

Los efectos de la política monetaria en el producto y los precios en México: un análisis econométrico

LUIS MIGUEL GALINDO
HORACIO CATALÁN*

Abstract

The objective of this paper is to analyze the effects of the monetary policy on output and prices, in the case of the Mexican economy, using different econometric techniques. The main results indicate the existence of a strong relationship between the monetary aggregates, the interest rate, prices and output. However, these relations are complex, with different forms and with an important time dimension. The results suggest an association between the monetary aggregates and the price path without excluding the presence of a small but significant simultaneous relationship between the monetary aggregates, the interest rate and output. These relationships also reject the exogeneity hypothesis and therefore the existence of an unidirectional causality.

Key words: monetary policy, cointegration, VAR, structural model.

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar los efectos de la política monetaria en el producto y los precios en la economía mexicana utilizando diversas técnicas econométricas. Los principales resultados obtenidos indican que existe una estrecha relación entre los agregados monetarios, la tasa de interés, los precios y el producto. Sin embargo, estas relaciones son complejas, adquieren diversas formas y tienen una dimensión temporal importante. El conjunto de los resultados sugiere que existe una asociación entre los agregados monetarios y la trayectoria de precios, pero ello no excluye la presencia simultánea de una relación pequeña pero significativa entre los agregados monetarios, la tasa de interés y el producto. Se observa además que las relaciones entre estas variables rechazan la hipótesis de exogeneidad y por tanto una relación de causalidad unidireccional.

Palabras clave: política monetaria, cointegración, VAR, modelo estructural. Clasificación en el JEL: E52, E58, C30.

* Catedrático extraordinario Narciso Bassols y profesor de la Facultad de Economía, respectivamente. Correo-e: galaliza@servidor.unam.mx y catalanh@economia01.economia.unam.mx

Introducción**

Los mecanismos y canales de transmisión de la política monetaria al producto y los precios es ciertamente un tema de intenso debate. En la literatura reciente existen dos posiciones extremas sobre los efectos de la política monetaria en una economía (Walsh, 2003). La primera posición extrema se agrupa en torno a lo que se conoce como la dicotomía clásica y la neutralidad del dinero, argumentando la presencia de ilusión monetaria y la inexistencia de rigideces nominales. Así, existe una dicotomía entre la esfera monetaria y la real donde el dinero es sólo un 'velo' y la asignación de recursos es completamente independiente de las variables monetarias (Obstfeld y Rogoff, 1996). Por su parte, la segunda corriente asume la existencia de mercados imperfectos, costos de información, de transacción y rigideces nominales donde las variables reales y las monetarias se determinan en un proceso simultáneo (Walsh, 2003).

Estas dos posiciones extremas implican diversas concepciones y funciones de la política monetaria. Esto es, con el supuesto de la dicotomía clásica, la política monetaria debe circunscribirse a mantener en equilibrio a las variables nominales, ya que sus efectos sobre las variables reales son limitados. En el caso extremo, una expansión o contracción liderada por la política monetaria será neutral o se revertirá en el largo plazo. En todo caso, la política monetaria tendrá efectos sobre las variables reales cuando no es predecible, lo que implica que el banco central debe instrumentar su política a través de sorpresas monetarias, como una especie de generador de números aleatorios para incidir en la esfera real. Por el contrario, en el otro extremo, la política monetaria tiene diversos canales para incidir en la esfera real, como las tasas de interés, el tipo de cambio, el crédito o la riqueza financiera, ya que existe una estrecha relación entre ambas esferas. Ello se fundamenta en la existencia de mercados imperfectos, costos de información y transacción.

El Banco de México, durante las últimas dos décadas, ha modificado su política monetaria para enfrentar una mayor volatilidad de las principales variables macroeconómicas en el con-

** Este trabajo fue financiado con fondos del proyecto PAPIIT: "La política monetaria y financiera y los efectos de la apertura del sector externo en una economía con restricción externa: un enfoque econométrico". Agradecemos los valiosos comentarios de Pablo Mejía y Pedro Zepeda; desde luego los errores son responsabilidad exclusiva de los autores.

texto de una economía más abierta y dependiente de los flujos de comercio y de capitales del exterior. Estas transformaciones pueden ejemplificarse con el otorgamiento de la independencia del Banco de México para controlar a la tasa de inflación o el traslado del uso de los agregados monetarios a la tasa de interés con base en el *corto* como principal instrumento de política monetaria (véase por ejemplo Carstens y Werner, 1999; Martínez, *et al.*, 2001).

Simultáneamente, los resultados obtenidos por la economía mexicana durante estas dos últimas décadas son insuficientes y aún muy volátiles, combinando fases de un elevado dinamismo y relativa estabilidad con otras de estancamiento o depresión. En este contexto, existe un intenso debate sobre la contribución positiva o negativa de la política monetaria a esta situación, y desde luego también de sus potencialidades y capacidades para mejorar la trayectoria de la economía mexicana en el futuro. Debe sin embargo reconocerse que este debate sólo puede avanzar sustancialmente al incluirse un componente de análisis empírico (Walsh, 2003: 5).

En años recientes se observa en México un renovado interés por analizar y evaluar los efectos de la política monetaria.¹ Los estudios recientes (Garcés, 2002; Díaz y Greenham, 2001; Castellanos, 2000; Carstens y Werner, 1999; Cecchetti *et al.*, 2001; Gil-Díaz, 1997) sobre los efectos de la política monetaria en la economía mexicana muestran un creciente interés por el estudio de algunos de los canales específicos de transmisión, en particular en lo que se refiere a la tasa de interés, a los agregados monetarios, el tipo de cambio o el crédito.² Así, por ejemplo Carstens y Reynoso (1997) argumentan a favor de la neutralidad del dinero, mientras que otros autores como Castillo (2003) y Gunther y Moore (1993) sostienen que las variables monetarias y financieras tienen efectos relevantes en las variables reales, o Garcés (1999 y 2002) quien concluye que los agregados monetarios han perdido importancia para predecir la trayectoria del producto y los precios. En este contexto, se observa además que después de marzo de 1995 el Banco de México, ha modificado su política monetaria para incidir sobre la tasa de interés nominal dejando a un lado el control de los agregados monetarios. Así, las acciones de política monetaria están orientadas a influir sobre el nivel de

¹ Véase por ejemplo los documentos recientes de investigación del Banco de México.

² Para una descripción detallada de la política monetaria en México véase el Anexo 4 del Informe Anual del Banco de México (1996).

la tasa de interés a corto plazo, mediante un nuevo mecanismo de requerimiento de reservas denominado *encaje promedio cero* (Gil-Díaz, 1997; Díaz y Greenham, 2001).³ Cada día el Banco de México fija un monto de crédito para subastar entre los bancos, de manera que la suma de los saldos acumulados de toda la banca pueda cerrar el día en una cantidad determinada.⁴ Las señales de política monetaria se transmiten entonces por medio de la cantidad deseada en los saldos acumulados. De este modo, cuando el banco central determina como objetivo un saldo acumulado negativo (*corto*), indica que no está dispuesto a proporcionar recursos a la tasa de interés de mercado, obligando a la banca a obtener recursos a través del sobregiro o bien en el mercado de dinero. De esta forma el banco central envía la señal de que ha adoptado una política monetaria restrictiva.

El uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria se fundamenta en tres grandes argumentos. En primer lugar, se asume que el agregado monetario es una variable que se ajusta endógenamente y, por tanto, no puede considerarse como un instrumento de política monetaria exógena (Gil-Díaz, 1997; Carstens y Werner, 1999). En segundo lugar se utiliza el argumento de que los agregados monetarios no tienen una relación estable con el producto o los precios y por lo tanto no representan un instrumento confiable (Martínez *et al.*, 2001). Finalmente se considera también que los agregados monetarios no contienen información confiable y consistente para predecir el comportamiento del producto o los precios (Garcés, 2002 y 1999). Sin embargo, estos argumentos han sido rebatidos por otros autores (Galindo, 1997; Galindo y Cardero, 1997; Liquitaya, 1998) argumentando que los agregados monetarios, más allá de la selección del instrumento monetario específico, representan un factor fundamental por considerar en el diseño de la política monetaria.

En este sentido, el principal objetivo de este ensayo es analizar, desde un punto de vista econométrico, los canales de transmisión y los efectos de la política monetaria, en particular los efectos de los agregados monetarios y la tasa de interés en el producto y los precios. Este análisis no se circunscribe a un solo

³ Para una descripción del *corto* véase el Anexo 4 del Informe Anual del Banco de México (1996). Asimismo, Díaz y Greenham (2001) presentan evidencia econométrica sobre la efectividad del *corto* sobre las tasas de interés.

⁴ En el caso en que algún banco mantenga un saldo negativo, tiene que pagar una tasa igual a dos veces Certificados de la Tesorería de la Nación (Cetes) a 28 días.

método econométrico, sino que utiliza diversas alternativas. Ello busca evitar la alta dependencia que existe en algunos casos de los resultados obtenidos en referencia a las técnicas utilizadas (Hendry, 2000; Walsh, 2003). En particular, se pone especial énfasis en diferenciar las relaciones de corto y largo plazo y además incluir modelos estructurales con sentido económico.

