_{euu} + \varepsilon_t \quad [15]$$

Debe destacarse que entre la estimación de [11] y de [14] existe una brecha temporal de cuatro trimestres, lo que no ensombrece nuestros resultados principales ya que hay congruencia en cuanto a la homogeneidad de la política económica seguida en el periodo (justificada por los cambios en el modelo de desarrollo) y estadística. Esta última determinada por las pruebas de causalidad, de cointegración y de exogeneidad.

El procedimiento de cointegración de Johansen –a través del estadístico de la traza– indica que existe solamente un vector de cointegración al 95%, cuadro vi. Fue necesario, además incorporar al producto de EU como información exógena adicional. El resultado de la estimación que presenta los parámetros estimados normalizados es el siguiente:

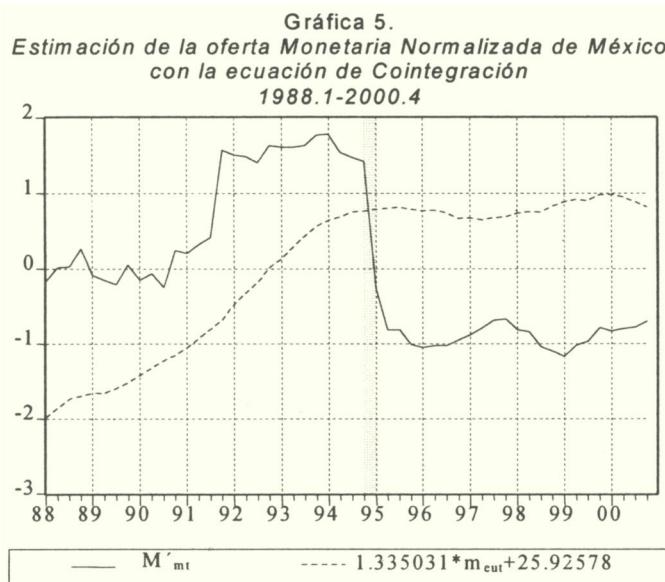
$$m'_{mt} = 25.926 + 1.335 m_{eut} \quad [16]$$

La reproducción (capacidad de replicar) de nuestro modelo al PGI es aceptable aunque menor al modelo del PIB, tal como puede observarse en la gráfica 5.

A diferencia de la baja elasticidad del PIB mexicano respecto al de Estados Unidos, destaca el alto valor de la elasticidad de la oferta monetaria de México respecto a la de Estados Unidos. Esto podría sugerir que hay otros efectos macroeconómicos integrales –no sólo monetarios– muy profundos que intervienen en estas relaciones y que rebasan el objetivo y alcances de este trabajo. Sin embargo, podemos apuntar algunas ideas analíticas importantes al vincular estos resultados numéricos con el enfoque teórico aquí adoptado.

De acuerdo con la ecuación [7a] cualquier variación diferente entre las ofertas monetarias de ambos países provocarían alteraciones directas sobre el tipo de cambio nominal de México.

La elasticidad obtenida de 1.335 implicaría que para que esa variable permanezca constante, ante un aumento porcentual de una unidad de m_{eut} , m'_{mt} deberá crecer en 1.335%; de lo contrario –y considerando solamente esta variable– tenderán a presentarse presiones sobre la paridad cambiaria nominal. Así, esa elasticidad está representando la relación de equilibrio de largo plazo de m'_{mt} respecto a m_{eut} .



A diferencia de la notable bondad de ajuste de la ecuación de y_{mt} en ésta es menor, lo cual se explica por la altísima volatilidad de $m'mt$. A pesar de lo anterior y de la diferencia en escala, la simulación en la ecuación estimada [16] capta las tendencias de largo plazo de la variable observada; por lo que la ecuación estimada puede utilizarse para pronosticar la evolución dinámica (no necesariamente en niveles) de $m'mt$ en función de m_{eut} . Esta también es la consecuencia de la existencia de *exogeneidad fuerte*.

La prueba de *exogeneidad débil* de la oferta monetaria de Estados Unidos sobre la de México, se corrobora por los valores muy cercanos a cero de los coeficientes alfa irrestrictos de ajuste (cuadro VI), y por el valor de la chi cuadrada $\chi^2(1)=0.1397$ (0.7085).

