

## DINERO, PRODUCTO, TASAS DE INTERÉS Y PRECIOS: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

JOSÉ D. LIQUITAYA BRICEÑO\*

### INTRODUCCIÓN

La instrumentación de la política monetaria, en lo que respecta a la cantidad y variaciones del acervo de dinero, requiere del conocimiento de las relaciones entre este activo y las variables económicas que atañen a la política. Por ello, entre los aspectos que de modo recurrente concitan la atención de científicos y autoridades económicas se encuentran los niveles y las formas de conexión entre el dinero y otras variables clave, como la tasa de interés, la actividad productiva y el nivel de precios. A través de su estudio se busca esencialmente conocer alguna relación explotable que haga posible prever, con cierto grado de confiabilidad, las implicaciones para el nivel ingreso y/o los precios que tendrían virtuales desviaciones del acervo monetario respecto a una determinada trayectoria *ex ante*. Tal hecho coadyuva a que la política monetaria se establezca a una forma específica, en dirección trazada hacia el logro de sus objetivos, entre los que normalmente destaca la estabilidad de precios.<sup>1</sup>

---

Manuscrito recibido en noviembre de 1997; versión final, mayo de 1998.

\* Profesor-investigador titular "C" y jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía, UAM-I. Agradezco los comentarios y sugerencias de dos dictaminadores anónimos. E-mail: lbjd@xanum.uam.mx

<sup>1</sup> Sin embargo, la plausibilidad de utilizar la cantidad de dinero como un objetivo (intermedio o final) de política monetaria requiere que la demanda de dinero no sea estocástica, y sea inelástica a la tasa de interés.

En el ámbito de la economía mexicana, los estudios acerca del tema han sido variados y fecundos. Desde diversas perspectivas, se realizaron investigaciones empíricas en torno a la vinculación de algunas variables macroeconómicas y de ellas pudieron extraerse evidencias explotables para la política económica. Unos lo efectuaron en el marco de un interés más fundamental, como el de contrastar hipótesis de concepciones teóricas alternativas. Los trabajos de Ize y Salas (1984) y de Ruprah (1984) son buenos ejemplos al respecto: los primeros discutieron el comportamiento macroeconómico de México entre 1961 y 1981 con base en modelos de tipo clásico-monetarista y keynesiano-estructuralista y el segundo analizó la validez de la visión monetarista de la relación entre el dinero y la inflación para un periodo más amplio (1950-1980). Otros estudios adoptaron un enfoque específico, como el de tipo monetarista presente en los artículos de Bléjer (1984), y Yacamán (1984), o el estructuralista latinoamericano en el que Ros (1984) se inspira. Un tercer grupo de trabajos privilegiaron el aspecto estadístico de los datos respecto de la teoría, y entre ellos se cuenta el modelo de autorregresión vectorial aplicado por Salas e Ize (1984) con fines de simulación y pronóstico, y el estudio de Dávila, Ize y Morales (1984), en el que pretendieron establecer, por medio de tres distintas pruebas de causalidad (aplicadas a variables "externas", de costos, monetarias y de capacidad instalada), las fuentes del proceso inflacionario en México.

Los resultados de tales estudios no fueron muy coincidentes, inclusive se contrapusieron en algunos aspectos; hecho esperado si se considera que fueron diversos los modelos o métodos estadísticos empleados; pero también los datos fueron variados en lo relativo a su construcción, utilización alternativa de indicadores para representar a un mismo fenómeno, cobertura temporal y periodicidad.<sup>2</sup> No obstante, pareció corroborarse como algo casi incontrovertible el carácter esencialmente monetario de

Así, las autoridades monetarias podrían determinar *ex ante* el incremento del acervo monetario de modo consistente con ciertos objetivos de política macroeconómica y luego conducir la política monetaria durante un tiempo como si el logro del crecimiento monetario a lo largo de esa trayectoria fuese en sí mismo el objetivo de política.

<sup>2</sup> Con ello se refrendó una vez más que el problema metodológico fundamental en el proceso de verificación de una teoría consiste en que el método y los datos no desempeñan un papel neutral, por cuanto la respuesta o los resultados dependen del método usado, de las hipótesis y de los datos confrontados

la inflación en el largo plazo, aunque en el corto plazo la relación entre las variables en estudio mostraba alteraciones, invirtiéndose inclusive su relación causal.

En el presente artículo pretendemos continuar con la tradición de buscar una relación susceptible de ser explotable en el ámbito de la política monetaria; en particular, nos proponemos construir un modelo que permita anticipar y simular adecuadamente la evolución del nivel general de precios y de la inflación. Además, indagaremos si se verifican empíricamente postulados fundamentales de la teoría neocuantitativa o monetarista, como el carácter exógeno de la oferta monetaria y de la proporcionalidad del nivel de precios (y sus variaciones en el largo plazo) con dicha oferta (y sus variaciones). Para este fin tomaremos como referencia el desarrollo de Harberger (1963), que plantea formalmente la existencia de una relación sistemática del nivel de precios con el acervo de dinero, el producto real y la tasa de interés.