El trabajo se divide en dos secciones. La primera sección presenta una especificación de la función objetivo del banco central, con base en un modelo IS-LM, que permite analizar los criterios que influyen en el uso de la tasa de interés como instrumento eje de la política monetaria actual. En la segunda sección se evalúa la evidencia empírica disponible que incluye correlaciones, pruebas de no causalidad de Granger, las correlaciones dinámicas y pruebas de cointegración entre las series de los agregados monetarios, tasa de interés, precios y producto. Posteriormente, esta información es complementada con la estimación de un modelo estructural y multiplicadores dinámicos. Finalmente, se incluyen las conclusiones y algunos comentarios generales.

1. La selección del instrumento de política monetaria

La política monetaria puede incidir sobre el conjunto de la actividad económica a través de diversos canales de transmisión, tales como los agregados monetarios, las tasas de interés, el tipo de cambio o el crédito (Dornbusch y Giovannini, 1990). Sin embargo, el banco central debe optar por utilizar como instrumento a una variable de precio o de cantidad dejando a la otra como variable de ajuste. En el caso del Banco de México, la selección del instrumento de política monetaria corresponde a diversos criterios, pero se observa en principio un cambio a una política de tipo de cambio flexible anclado en el uso de la tasa de interés como instrumento de política a través del *corto*. Ello ha implicado el abandono de una política de control de los agregados monetarios en la medida en que se considera que su relación con el nivel de precios ha dejado de ser estable (Gil-Díaz, 1997; Carstens y Werner, 1999; Martínez *et al.* 2001).⁵

Esta selección del instrumento, sin embargo, debe considerar también los efectos potenciales de cada política sobre las variables reales y monetarias evitando partir del supuesto de neutrali-

⁵ Debe, sin embargo, destacarse que Garcés (2002) encuentra relaciones relativamente estables con algunos de los agregados monetarios.

dad del dinero. Un análisis para la selección del instrumento puede realizarse suponiendo que el objetivo de la política monetaria es minimizar la varianza de las desviaciones del producto (ecuación 1) en el marco de un modelo simple (ecuaciones 2 y 3) del tipo IS-LM (Poole, 1970; Walsh, 2003):

$$(1) \quad E(y_t^2)$$

$$(2) \quad y_t = \beta_1 r_t + u_t$$

$$(3) \quad m_t = y_t + \beta_2 r_t + e_t$$

donde y_t representa el nivel de producto, r_t la tasa de interés nominal, m_t el agregado monetario nominal, u_t y e_t representan procesos estocásticos estacionarios no correlacionados entre sí. Asumiendo que $V_{yz} < 0$ y despejando r_t en la ecuación (3) se obtiene que:

$$(4) \quad r_t = \frac{m_t - y_t - e_t}{\beta_2}$$

Sustituyendo en (2) la ecuación (4) permite obtener:

$$(5) \quad y_t = \beta_1 \left[\frac{m_t - y_t - e_t}{\beta_2} \right] + u_t$$

despejando y_t :

$$(6) \quad y_t - \frac{\beta_1}{\beta_2} y_t = \frac{\beta_1}{\beta_2} m_t - \frac{\beta_1}{\beta_2} e_t + u_t$$

Multiplicando por β_2 :

$$(7) \quad (\beta_2 - \beta_1) y_t = \beta_1 m_t - \beta_1 e_t + \beta_2 u_t$$

El producto puede definirse como:

$$(8) \quad y_t = \frac{\beta_1}{(\beta_2 - \beta_1)} m_t - \frac{\beta_1 e_t}{(\beta_2 - \beta_1)} + \frac{\beta_2 u_t}{(\beta_2 - \beta_1)}$$

Definiendo m_t de tal forma que $E(y) = 0$, entonces el valor de la función objetivo en un procedimiento de oferta monetaria puede representarse en la siguiente ecuación como:

$$(9) \quad E_m [y_t]^2 = \frac{-\beta_1^2 \sigma_e^2 + \beta_2 \sigma_u^2}{(\beta_1 - \beta_2)^2}$$

Por su parte, la solución para una política monetaria utilizando como instrumento a la tasa de interés se deriva directamente de la ecuación (2). En este caso, la condición de equilibrio del mercado monetario es innecesaria, ya que el agregado monetario se ajusta endógenamente al ingreso y a la tasa de interés: así, definiendo a r_t de forma que $E(y)=0$ entonces se obtiene que:

$$(10) \quad E_i (y_t)^2 = \sigma_u^2$$

El criterio de selección del instrumento de política monetaria para la tasa de interés se define por la siguiente expresión:

$$(11) \quad E_t (y_t)^2 < \sigma_u^2$$

Utilizando la ecuación (9):

$$(12) \quad \frac{-\beta_1^2 \sigma_e^2 + \beta_2 \sigma_u^2}{(\beta_1 - \beta_2)^2} < \sigma_u^2$$

De donde pueden realizarse las siguientes operaciones algebraicas para obtener un criterio de selección del instrumento de política monetaria:

$$(13) \quad -\beta_1^2 \sigma_e^2 + \beta_2 \sigma_u^2 < \sigma_u^2 (\beta_1 - \beta_2)$$

$$(14) \quad -\beta_1 \sigma_e^2 < \sigma_u^2 (\beta_1 - \beta_2 - \beta_2)$$

$$(15) \quad \sigma_e^2 > \frac{(\beta_1 - 2\beta_2)}{\beta_1} \sigma_u^2 = \sigma_e^2 > \left(1 - \frac{2\beta_2}{\beta_1}\right) \sigma_u^2$$

La ecuación (15) implica que el control de la tasa de interés (r_t) es mejor cuando la varianza del mercado monetario (g_u^2) es mayor, la pendiente de la curva LM es también superior y la IS es más plana. Por el contrario, es mejor controlar el agregado monetario (m_t) cuando la varianza del producto es mayor (g_e^2), la LM es más plana y la IS tiene una pendiente más elevada. Las estimaciones realizadas para el caso de México validan la restricción impuesta en la ecuación (15). De este modo, la mejor opción de política monetaria en México es utilizar como instrumento a la tasa de interés.

(16)

$$g_e^2 = 3.96532 \quad g_u^2 = 14.8911 \quad \frac{fV_{\%} - 2V_{\&}}{V_{\%}} = \frac{f\$.843 - 2(-1.8679)\$}{5.843}$$

$$\sigma_e^2 < \frac{(\beta_1 - 2\beta_2)}{\beta_1} \sigma_u^2 = 3.96532 < 24.39303$$

Este resultado es consistente con otros trabajos para México, donde se observa que el banco central, después de 1995, se ha orientado a implantar una política monetaria para incidir en las tasas de interés (Díaz y Greeham, 2001; Castellanos, 2000). Esta política de tasas de interés ha permitido también amortiguar, en alguna medida, la volatilidad del tipo de cambio (Schwartz *et al.*, 2002; Martínez *et al.*, 2001).

2. Agregados monetarios, tasa de interés, inflación y producto

El análisis de los efectos de la política monetaria para el caso de la economía mexicana requiere, desde el punto de vista empírico, establecer la presencia de relaciones sistemáticas entre las variables reales y las monetarias. Debe, sin embargo, reconocerse que en la actualidad existen enfoques alternativos en las estra-

tegas de modelación monetaria y financiera (véase por ejemplo Walsh, 2003) y que en algunos casos los resultados obtenidos son sensibles al método econométrico utilizado. Por ese motivo se aplican diversos métodos econométricos con objeto de evaluar la solidez de algunos de los resultados obtenidos.

2.1 Pruebas de raíces unitarias

Los datos utilizados en el análisis corresponden a series trimestrales, sin desestacionalizar, para el periodo 1980(1) a 2001(4). Como variable de ingreso real (Y_t) se utiliza el producto interno bruto (PIB) a precios de 1993, la tasa de interés nominal (R_t) corresponde a la tasa de Cetes a 91 días, el nivel de precios (P_t) es aproximado por el índice nacional de precios al consumidor, y finalmente se utilizaron los cuatro agregados monetarios ($M1_t$, $M2_t$, $M3_t$ y $M4_t$).⁶ Las pruebas⁷ de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada (1981) (ADF) y Phillips-Perron (1988) (PP) y de KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992) se sintetizan en el cuadro A1 (apéndice).⁸ Los resultados obtenidos muestran que el nivel de precios (p_t), los agregados monetarios ($m1_t$, $m2_t$, $m3_t$ y $m4_t$), el producto (y_t), la tasa de interés nominal (r_t) y la tasa de inflación (Dp_t)⁹ son series no estacionarias, aunque con distinto orden de integración. Así, la mayor parte de la evidencia sugiere que p_t es $I(2)$, junto con los agregados monetarios $m1_t$, $m2_t$, $m3_t$ y $m4_t$. Por su parte, y_t y r_t son no estacionarias de orden $I(1)$. Finalmente, para la tasa de inflación existe información mixta. Las pruebas ADF y PP sugieren que es una serie no estacionaria, mientras que la prueba KPSS indica que es una serie estacionaria alrededor de una tendencia determinística, por lo que el análisis de esta variable debe tomarse con precaución.