CONCLUSIONES Y CONSIDERACIONES FINALES

En este artículo se calcula empíricamente –dentro de un enfoque monetarista, lo cual deja de lado variables reales que podrían ser muy importantes– la magnitud de la integración que de manera inercial se ha venido dando de la economía mexicana a la de Estados Unidos.

Si bien el análisis general abarca el periodo 1980.1-2000.4, para efectos de estimación econométrica se tuvo que reducir, tomando un dato más reciente de inicio. Ello es congruente con la política económica que siguió el gobierno mexicano así como con el desarrollo de los hechos económicos en el país.

La evidencia empírica para México entre 1986.4-2000.4 capturada en este trabajo, indica que existe una relación estable en el largo plazo entre las variables analizadas, y que también hay una clara relación de *causalidad en el sentido de Granger* del PIB de Estados Unidos al de México y de la oferta monetaria real de aquel país a la oferta monetaria normalizada de México.

Según se observa en las ecuaciones de cointegración, en el largo plazo el PIB real de México es sensible positivamente a los movimientos de la absorción doméstica, al tipo de cambio real y, aunque en menor medida, al PIB de Estados Unidos.

Las pruebas de exogeneidad permiten aceptar que para las dos ecuaciones estimadas individualmente, al excluirse alguna de las variables consideradas se pueden obtener inferencias estadísticas inválidas y perder información relevante para conseguir una buena aproximación del PGI. El hecho de que la oferta monetaria normalizada de México sea *exógenamente débil* respecto al PIB permite plantear que no existe simultaneidad en su determinación; por lo que es plausible estimar individualmente a cada variable de manera independiente sin perder información relevante. Asimismo, los coeficientes de ajuste de la matriz α presentan evidencia de que el PIB de México se ajusta rápidamente a su senda de crecimiento de largo plazo después de sufrir alguna o varias perturbaciones, tales como sorpresas monetarias domésticas y de Estados Unidos, volatilidad en el tipo de cambio y cambios no esperados en el PIB real de Estados Unidos. De acuerdo con la prueba de *exogeneidad débil*, la estimación de los parámetros bajo el VAR es la indicada. Lo mismo se puede decir para el caso de la oferta monetaria normalizada de México respecto a la oferta monetaria real de Estados Unidos.

Las *pruebas de causalidad de Granger* refuerzan este resultado, por lo que el modelo monetario del tipo de cambio aplicado a los datos disponibles predice que en el largo plazo el crecimiento del producto inter-

no de México está vinculado al de Estados Unidos a través de factores monetarios y del producto. Este punto es de gran importancia para efectos de las conclusiones de este artículo. No obstante, esto no significa necesariamente que deba existir convergencia del PIB de México al de Estados Unidos, como teóricamente lo indicaría la ecuación [10]. Al respecto, la evidencia empírica no sólo de los países que se han unido monetariamente sino también la de las regiones o estados dentro de un mismo país que comparten la misma moneda, reporta niveles y tasas de crecimiento heterogéneas.

Sin embargo, el hecho de que aquí se haya probado causalidad y cointegración entre las variables fundamentales estaría indicando que en forma estructural se han venido vinculando ambas economías, por lo que la política económica de México no puede actuar en un sentido inverso a la de Estados Unidos.

Esta última aseveración incluso podría extenderse y sugerir que cuando así lo ha decidido el gobierno mexicano, ha agudizado el desequilibrio de algunas variables macroeconómicas importantes. Sin embargo, ello no significa que se renuncie a la utilización de los instrumentos de política económica que aún quedan. En un régimen de tipo de cambio flexible como el actual y con alta movilidad de capitales, el empleo de la política monetaria es fundamental para absorber los choques externos.

Según algunos cálculos, la tasa de crecimiento de equilibrio de Estados Unidos es de alrededor de 3%. Los múltiples rezagos estructurales de la economía mexicana (desempleo, bajos salarios y pobreza) exigirían una tasa de crecimiento por lo menos del doble. Sin embargo, desde el fin del modelo de sustitución de importaciones la tasa de crecimiento se ha reducido notablemente, y de la misma forma ha crecido su volatilidad. Barro (1997) asevera que en la dinámica del crecimiento de largo plazo es mucho más deseable que los países presenten tasas relativamente mesuradas de crecimiento pero con alta estabilidad que lo inverso. Por desgracia, el primer resultado es característico de los países de América Latina, y de México en particular, al menos desde mediados de los años setenta.

BIBLIOGRAFÍA

- Barro, R., *Determinants of Economic Growth*. MIT Press, 1997.
- , *Getting it Right. Markets and Choices in a Free Society*, MIT Press, 1998.
- Enders, W., *Applied Econometrics Time Series*. New York, Willey, 1995.
- Hendry, D. and J. Richard, “The Econometric Analysis of Economic Time Series”, *International Statistical Review*, vol. 51, 1983.
- Hendry, D., *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, 1995.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, núm. 12, 1988.
- , “Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in the U.K. Money Demand Data”, *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 3, 1992.
- Johnston, J. & J. DiNardo, *Econometric Methods*, 4th ed. McGraw Hill, 1997.
- Intriligator, M., R. Bodkin & C. Hsiao, *Econometric Models. Techniques and Applications*. 2nd ed. Prentice Hall, 1996.
- Krugman, P., *Currency Crises*,
<http://web.mit.edu/krugman/www/crises.html>, 1997.
- Loría, E., “La restricción externa dinámica al crecimiento de México, a través del análisis de las propensiones del comercio, 1970-1999”, *Estudios Económicos*. El Colegio de México, en prensa, 2001a.
- , “The Mexican Economy: Balance of Payments Constrained Growth Model. The Importance of the Exchange Rate, 1970-1999”. *Journal of PostKeynesian Economics*, en dictamen, 2001b.
- Maddala, G. S. & I. M. Kim, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. 1st ed. Cambridge University Press, 1998.
- Mejía, P., “Classical Business Cycles in Latin America: Turning Points, Asymmetries and International Synchronization”, *Estudios Económicos*, vol. 14, núm. 2, Colegio de México, 1999.
- Perron, P., “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1989.

- Rivera Bátiz, F. & L. Rivera Bátiz, *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. 2nd ed. Prentice Hall, 1994.
- Rodríguez, C., *La hipótesis de la neutralidad del dinero en México: un análisis de series de tiempo para el periodo 1980-1994*, Tesis de doctorado en economía, UNAM, México, 2001.
- Salvatore, D., *International Economics*. 5th ed. McGraw Hill, USA, 1997.
- Semmler, W., "The European Monetary Union: Success or Failure", *Momento Económico* núm. 110, julio-agosto, UNAM, 2000.
- , "Exchange Rate Volatility, Financial Crisis and Large Output Loss: Stylized Facts and Some Useful Theories", *Momento Económico*, núm. 112, noviembre-diciembre, IIEC, UNAM, 2001.
- Torres, A., "Estabilidad de las variables nominales y el ciclo económico: el caso de México", *Documento de Investigación* 2000-2003, Banco de México, 2000.

ANEXO ECONOMÉTRICO

CUADRO 1.

Orden de Integración Pruebas ADF y Phillips-Perron (PP)

Variable	ADF(3)	PP(3)
m_{mt}	0.575	0.651
Δm_{mt}	-2.37**	-9.64**
$m_{m't}$	-1.914*	-2.8**
$\Delta m_{m't}$	-1.89*	-5.75**
m_{eut}	-1.991	5.431
Δm_{eut}	-1.999*	-1.631*
y_{mt}	4.71	3.87
Δy_{mt}	-3.28*	-21.24**
y_{eut}	-1.84	-2.65
Δy_{eut}	-3.6**	-5.57**
d_t	0.45	-0.56
Δd_t	-2.12*	-16.09**
q_t	-2.93*	-2.33
Δq_t	-3.77**	-7.83

* Significancia al 95%.

** Significancia al 99%.

Los rezagos y la especificación de la prueba para cada variable se hizo buscando la mayor significancia estadística y evitando la autocorrelación serial.

- Δm_{mt} Sin constante ni tendencia.
- m_{eu} Con constante y sin tendencia.
- Δm_{eut} Sin constante ni tendencia, con 1 rezago.
- Δy_{mt} Con constante, sin tendencia.
- Δy_{eut} Se validó para la prueba ADF con 1 rezago, con constante y sin tendencia.
- Δd_t Sin constante.
- Δq_t Con constante.
- Δq_t Sin constante y con 2 rezagos para ADF y sin constante y con 3 rezagos para PP.