La presencia de resultados diferenciados debe atribuirse tanto a la volatilidad de la serie como a la presencia de cambios estructurales a lo largo del tiempo (Maddala y Kim, 1998; Badiello *et al.*, 2002). Los resultados de las pruebas de raíces unitarias no muestran evidencia clara respecto del orden de integración de las series. Sin embargo, las pruebas asumen que el componen-

⁶ Los datos se obtuvieron del INEGI y del Banco de México. Todas las series fueron transformadas en logaritmo natural y se representan mediante letras en minúsculas.

⁷ La definición de las variables está en el apéndice.

⁸ En el trabajo sólo se reportan las pruebas de Dickey Fuller, PP sin constante y tendencia y la KPSS. El resto de los estadísticos están a disposición bajo requerimiento de los autores.

⁹ 8 indica la primera diferencia de la serie.

te de tendencia está correctamente especificado, por lo cual no se considera el caso en que exista un rompimiento en la tendencia de la serie que afecte el resultado de la prueba indicando la presencia de raíz unitaria cuando en realidad se debe a la presencia de cambio estructural. Estos cambios pueden originarse en choques externos, decisiones de política económica o bien, modificaciones en el régimen de política monetaria. En todo caso, el análisis posterior asume la presencia de raíces unitarias en las series consideradas. Esta evidencia es consistente con otros estudios para México donde se sostiene también que estas series son no estacionarias incluyendo la presencia de cambios estructurales en las series (Castillo y Díaz, 2002; Galindo y Cardero, 2001; Garcés, 2002; Carstens y Reynoso, 1997).

2.2 Efectos de los agregados monetarios y la tasa de interés sobre el producto y los precios: un análisis de correlaciones simples

El marco general para identificar las principales relaciones que se establecen entre el producto, los precios, los agregados monetarios y la tasa de interés¹⁰ es normalmente la identidad cuantitativa del dinero (véase por ejemplo Dornbusch y Giovannini, 1990 o Garcés, 2002), en niveles o en primeras diferencias:

$$(17) \quad M_t V_t = P_t Y_t$$

$$(18) \quad \dots \partial M_t \partial V_t = \partial P_t \partial Y_t$$

La evidencia empírica disponible para México indica que existe una alta correlación positiva entre el crecimiento de los agregados monetarios y la tasa de inflación, y una baja correlación positiva entre los agregados monetarios y la tasa de crecimiento del producto (véase cuadro 1). Las correlaciones no son, sin embargo, homogéneas y muestran que mientras la tasa de inflación está más estrechamente relacionada con los agregados monetarios más amplios, en el caso del crecimiento del producto se presenta la situación inversa. Esta evidencia es en general consistente con los resultados obtenidos a nivel internacional (Walsh, 2003), pero contrasta significativamente con los resultados para México obteni-

¹⁰ La tasa de interés resulta relevante, ya que se considera una aproximación de la velocidad de circulación del dinero.

dos por Garcés (1999 y 2002) que sostiene que los agregados monetarios tienen información limitada o indirecta para predecir la trayectoria de precios. Son estas correlaciones elevadas lo que se utiliza para argumentar en favor de la neutralidad del dinero o la dicotomía clásica considerando entonces que la inflación es en lo fundamental un fenómeno monetario. La consecuencia lógica de esta hipótesis implica que la política monetaria debería concentrarse fundamentalmente en controlar a la inflación, ya que no puede influir sobre el comportamiento del producto.

Cuadro 1
Coefficientes de correlación entre agregados monetarios, inflación y tasa de crecimiento del producto real

	$m1_t$	$m2_t$	$m3_t$	$m4_t$
p_t	0.251	0.826	0.803	0.801
y_t	0.675	0.244	0.259	0.275

Periodo: 1980(1)-2001(4).

En forma similar puede observarse la relación entre la tasa de interés, la inflación y la tasa de crecimiento económico. El cuadro 2 contiene las correlaciones de estas series en niveles y en primeras diferencias. Los coeficientes muestran que la tasa de interés está fuertemente relacionada con la tasa de inflación, dando sustento empírico a la hipótesis de Fisher (Mishkin, 1990). Asimismo, los coeficientes de correlación indican que existe una relación inversa entre la tasa de interés nominal y el producto. El conjunto de esta evidencia sugiere, entonces, que un canal de transmisión de la política monetaria es el propuesto por los modelos del tipo IS-LM o Mundell Fleming para el caso de una economía abierta (Poole, 1970; Dornbusch y Giovannini, 1990; Johansen y Juselius, 1994; Galindo y Cardero, 1997).

Debe, sin embargo, considerarse que las correlaciones presentadas en los cuadros 1 y 2 no implican necesariamente una relación de causalidad unidireccional del agregado monetario a precios o al crecimiento del producto, o de la tasa de interés al producto o la inflación. En efecto, las pruebas de no causalidad de Granger (Charemza y Deadman, 1997) entre el agregado monetario, el producto y la inflación (véase cuadro 3) indican que la relación entre estas variables es ciertamente más compleja, mostrando la existencia de una matriz de interacciones entre

Cuadro 2
Coefficientes de correlación entre la tasa de interés, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del producto real

	r_t	Dr_t
y_t	-0.667	-0.069
Dy_t	-0.051	0.141
p_t	-0.479	-0.161
Dp_t	0.833	0.036

Periodo: 1980(1)-2001(4).

estas variables que descarta una visión unidireccional. Más aún, algunas de los estadísticos¹¹ reportados permiten sostener incluso el concepto de endogeneidad del dinero¹² donde este componente responde a las demandas del sector bancario y financiero como consecuencia del comportamiento del ingreso (King y Plosser, 1984; Carstens y Werner, 1999). Asimismo, estos resultados indican la existencia de una relación más estrecha entre los agregados monetarios y los precios de lo que suponen otros estudios (Garcés, 1999 y 2002).

Cuadro 3
Pruebas de no causalidad de Granger entre agregados monetarios, inflación y crecimiento del producto real

Prueba	$m1_t$	$M2_t$	$M3_t$	$m4_t$
$8m_t$ no causa $8p_t$	2.18 [0.08]	6.54 [0.00]**	6.95 [0.00]**	7.58 [0.00]**
$8p_t$ no causa $8m_t$	2.70 [0.04]*	1.92 [0.12]	1.05 [0.39]	0.72 [0.57]
$8m_t$ no causa $8y_t$	4.08 [0.00]**	4.27 [0.00]**	3.28 [0.01]*	3.63 [0.01]*
$8y_t$ no causa $8m_t$	1.74 [0.15]	3.02 [0.02]*	2.25 [0.07]	2.98 [0.02]*

* Se reporta el estadístico de Wald y la probabilidad entre paréntesis.

** Implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%).

Periodo: 1980(1)-2001(4).

Las pruebas de no causalidad de Granger (Charemza y Deadman, 1997) entre la tasa de interés nominal, la tasa de inflación y el crecimiento del producto (véase cuadro 4) muestran que la tasa de interés es la variable que precede al producto o la infla-

¹¹ Este es el caso de los agregados monetarios M2 y M4 (cuadro 5).

¹² Gil-Díaz (1997: 80) coincide con este punto de vista al afirmar que “un banco central carece de la capacidad para alterar de forma inmediata ni el más elemental de los agregados monetarios”.

Cuadro 4
Pruebas de no causalidad de Granger entre tasa de interés,
inflación y producto

<i>Prueba</i>		<i>Prueba</i>	
r_t no causa δp_t	5.02 [0.00]**	δr_t no causa δp_t	4.36 [0.00]**
δp_t no causa r_t	1.64 [0.17]	δp_t no causa δr_t	2.37 [0.05]
r_t no causa δy_t	3.49 [0.01]*	δr_t no causa δy_t	4.55 [0.00]*
δy_t no causa r_t	0.39 [0.81]	δy_t no causa δr_t	0.64 [0.63]

* Se reporta el estadísticos de Wald y la probabilidad entre paréntesis.

** Implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%).

Periodo: 1980(1)-2001(4).

ción. Esta información es consistente con la evidencia internacional donde se encuentra que la tasa de interés nominal es un buen predictor, ya sea de la inflación o del crecimiento del producto (Walsh, 2003) y es consistente con resultados previos aportados por Galindo (1995), Aportela *et al.* (2001), Díaz y Greenham (2001) para la economía mexicana. Asimismo, la relación entre la tasa de interés y el producto es consistente con los trabajos de Lucas (1990), Christiano (1991) y Christiano y Eichenbaum (1995), donde se argumenta que un *shock* monetario reduce la tasa de interés nominal, lo que se transmite a través del canal de la inversión al producto. Ello corresponde, en el caso mexicano, a los resultados de Castillo (2003). Por su parte, la relación entre la tasa de interés y la inflación se fundamenta en la hipótesis de que un aumento de la inflación se traduce en un incremento de la tasa de interés nominal para mantener una tasa de interés real positiva Este resultado sugiere que la liberalización financiera asociada a los mayores flujos de capitales durante la década de los noventa llevó a la necesidad de mantener rendimientos reales atractivos (Aportela *et al.*, 2001; Castellanos, 2000 y Díaz y Greenham, 2001).

Las relaciones entre estas series puede también analizarse a través de sus oscilaciones cíclicas en torno a una tendencia ascendente, lo que permite identificar con mayor detalle sus relaciones en el tiempo. La literatura económica sugiere diversos métodos para obtener estos patrones cíclicos en torno a una tendencia.¹³ Debe sin embargo reconocerse que el método de sustracción de la tendencia es relevante en los resultados obtenidos.

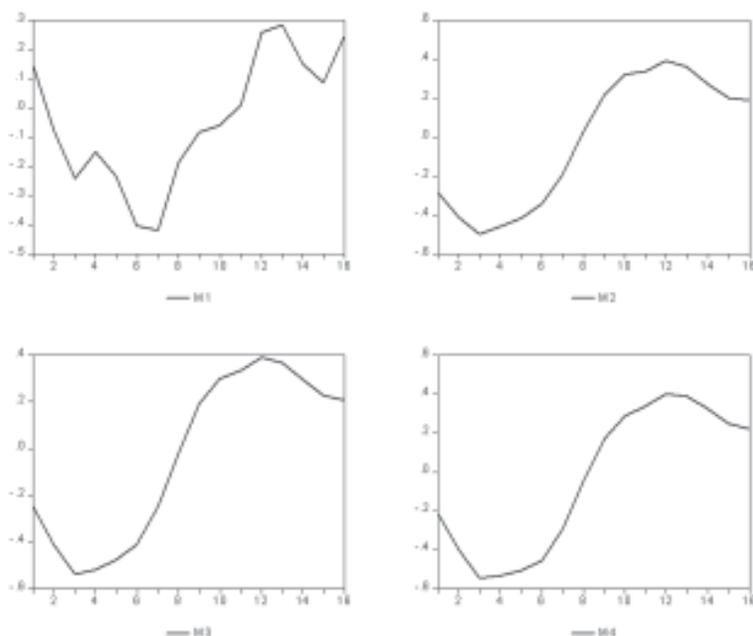
¹³ Véase Mejía (2003) para una discusión sobre las ventajas y desventajas del filtro Hodrick Prescott aplicado a México.

Así, por ejemplo, Stock y Watson (1989) argumentan que la relación de causalidad entre los agregados monetarios y el producto puede observarse utilizando los métodos apropiados de extracción de la tendencia, mientras que Serletis y King (1994) sugieren que la descomposición de las series no resulta fundamental en el cambio de los resultados. Asimismo, debe reconocerse que ninguno de los métodos de extracción de la tendencia está exento de problemas. Por ejemplo, el filtro de Hodrick Prescott que es utilizado en los modelos de ciclo de negocios puede llevar a una descomposición que no es única y que puede traducirse en un comportamiento cíclico espurio (Hartley *et al.*, 1998). Por el otro lado, el uso del procedimiento de cointegración (Johansen, 1988) puede llevar a problemas de identificación en el valor de los parámetros (Favero, 2001: 66) o a soluciones múltiples que implican el uso de múltiples vectores de cointegración en el modelo de mecanismo de corrección de errores para solucionar el problema de mala especificación (Favero, 2001: 62). De este modo, se procedió entonces a utilizar el filtro de Hodrick Prescott que aún se considera un procedimiento estándar en la literatura.

Así, las correlaciones dinámicas entre el agregado monetario, la inflación y el producto sugieren que los movimientos en las variables monetarias generan cambios en estas dos últimas variables, no obstante la presencia de un fuerte componente estacional.¹⁴ De este modo, las correlaciones entre los distintos agregados monetarios y la inflación (véase gráfica 1) presentan un patrón similar en todos los casos, es decir, están negativamente correlacionados respecto a los trimestres anteriores, pero positivamente con los periodos hacia delante. De tal forma que un aumento de la inflación por arriba de su tendencia está fuertemente asociado con un mayor ritmo de crecimiento en los agregados monetarios. Este resultado sugiere que la relativa inestabilidad en la relación entre los agregados monetarios y la tasa de inflación no necesariamente implica que no exista una asociación de estas variables al incluirse la dimensión temporal. En este sentido, la evidencia sugiere que estas dos variables se moverán de manera conjunta no obstante la presencia de desfases temporales que pueden hacer aparecer a esta relación como más volátil.

¹⁴ Los resultados son relativamente similares utilizando series desestacionalizadas, pero se optó por dejar los resultados de las series originales por consistencia con el resto del trabajo.

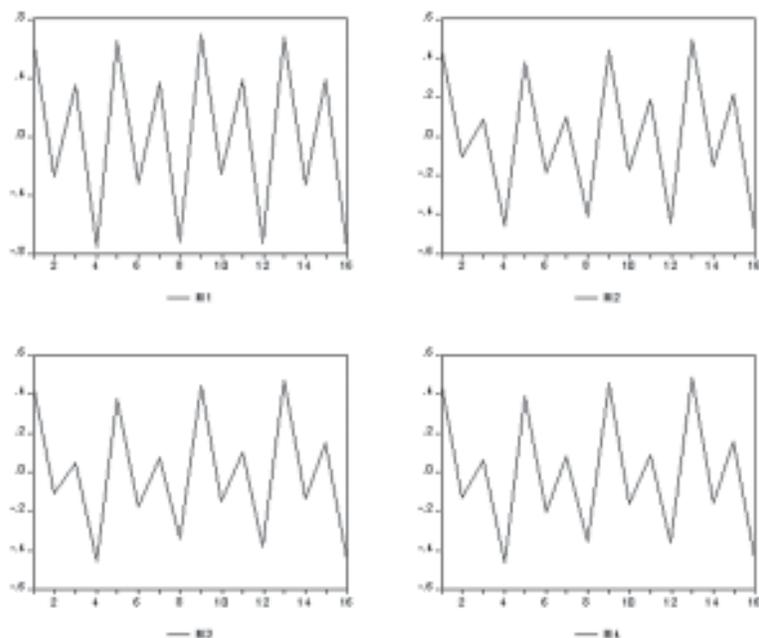
Gráfica 1
Correlaciones dinámicas entre agregados monetarios y la inflación



Por su parte, las correlaciones dinámicas entre los comportamientos cíclicos de los agregados monetarios y el producto (véase gráfica 2), muestran que la relación entre estas variables se intensifica considerando entre tres y cuatro trimestres de desfase temporal. Los cambios en los agregados monetarios tendrán su efecto más relevante en el producto transcurridos entre nueve y doce meses, lo que debe ser ajustado en el diseño de la política monetaria para no generar procesos de sobreajuste innecesarios. Estas relaciones muestran también la presencia de la fuerte estacionalidad de las series en el caso mexicano.

El conjunto de la evidencia sobre los comportamientos cíclicos de las variables consideradas no es, sin embargo, completamente consistente con los resultados obtenidos en otros países. Así por ejemplo en Estados Unidos o en Europa se observa que un aumento monetario tiene un efecto de 'joroba' sobre el producto (Sims, 1992 y Walsh, 2003: 177), y asimismo la inflación responde lentamente a los *shocks* monetarios (Sims, 1992). No obstante ello, estos resultados sugieren que el diseño de la políti-

Gráfica 2
Correlaciones dinámicas entre agregados monetarios y producto real

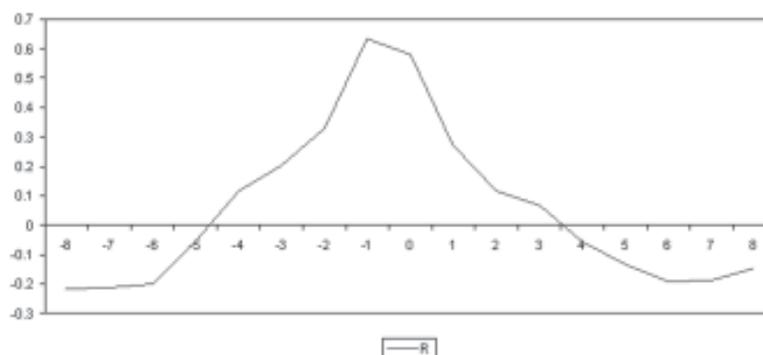


ca monetaria debe de considerar con especial atención la dimensión temporal y los impactos nominales y reales de su política, principalmente de aquellos que se asocian a movimientos temporales o permanentes, a diferencia de los que se identifican como sorpresas.¹⁵ De lo contrario, pueden presentarse situaciones donde se generen sobreajustes en algunas variables como consecuencia de los cambios en la política monetaria.