La prueba ADF para m'_{mt} , en principio indicaría que es estacionaria en niveles. Sin embargo, los valores de McKinnon encontrados en primera diferencia y con la prueba PP son más confiables en virtud de que presentan mayor significancia estadística y ausencia de autocorrelación serial. Por otro lado, dado que la serie reporta cambios estructurales importantes, es más pertinente utilizar la prueba PP.¹⁵

CUADRO 2.
*Prueba de no Causalidad en el sentido de Granger**
del PIB de Estados Unidos al PIB de México
1980.1-2000.4

Rezagos	Prueba $F_{(m,n-k)}$	Valor Probabilístico
1	$F_{(1, 83)} = 7.760^*$	0.006*
2	$F_{(2, 86)} = 2.560^*$	0.083*
3	$F_{(3, 81)} = 1.524^*$	0.215*
4	$F_{(4, 80)} = 3.092^*$	0.020*
5	$F_{(5, 79)} = 2.515^*$	0.037*
6	$F_{(6, 78)} = 1.421^*$	0.220*
7	$F_{(7, 77)} = 0.711$	0.662

Indica rechazo de la prueba a 95%.
 No se encontró efecto de *causalidad en el sentido de Granger* del PIB_{mex} a PIB_{usa}.

¹⁵ Perron (1989) ha planteado que los quiebres estructurales invalidan las pruebas convencionales de raíces unitarias. Veáse también Johnston and DiNardo, *op. cit.*: 266.

CUADRO 3.
Estimación del PIB de México, 1986.4-2000.4
Estadísticos del Procedimiento de Cointegración de Johansen

Observaciones: 57

Sin tendencia determinística (constante restringida)

Series: y_t , y_{eut} , q_t , d_t , m'_{mt} .

Intervalos rezagados (en primeras diferencias): 1 a 2

Prueba de rango irrestricta de cointegración.

Núm. Hipotético de ecuación de cointegración	Valor caracte- rístico	Estadístico de la traza	5 % Valor Crítico	1 % Valor Crítico
Uno	0.409925	94.99727	76.07	84.45
Como máx. 1	0.399158	64.92944	53.12	60.16
Como máx. 2	0.251208	35.89234	34.91	41.07
Como máx. 3	0.201891	19.40259	19.96	24.60
Como máx. 4	0.108533	6.548532	9.24	12.97

Coeficientes α Irrestrictos de Ajuste

D(y_m)	0.004150	0.005001	-0.008236	0.001249	0.000394
D(y_{eut})	0.002860	0.001856	0.000117	-0.000503	0.000154
D(q_t)	0.003882	-0.007165	0.000534	0.007565	-0.017911
D(d_t)	0.005433	0.003777	-0.007240	0.007113	0.003959
D(m'_{mt})	0.016113	-0.032683	-0.019051	-0.018804	0.026869

CUADRO 4.
Exogeneidad débil de la ecuación del PIB de México

	y_{eut}	m'_{mt}	d_t	q_t
LR	0.7167	0.1700	0.5824	0.1165
Prob.	0.3972	0.6800	0.4453	0.7328

$\chi^2(4) = 11.9649$ (0.01761) Prueba conjunta.

CUADRO 5.
*Prueba de No Causalidad en el sentido de Granger
 de la Oferta Monetaria de Estados Unidos a la Oferta Monetaria Normalizada
 de México, 1988.1-2000.4*

Rezagos	Prueba F(m,n,k)	Valor Probabilístico
1	F(1,52)=1.109	0.2975
2	F(2,51)=4.615	0.0147
3	F(3,50)=3.357	0.02692
4	F(4,49)=2.807	0.0371
5	F(5,48)=2.301	0.0622
6	F(6,47)=1.859	0.112
7	F(7,46)=1.532	0.186

CUADRO 6.

*Estimación de la Oferta Monetaria Normalizada de México, 1988.1-2000.4
Estadísticos del Procedimiento de Johansen*

Observaciones: 52

Sin tendencia determinística (constante restringida)

Series: m'_{mt} , m_{eut}

Serie Exógena: y_{eut}

Intervalos rezagados (en primeras diferencias): 1 a 5

Prueba de rango irrestricta de cointegración.

Núm. Hipotético de ecuación de cointegración	Valor Caráctico	Estadístico de la traza	5 % Valor Crítico	1 % Valor Crítico
Uno	0.269459	22.12203	19.96	24.60
Como máx. 1	0.105468	5.795622	9.24	12.97

Prueba de la traza indica que hay una ecuación de cointegración al nivel de 5%.

Coeficientes α Irrestrictos de Ajuste

D(m'_{mt})	0.068517	-0.009194
D(m_{eut})	-0.000546	-0.002803