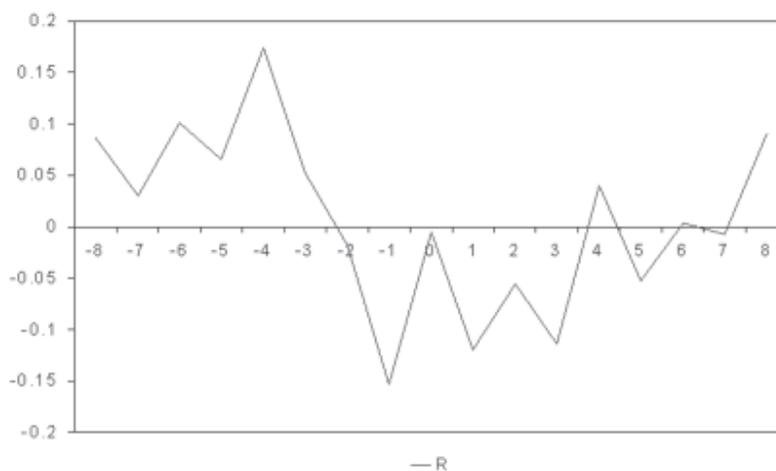
Las correlaciones dinámicas entre la tasa de interés y la inflación (véase gráfica 3) muestran que existe una alta asociación, pero sus efectos se diluyen rápidamente de dos a tres trimestres. Por otra parte, el producto está correlacionado negativamente con la tasa de interés (véase gráfica 4) desde dos trimestres anteriores y se mantiene de cuatro a siete trimestres hacia adelante. En este caso, un aumento del producto (por arriba de su tendencia) es precedido por una disminución de la tasa de interés, lo que representa evidencia adicional sobre la relevancia de un modelo IS-LM.

¹⁵ Barro (1978 y 1979) argumenta que son sólo las sorpresas monetarias las que inciden sobre el crecimiento del producto.

Gráfica 3
Correlación dinámica entre inflación y tasa de interés nominal



Gráfica 4
Correlaciones dinámicas entre el crecimiento del producto y tasa de interés nominal



2.3 Efectos de los agregados monetarios y la tasa de interés sobre el producto y los precios: un análisis de cointegración

El análisis de las relaciones de largo plazo entre los agregados monetarios, la tasa de interés, el producto y los precios puede realizarse en el marco de un modelo de vectores autorregresivo (VAR) y el concepto de cointegración. Para ello se procedió a especificar cuatro modelos VAR, uno para cada agregado monetario, incluyendo además en cada caso precios, tasas de interés e ingreso. Posteriormente se aplicó el procedimiento de cointegra-

ción de Johansen (1988) a fin de identificar relaciones de equilibrio. El concepto de cointegración implica que un conjunto de series definidas en un vector X_t de un orden de integración $I(d)$, son cointegradas $CI(d,b)$ si existe el vector $V \neq 0$, tal que es posible definir una combinación lineal del conjunto de variables $VX_t = Z_t$, donde Z_t representa un proceso estacionario (Engel y Granger, 1987).

Los cuadros A2, A3, A4 y A5 (véase el apéndice) muestran la presencia de relaciones estables de largo plazo, obtenidas a través del procedimiento de Johansen (1988), entre los distintos agregados monetarios, el nivel de precios y el producto. Las ecuaciones (19) a (22) reportan los vectores de cointegración normalizados para cada uno de los agregados monetarios donde se observa que tanto el nivel de precios como el producto presentan una elasticidad positiva y cercana a la unidad, y donde además el valor de las elasticidades, con excepción de M1, son similares en todas la ecuaciones.

$$(19) \quad m1_t = 0.838p_t + 0.760y_t$$

$$(20) \quad m2_t = 1.050p_t + 0.740y_t$$

$$(21) \quad m3_t = 1.043p_t + 0.740y_t$$

$$(22) \quad m4_t = 1.038p_t + 0.744y_t$$

Esta evidencia es consistente con la existencia de relaciones de largo plazo entre estas variables expresada por ejemplo en el modelo P* (Hallman *et al.*, 1991; Galindo, 1997; Galindo y Catalán, 1999; Licitaya, 1998), así como en los trabajos de Carstens y Werner (1999), Galindo y Cardero (1997) y Garcés (2002). Ello muestra evidencia indirecta sobre la vinculación que existe entre la esfera financiera y la real, que es contraria a la evidencia presentada en favor de la neutralidad del dinero para el caso de México por Carstens y Reynoso (1997). Las pruebas de exogeneidad débil (Ericsson, 1992) reportadas en el cuadro A6 muestran además que el conjunto de estas variables se determinan en forma conjunta. De este modo, los *shocks* monetarios están acom-

pañados de ajustes en las otras variables y deben, por tanto, modelarse en forma simultánea. Ello corresponde en buena medida al argumento de Gil-Díaz (1997) y Cartens y Werner (1999) sobre la endogeneidad del dinero en México.

De igual forma, el procedimiento¹⁶ de Johansen (1988) indica que existe una relación estable de largo plazo entre la tasa de interés nominal, la inflación y el producto (cuadro A7). En la ecuación (23) se presenta el vector de cointegración normalizado para la tasa de interés donde se observa que esta variable tiene una relación positiva con la tasa de inflación y una relación inversa con el producto. Ello representa evidencia adicional sobre la validez de la hipótesis de Fisher y del efecto contraccionista de la tasa de interés sobre el producto.

$$(23) \quad r_t = 62.3 + 3.33\Delta p_t - 2.28y_t + 4.85D_{95}$$

Asimismo, las pruebas de exogeneidad débil (cuadro A8) muestran también una determinación simultánea entre las variables, lo que representa evidencia adicional sobre la estrecha relación entre la esfera real y la financiera. De este modo, el procedimiento de cointegración permite identificar que el agregado monetario, los precios y el producto mantienen una relación estable en el tiempo, indicando que la política monetaria tiene influencia en la tendencia de largo plazo de la inflación y la actividad económica. Estos resultados muestran que si bien los agregados monetarios tienen un efecto importante en los precios, se observa también que inciden sobre el producto, sugiriendo la presencia de efectos riqueza o efecto Tobin (1965). Por otra parte, la relación estable entre la tasa de interés nominal, la inflación y el producto, permite argumentar en favor de la posible presencia de la hipótesis de Fisher, donde un aumento de la inflación está acompañada por un incremento en la tasa de interés a fin de mantener un rendimiento real constante. De igual forma, la relación negativa entre la tasa de interés y el producto se ajusta a una especificación de los modelos IS-LM, aunque los coeficientes normalizados del vector de cointegración sugieren que el efecto más importante es entre las tasas de interés y los precios. En este sentido, es difícil argumentar en favor de la existencia de la neutralidad del dinero o de la ineffectividad de la

¹⁶ En este caso también se seleccionó el número de rezagos de acuerdo con el criterio de Akaike.

política monetaria sobre las variables reales en la medida en que todas ellas se mueven en paralelo.

2.4 Modelo estructural para evaluar la política monetaria

El conjunto de la evidencia empírica presentada en este ensayo indica la presencia de relaciones de diversa índole entre los agregados monetarios y la tasa de interés, así como entre el nivel de precios y el producto. Con objeto de identificar con mayor precisión la lógica económica inherente a estas relaciones se procedió a estimar un modelo econométrico estructural del tipo AS-IS-LM (Walsh, 2003) para el caso de la economía mexicana. Posteriormente se utilizó una evaluación de la política monetaria con base en los multiplicadores dinámicos.¹⁷ Este modelo puede especificarse en forma general como (Favero, 2001):

$$(24) \quad \mathbf{A} \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_t \\ \mathbf{M}_t \end{bmatrix} = \mathbf{C}_1(L) \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{t-i} \\ \mathbf{M}_{t-i} \end{bmatrix} + \mathbf{C}_2(L) (\mathbf{M}_t^e) + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Donde \mathbf{Y}_t es un vector columna que incluye a las variables macroeconómicas de interés, \mathbf{M}_t es un vector columna con las variables monetarias y financieras de relevancia, \mathbf{M}_t^e es un subvector de \mathbf{M}_t donde se incluyen a las variables monetarias exógenas o que son controladas por las autoridades monetarias, $\mathbf{C}_1(L)$ y $\mathbf{C}_2(L)$ representan a los polinomios de rezagos y los e_{it} indican los términos de error. En este contexto, el modelo econométrico estructural se define como:¹⁸

$$(25) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^* + \beta_2 r_t + u_{1t}$$

$$(26) \quad r_t = \beta_4 + \beta_5 \pi_t + \beta_6 r_{t-1} + u_{2t}$$

$$(27) \quad \pi_t = \beta_7 + \beta_8 \Delta m2_t + \beta_9 \Delta y_t + \beta_{10} \pi_{t-1} + u_{3t}$$

Donde y_t representa el producto, y_t^* el producto potencial que en este caso se obtiene utilizando el filtro de Hodrick Prescott, r_t es la tasa de interés nominal, π_t es la tasa de inflación y $\Delta m2_t$ es la tasa de crecimiento del agregado monetario M2. El modelo es parecido a las especificaciones utilizadas en estudios previos por

¹⁷ Véase Favero (2001) para una explicación de este tipo de análisis.

¹⁸ Las variables *dummies* estacionales no son reportadas.

Fuhrer y Moore (1995), Taylor (1979) y Favero (2001). La ecuación (25) puede relacionarse con una curva IS donde el producto oscila con movimientos cíclicos en torno a una tendencia y se asocia negativamente con la tasa de interés. La ecuación (26) se refiere a la hipótesis de Fisher aumentada por la tasa de interés rezagada con objeto de incluir los cambios en esta variable, asumiendo que el ajuste se realiza paulatinamente. La ecuación (27) se desprende esencialmente de la ecuación cuantitativa del dinero con la inflación rezagada para captar los efectos inerciales.

La estimación de este modelo se realizó con el método de máxima verosimilitud con información completa (*Full Information Maximum Likelihood*, FIML), obteniéndose valores de los coeficientes consistentes con la teoría económica (Walsh, 2003 y Favero, 2001) (ecuaciones 28, 29 y 30). Las condiciones econométricas del modelo son adecuadas considerando que los residuales son $I(0)$.

$$(28) \quad Y_t = 2.052 + 0.909 Y_t^* - 0.040 r_t$$

estadístico t	(4.71) (44.8) (-6.88)
prob.	(0.00) (0.00) (0.00)

$R^2 = 0.8532$ $DW = 1.9130$

$$(29) \quad r_t = 0.633 + 0.659 \pi_t + 0.825 r_{t-1}$$

estadístico t	(2.31) (0.74) (9.98)
prob.	(0.02) (0.45) (0.00)

$R^2 = 0.8532$ $DW = 1.9130$

$$(30) \quad \pi_t = 0.027 + 0.276 \Delta m2_t - 0.4003 \Delta Y_t + 0.679 \pi_{t-1}$$

estadístico t	(1.63) (3.69) (-1.98) (11.29)
prob.	(0.10) (0.00) (0.05) (0.00)

$R^2 = 0.7978$ $DW = 2.0282$

Periodo de estimación: 1980(1)-2001(4).

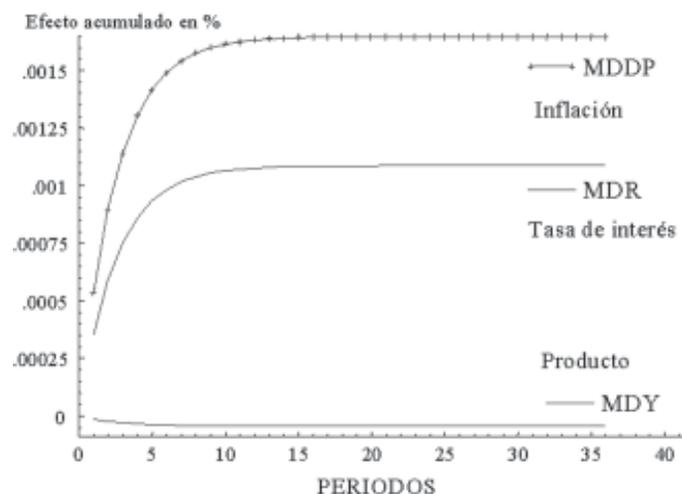
El modelo estimado reproduce adecuadamente la evolución de los datos observados como lo muestra el R^2 de cada ecuación y las gráficas G1, G2 y G3 del apéndice; asimismo, permite evaluar distintos *shocks* monetarios utilizando una simulación dinámica para identificar los efectos de políticas monetarias alternativas a través de especificar distintas trayectorias para las variables exógenas. De este modo, la evaluación de la política se realiza examinando las trayectorias de los valores estimados de las variables endógenas, después de que las variables exógenas se han modificado. Esto implica simular el modelo dos veces. En primer lugar se simula la línea base o de control usando el periodo ya estimado donde se conocen las trayectorias de las variables exógenas. Los resultados de la simulación base se comparan con aquella donde las variables exógenas sufren un *shock* que en ese caso se representó como un efecto positivo. Esta comparación se basa en el análisis de los multiplicadores dinámicos definidos como (Favero, 2001):

$$(31) \quad MD = \frac{(Y_{nt}^d - Y_{nt}^b)}{(X_{nt}^d - X_{nt}^b)} = \frac{(Y_{nt}^d - Y_{nt}^b)}{\delta}$$

Donde MD_t representa a los multiplicadores dinámicos, Y_{nt}^b es la simulación base de la variable endógena, Y_{nt}^d representa los valores de la variable endógena ante un *shock* en las variables exógenas, dando lugar a una nueva trayectoria, que responde en la simulación a los cambios definidos como: $X_t^d = X_t^b + X$. En el caso en el que el modelo sea estable, entonces los multiplicadores de largo plazo convergen a un valor determinado.

La gráfica 5 presenta las simulaciones de los multiplicadores dinámicos. Estos resultados indican que los *shocks* monetarios se traducen en una mayor inflación y en un aumento en la tasa de interés, mientras que sus efectos en el producto son bastante reducidos. Este resultado es consistente con la evidencia presentada en las secciones anteriores. Debe sin embargo destacarse que estos resultados no son completamente consistentes con la evidencia internacional, donde se observa que un *shock* de política monetaria lleva a un pequeño aumento en el nivel de precios, un comportamiento de J del producto y una alza inicial de las tasas de interés (Walsh, 2003 y Favero, 2001).

Gráfica 5
Multiplicadores dinámicos del ingreso (MDY), la inflación (MDDP) y la tasa de interés nominal (MDR)



Conclusiones y comentarios de política monetaria

La política monetaria es ciertamente un factor fundamental para explicar el comportamiento reciente de la economía mexicana. No obstante que en principio es ampliamente reconocida su importancia, existen posiciones fuertemente divergentes sobre sus efectos particulares. Por ejemplo, existe un debate intenso sobre la forma en que se dividen los efectos entre la esfera real y la nominal. La evidencia empírica disponible para México, reportada en este trabajo, muestra una mayor complejidad que aquella que supone en el extremo ambas posiciones. Como consecuencia de ello, resulta impráctico e incluso quizá hasta ingenuo circunscribirse a alguna de estas posiciones para propósitos de política monetaria.

Así, el conjunto de la información obtenida sintetizada en los coeficientes de correlaciones, la presencia de vectores de cointegración y las correlaciones y multiplicadores dinámicos permiten sostener al menos los siguientes puntos:

1. Existe ciertamente una relación estrecha y positiva entre el comportamiento de los agregados monetarios y la tasa de inflación. Esta asociación no debe, sin embargo, entenderse como una relación de causalidad directa de los agregados monetarios a

los precios. Más aún, la intensidad y la presencia de desfases temporales de esta relación se modifica de acuerdo con el tipo de variables que se utilicen, ya sea en niveles, en primeras diferencias o atendiendo a sus trayectorias cíclicas.

2. La relación entre los agregados monetarios y el producto es ciertamente más compleja y menos intensa que aquella que se observa entre los agregados monetarios y los precios, pero no necesariamente inexistente. Esto es, la evidencia disponible permite rechazar la hipótesis de neutralidad del dinero y sugiere además que con diversos niveles de retardos existe un efecto de liquidez favorable al crecimiento económico.

3. La tasa de interés tiene una relación con la tasa de inflación que sugiere la validez de la hipótesis de Fisher para la economía mexicana y mantiene, al mismo tiempo, una asociación más débil respecto a la trayectoria del producto, lo que supone la validez relativa de la curva IS en la economía mexicana, aunque con limitaciones importantes. Por ejemplo, debe considerarse que los efectos de la política monetaria no se reducen exclusivamente al canal de transmisión de la tasa de interés, sino que incluyen también a los diferentes tipos de financiamiento como el crédito o la bolsa de valores, la riqueza financiera o el tipo de cambio. En particular, destaca que los efectos de los diversos tipos de financiamiento son más importantes en la medida en que no son sustitutos perfectos (Bernanke, 1993) atendiendo a los diferentes tiempos de maduración y características de riesgo. Estas imperfecciones del mercado de activos son más fuertes para las empresas medianas y pequeñas, donde incluso la emisión de acciones no es posible.

4. Las formas de interacción de estas variables son, sin embargo, muy complejas y reproducen a una economía donde los mayores efectos de las políticas monetarias se traducen en movimientos en la inflación o en variables nominales. Ello sin embargo no descarta la importancia de explicaciones basadas en modelos de precios 'pegajosos' (Goodfriend y King, 1997 y Favero, 2001) aunque desde luego limita sus efectos y posibilidades.

Apéndice

La información utilizada consiste en series trimestrales sin considerar el efecto estacional, para el periodo 1980(1) a 2001(4).

Y_t = Producto interno bruto en millones de pesos a precios de 1993

R_t = La tasa de interés nominal que corresponde a la tasa de Cetes a 91 días, del último mes de cada trimestre.

P_t = El índice de precios al consumidor base 1994=100.

$M1_t$ = Agregado monetario M1 en millones de pesos.

$M2_t$ = Agregado monetario M2 en millones de pesos.

$M3_t$ = Agregado monetario M3 en millones de pesos.

$M4_t$ = Agregado monetario M4 en millones de pesos.

Los datos se obtuvieron del INEGI y Banco de México. Todas las series fueron transformadas en logaritmo natural y se representan mediante letras en minúsculas.

Cuadro A1: Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF	PP	KPSS	
			η_{μ}	η_{τ}
$m1_t$	1.13(8)	3.82	0.753	0.190
$\Delta m1_t$	1.85(7)	-8.41	0.433	0.078
$\Delta\Delta m1_t$	-5.50(6)	-31.46	0.101	0.086
$m2_t$	2.21(8)	4.00	0.773	0.162
$\Delta m2_t$	-3.27(7)	-1.78	0.490	0.144
$\Delta\Delta m2_t$	-4.61(6)	-15.35	0.085	0.088
$m3_t$	2.33(8)	3.99	0.770	0.178
$\Delta m3_t$	-3.43(7)	-1.71	0.583	0.153
$\Delta\Delta m3_t$	-4.52(6)	-14.23	0.081	0.083
$m4_t$	2.40(8)	3.88	0.767	0.184
$\Delta m4_t$	-3.68(7)	-1.75	0.560	0.154
$\Delta\Delta m4_t$	-4.47(4)	-13.82	0.080	0.082
p_t	-0.47(3)	1.17	0.935	0.244
Δp_t	-1.32(2)	-1.63	0.571	0.079
$\Delta\Delta p_t$	-8.67(1)	-8.55	0.093	0.065
y_t	-2.78(8)	-4.90	0.965	0.181
Δy_t	-3.95(8)	-21.61	0.134	0.058
r_t	-0.66(2)	-0.64	0.519	0.097
Δr_t	-8.10(1)	-9.42	0.271	0.086
rr_t	-3.78(7)	-5.64	0.407	0.125
Δrr_t	-6.11(6)	-14.09	0.053	0.048

Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de $T=100$, son de -3.45 incluyendo constante y tendencia (Maddala y Kim, 1998, p. 64). η_{μ} y η_{τ} representan los estadísticos de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski *et al.* 1992:166). Las negrillas representan el rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Cuadro A2: Estadísticos del procedimiento de Johansen entre $m1_p, p_p, y_t$

$H_0: r$	$p-r$	Valores característicos	λ -max (calculado)	-max 95% (tablas)	Traza (calculado)	Traza 95%
0	3	0.2444	23.54	17.80	35.14	24.07
1	2	0.0988	8.74	11.23	11.59	12.21
2	1	0.0333	2.84	4.13	2.846	4.14

λ -max = Estadístico de la raíz característica máxima. Traza: Estadístico de la traza. Las negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1980(1)-2001(4). Número de rezagos utilizados en el VAR 4 Valores críticos: λ -max (Johansen, 1995: tabla 15.1, p. 214) y Traza (Mackinnon *et al.*, 1999: tabla II, p. 571).

Cuadro A3: Estadísticos del procedimiento de Johansen entre $m2_p, p_p, y_t$

$H_0: r$	$p-r$	Valores característicos	λ -max (calculado)	λ -max 95% (tablas)	Traza (calculado)	Traza 95%
0	3	0.1788	16.55	17.80	32.14	24.07
1	2	0.1238	11.11	11.23	15.59	12.21
2	1	0.0519	4.48	4.13	4.48	4.14

λ -max = Estadístico de la raíz característica máxima. Traza: Estadístico de la traza. Las negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1980(1)-2001(4). Número de rezagos utilizados en el VAR 4 Valores críticos: λ -max (Johansen, 1995: tabla 15.1, p. 214) y Traza (Mackinnon *et al.*, 1999: tabla II, p. 571).

Cuadro A4: Estadísticos del procedimiento de Johansen entre $m3_p, p_p, y_t$

$H_0: r$	$p-r$	Valores característicos	λ -max (calculado)	λ -max 95% (tablas)	Traza (calculado)	Traza 95%
0	3	0.2097	19.78	17.80	33.14	24.07
1	2	0.0996	8.82	11.23	13.37	12.21
2	1	0.0526	4.54	4.13	4.54	4.14

λ -max = Estadístico de la raíz característica máxima. Traza: Estadístico de la traza. Las negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1980(1)-2001(4). Número de rezagos utilizados en el VAR 4 Valores críticos: λ -max (Johansen, 1995: tabla 15.1, p. 214) y Traza (Mackinnon *et al.*, 1999: tabla II, p.571).

Cuadro A5: Estadísticos del procedimiento de Johansen entre m^A_p, p_p, y_t

$H_0: r$	$p-r$	Valores característicos	-max (calculado)	-max 95% (tablas)	Traza (calculado)	Traza 95%
0	3	0.2261	21.54	17.80	36.55	24.07
1	2	0.1117	9.951	11.23	15.01	12.21
2	1	0.0584	5.059	4.13	5.059	4.14

λ -max = Estadístico de la raíz característica máxima. Traza: Estadístico de la traza. Las negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1980(1)-2001(4). Número de rezagos utilizados en el VAR 4. Valores críticos: λ -max (Johansen, 1995: tabla 15.1, p. 214); y Traza (Mackinnon *et al.*, 1999: tabla II, p.571).

Cuadro A6: Prueba de exogeneidad débil de las ecuaciones (19), (20), (21) y (22)

Agregado	Variable		
	m_t	p_t	y_t
M1	$\mathcal{W}(1) = 7.38$ (0.00)*	$\mathcal{W}(1) = 6.06$ (0.01)*	$\mathcal{W}(1) = 9.09$ (0.00)*
M2	$\mathcal{W}(1) = 3.84$ (0.05)	$\mathcal{W}(1) = 0.21$ (0.64)	$\mathcal{W}(1) = 2.41$ (0.08)
M3	$\mathcal{W}(1) = 6.41$ (0.01)*	$\mathcal{W}(1) = 1.45$ (0.23)	$\mathcal{W}(1) = 3.67$ (0.05)
M4	$\mathcal{W}(1) = 8.58$ (0.00)*	$\mathcal{W}(1) = 0.43$ (0.51)	$\mathcal{W}(1) = 4.19$ (0.04)*

* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%. Periodo 1980:01-2001:04

Cuadro A7: Estadísticos del procedimiento de Johansen entre $r_p, \Delta p_t$ y y_t

$H_0: r$	$p-r$	Valores característicos	-max (calculado)	-max 95% (tablas)	Traza (calculado)	Traza 95%
0	3	0.2749	27.33	22.0	49.25	34.9
1	2	0.1937	18.31	15.7	21.93	20.0
2	1	0.0416	3.617	9.2	3.617	9.2

λ -max = Estadístico de la raíz característica máxima. Traza: Estadístico de la traza. Las negrillas indican el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1980(1)-2001(4). Número de rezagos utilizados en el VAR 6. Incluye una variable *dummy* en 1995(1). Valores críticos: λ -max (Johansen, 1995 tabla 15.1 p. 214) y Traza (Mackinnon *et al.*, 1999, tabla II, p.571).

Cuadro A8: Prueba de exogeneidad débil de la ecuación (23)

<i>Variable</i>		
r_t	Δp_t	y_t
$W(1) = 8.253$ (0.00)*	$W(1) = 1.539$ (0.214)*	$W(1) = 9.09$ (0.043)*

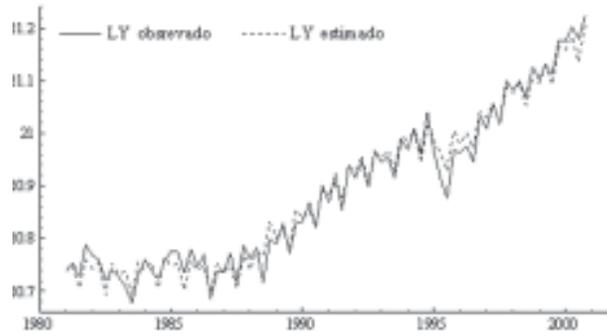
* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%. Periodo 1980:01-2001:04.

Cuadro A9: Pruebas de diagnóstico del modelo estructural

	<i>Prueba(W)</i>	<i>Prueba F</i>
Autocorrelación		
LM(4)		
y_t	$W(4) = 63.04[0.00]**$	$F(4,67) = 64.3[0.00]**$
r_t	$W(4) = 18.36[0.00]**$	$F(4,67) = 4.98[0.00]**$
	$W(4) = 4.47[0.34]$	$F(4,67) = 0.99[0.48]$
Heteroscedasticidad		
ARCH(4)		
y_t	$W(4) = 11.03[0.00]**$	$F(4,63) = 2.67[0.04]*$
r_t	$W(4) = 0.59[0.96]$	$F(4,63) = 0.12[0.97]$
π_t	$W(4) = 5.74[0.22]$	$F(4,63) = 1.28[0.28]$
Normalidad		
y_t	$W(2) = 3.28[0.19]$	
r_t	$W(2) = 31.3[0.00]**$	
π_t	$W(2) = 53.4[0.00]**$	

** Implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%).

Gráfica G1. Modelo estructural: valores observados y estimados del producto



Gráfica G2. Modelo estructural: valores observados y estimados de la tasa de interés



Gráfica G3. Modelo estructural: valores observados y estimados de la inflación



Bibliografía

- Aportela, F., J. A. Ardarin y Y. Cruz (2001), “Comportamiento histórico de las tasas de interés reales en México, 1995-2001”, *Documento de Investigación*, núm. 2001-05, Banco de México.
- Barro, R. J. (1978), “Unanticipated Money, Output, and Price Level in the United States”, *Journal of Political Economy*, 86 (4), pp. 549-580.
- _____ (1979), “Unanticipated Money Growth and Unemployment in United States: Replay”, *America Economic Review*, 69 (5), pp. 1004-1009.
- Badillo, R., J. Belaire-Franch y D. Contreras (2002), “Spurious Rejection of the Stationarity Hypothesis in the Presence of a Break Point”, *Applied Economics*, 34, pp. 1917-1923.
- Banco de México (1996), *Informe Anual del Banco de México*, México.
- Bernanke, B. S. (1993), “Credit in the Macroeconomy”, *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*, 18 (1), pp. 50-70.
- Carstens, A. G. y A. M. Werner (1999), “Mexico’s Monetary Policy Framework under a Floating Exchange Rate Regime”, *Documento de Investigación*, núm. 99-05, Banco de México.
- _____ y A. Reynoso (1997), “Alcances de la política monetaria: marco teórico y regularidades empíricas en la experiencia mexicana”, *Documento de Investigación*, núm. 9705, Banco de México.
- Castellanos, S. (2000), “El efecto del ‘corto’ sobre la estructura de tasas de interés”, *Documento de Investigación*, núm. 2000-1, Banco de México.
- Castillo, R. y A. Díaz (2002), “Testing for Unit Roots: México’s GDP”, *Momento Económico*, núm. 124, noviembre-diciembre, 2-10.

- _____ (2003), “La restricción de liquidez, el canal de crédito y la inversión en México”, *El Trimestre Económico*, vol. LXX (2), abril-junio, núm. 278, pp. 315-342.
- Cecchetti S., A. Flores y S. Krause (2001), “¿Ha aumentado la eficiencia de la política monetaria en México?”, *Documento de Investigación*, núm. 2001-01, Banco de México.
- Charemza, W. W. y D. F. Deadman (1997), *New Direction in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing.
- Christiano, L. J. (1991), “Modelling the Liquidity Effect of Money Shocks”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 15 (1), pp. 3-34
- _____ y M. Eichenbaum (1995), “Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (4), pp. 1113-1136.
- Díaz, A. y L. Greenham (2001), “Política monetaria y tasas de interés: experiencia reciente para el caso de México”, *Economía Mexicana*, nueva época, vol. x, núm. 2, pp. 213-258.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dornbusch, R. y A. Giovannini (1990), “Monetary Policy in the Open Economy”, en B.M. Friedman y F.H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. II, pp. 1230-1303.
- Engel R. F. y C.W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.
- Ericsson, N. R. (1992), “Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview”, *Journal of Policy Modeling*, 14 (3), pp. 251-280.
- Favero, C. A. (2001), *Applied Macroeconomics*, Oxford University.

- Fuhrer, J. C. y G. R. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), pp. 127-159.
- Galindo, L. M. (1995), "La hipótesis de expectativas racionales en el mercado de Cetes en México: 1990-1995" en *Estudios Económicos*, vol. 20, núm. 1, pp. 67-88, México.
- _____ (1997), "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *El Trimestre Económico*, vol. LXIV, núm. 2, pp. 221-39.
- _____ y M. E. Cardero (1997), "Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana 1980-1996", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. VI, núm. 2, pp. 223-247.
- _____ y H. Catalán (1999), "Regla simple para predecir el comportamiento de los precios en México: El modelo P*", *Problemas del Desarrollo*, vol. 29/30, núms. 115/116, pp. 9-27.
- _____ y M. E. Cardero (2001), "El proceso de monetización en México: la evidencia reciente", *Aportes*, vol. VI, núm. 17, pp. 37-56.
- Garcés, D. G. (2002), "Agregados monetarios, inflación y actividad económica", *Documento de Investigación*, núm. 2002-07, Banco de México.
- _____ (1999), "Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México", *Documento de Investigación*, núm. 9907, Banco de México.
- Gil-Díaz, F. (1997), "La política monetaria y sus canales de transmisión en México", *Gaceta de Economía*, Suplemento, ITAM, año 3, núm. 5, pp. 79-102.
- Goodfriend, M., y R. G. King (1997), "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy", en B. Bernanke y J. Rotemberg (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1997*, MIT Press, Cambridge, MA.

- Gunther, J. W. y R. R. Moore (1993), "Crédito y actividad económica en México", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. II, núm. 2, pp. 415-428.
- Hallman, J. J., Porter, R. D. y D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *American Economic Review*, 81, pp 841-858.
- Hartley, J. E., K. D. Hoover y K. D. Salyer (1998), *Real Business Cycles: A Reader*, Routledge.
- Hendry (2000), *Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometric Methodology*, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Co-Integrating Vector", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- _____ (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- _____ y K. Juselius (1994), "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure. An Application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, 63, pp. 7-36.
- King, R. G. y R. Levine (1994), "Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*.
- _____ y C. I. Plosser (1984), "Money, Credit and Prices in the Real Business Cycle", *American Economic Review*, 74 (3), pp. 363-380.
- Kwiatkowsky, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Liquitaya, J. D. (1998) "Dinero, producto, tasas de interés y precios", *Investigación Económica*, núm. 225, pp. 99-128.

- Lucas, R. E. Jr. (1990), "Liquidity and Interest Rates", *Journal Economic Theory*, 50 (2), pp. 237-264.
- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001), "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión", *Documento de Investigación*, núm. 2001-02, Banco de México.
- Maddala, G. S. y I. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Mackinnon J. G, A. A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical Distributions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 563-577.
- Mejía, P. (2003), "Regularidades empíricas en los ciclos económicos de México: producción, inversión, inflación y balanza comercial", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. XII, núm. 2, pp. 231-274.
- Mishkin, F. S. (1990), "What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?", *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 77-95.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge Mass., Londres.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Poole, W. (1970), "Optimal Choice of Monetary Policy Instrument in a Simple Stochastic Macro Model", *Quarterly Journal of Economics*, 84 (2), pp. 197-216.
- Schwartz, M. J., A. Tijerina y L. Torre (2002), "Volatilidad del tipo de cambio y tasas de interés en México: 1996-2001", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. XI, núm. 2, pp. 299-331.
- Seretis, A. y M. King (1994), "Deterministic Trends and Money-Output Causality", *Applied Financial Economics*, 4, 143-147.

- Sims, C. A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 36 (5), pp. 975-1000.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1989), "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 40, pp. 161-181.
- Taylor, J. B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review*, 69 (2), pp. 108-113.
- Tobin, J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33 (4), pp. 671-684.
- Walsh, C. E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press, segunda edición, Cambridge, Massachusetts, Londres.

Recepción: 31 de marzo de 2003

Aceptación: 7 de julio de 2003

Luis Miguel Galindo tiene la maestría en economía por el CIDE, una maestría en ciencias en métodos cuantitativos para el desarrollo por la Universidad de Warwick, Reino Unido, y un doctorado en economía por la Universidad de Newcastle Upon Tyne, Reino Unido. Es miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel 1, y actualmente es profesor de tiempo completo de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México. Entre sus publicaciones se cuentan: 1) "El proceso de urbanización y el crecimiento económico en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, núm. 56, 2004 (con Roberto Escalante); 2) "La reorganización del sistema financiero internacional La perspectiva mexicana", en *Nueva Sociedad*, núm. 168, julio-agosto, 2000, pp. 138-147; 3) "Un modelo de demanda de dinero de saldos de amortiguamiento", en *Investigación Económica*, núm. 231, enero-marzo, 2000, pp. 47-70; 4) "¿Es viable la meta de inflación planteada en el programa de política monetaria de 1999?", *Momento Económico*, núm. 102, marzo-abril, 1999 (con Eric Torres), y 5) "Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996", *Economía Mexicana. Nueva Época*, vol. VI, núm. 2, 1997, pp. 223-247 (con María Elena Cardero).

Horacio Catalán es profesor-investigador de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México. Es responsable de la Coordinación de Apoyo y Difusión de la Investigación. Algunos de sus trabajos son los siguientes: 1) “El proceso de convergencia monetaria y financiera entre México y Estados Unidos”, en Fernando J. Chávez Gutiérrez (coord.), *Moneda y régimen cambiario en México*, Universidad Autónoma Metropolitana, Azcapozalco, México, 2004, pp. 297-310; 2) “Una nota sobre la hipótesis de Fisher en España en el proceso europeo de convergencia”, en *Momento Económico*, núm. 127, mayo-junio, 2003, pp. 72-77 (con Venancio Calcines); 3) “La tasa de interés real en México, un análisis de raíces unitarias con cambio estructural”, en *Momento Económico*, núm. 126, marzo-abril, 2003, pp. 15-22 (con Luis Miguel Galindo); 4) “El consumo en México”, en *Economía. Teoría y Práctica*, núm. 16, 2002, y 5) “Paridad descubierta de tasas de interés mediante el método general de momentos”, en *Momento Económico*, núm. 113, enero-febrero, 2001, pp. 22-29.