Consideramos pertinente nuestro estudio por varias razones, pero pensamos que dos de ellas importa más señalarlas:

- 1) Las relaciones entre el dinero y las variables económicas que atañen a la política monetaria dependen de las características del funcionamiento de la economía, tales como el grado de flexibilidad de los precios, el proceso de la oferta agregada, las elasticidades interés y riqueza de la demanda agregada, el comportamiento de la demanda de dinero del público y de la oferta monetaria de los bancos. Ahora bien, algunas de estas características cambian en el curso de los años, bien sea porque se modifica el modelo económico del gobierno o porque las instituciones se desarrollan. Esto propicia que las investigaciones acerca de un fenómeno (sobre todo las que tienen como objetivos la simulación y el pronóstico) pierdan vigencia al transcurrir el tiempo, por lo que resulta conveniente realizar otras con datos actualizados.
- 2) Como un avance sobre los trabajos pretéritos aquí citados (excepto los de Galindo), utilizaremos la metodología econométrica moderna que, a juicio nuestro, es más pertinente que el análisis econométrico tradicional para lograr los objetivos propuestos. En particular, emplearemos el *análisis de cointegración*, el *modelo de corrección de errores* y el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) aplicados al *modelo de vectores autorregresivos* (VAR). Esto nos permitirá cuantificar de modo preciso el tipo y

grado de conexión que en los últimos años ha venido prevaleciendo entre el dinero, el ingreso, la tasa de interés y los precios, además de establecer si se verifican o no en la economía mexicana los postulados teóricos respecto de las relaciones que conectan al dinero con el ingreso y los precios.

Para alcanzar la precisión buscada, utilizaremos datos actualizados de periodicidad trimestral (que permiten conocer con mayor fineza la estructura de rezagos), suministrados por el sistema económico (no “elaboraremos” variables no directamente observables, porque contraería objeciones adicionales a la validez de los resultados) y que probaron ser adecuados y más empleados en trabajos recientes acerca de temas relacionados (véase por ejemplo, Galindo y Perrotini, 1996; Galindo, 1997; Liquitaya y Xiqui, 1996).

El *modelo econométrico final*, que incluirá el mecanismo de corrección de errores, podrá servir para estimar el grado en que los impulsos contemporáneos y rezagados de las variables explicativas y del factor inercial afectan a la inflación. Permitirá también vincular su comportamiento de corto plazo con su valor de equilibrio de largo plazo. Su capacidad de simulación y de pronóstico será evaluada a través de las denominadas *pruebas de diagnóstico*, con las que se establecerá si el modelo satisface los requisitos esenciales, entre los que se cuentan su aptitud para reproducir adecuadamente el comportamiento de los datos, cumplir con la condición de exogeneidad, estabilidad estructural de los coeficientes y concordancia de los mismos con la teoría propuesta en lo relativo a la magnitud y en el sentido de las relaciones entre las variables.

El documento está organizado en tres secciones. En la primera, exponemos el modelo de análisis formal expresado en términos de niveles. En la segunda, definimos el orden de integración de las series involucradas en el estudio y realizamos el análisis empírico del modelo con base en el *procedimiento de Johansen* y el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) aplicados al *modelo de vectores autorregresivos* (VAR). A continuación, efectuamos las *pruebas de no causalidad de Granger*, aspecto básico para establecer la existencia o ausencia de exogeneidad fuerte del acervo monetario respecto al nivel de precios. Realizamos posteriormente la aproximación al “*proceso generador de información*”

(PGI) a través del *modelo de corrección de errores* construido con base en la metodología denominada *de lo general a lo específico* y concluimos la sección con *las pruebas de diagnóstico* necesarias para validar el modelo. En la postrer sección elucidamos nuestras conclusiones que dimanen del análisis de la evidencia empírica.

### EL MODELO TEÓRICO

Como lo señalamos en la introducción, el punto de referencia de nuestro análisis es el estudio de Harberger (1963), en el que desarrolla y aplica para el caso de Chile un modelo sencillo, pero pionero en el ámbito latinoamericano. En efecto, muchos de los trabajos ulteriores en la región se basan o son extensiones de su modelo; entre éstos cabe mencionar el trabajo de Vogel (1974), donde examina la dinámica de la inflación de dieciséis países latinoamericanos; el de Wachter (1976), en el que estudia los casos de Argentina, Brasil y México, y los de Díaz Alejandro (1970) y Díz (1970) quienes analizan con detenimiento el caso argentino, aplicando algunas extensiones y modificaciones a la formulación original.

El modelo de referencia se basa en la ecuación cuantitativa que parte de la relación:

$$M_t^s V_t = P_t Y_t \quad [1]$$

Donde:  $M_t^s$  representa la cantidad de dinero;  $V_t$  es la velocidad-ingreso de circulación del dinero;  $P_t$  es el nivel general de precios y  $Y_t$  es el producto real.

En nuestro desarrollo planteamos, sin embargo, una ligera variante y una corrección al trabajo de Harberger. La variante concierne al hecho de que adoptamos la especificación de Cagan (1956) para explicar el comportamiento de la demanda de dinero. De acuerdo con nuestras estimaciones, esta forma funcional parece ser la más adecuada para examinar

con datos trimestrales el caso mexicano y concuerda con el seminal estudio de Galindo y Perrotini (1996)<sup>3</sup>:

$$\left( \frac{M^d}{P_t} \right) = Y_t^\phi e^{-\theta R} \quad [2]$$

La corrección atañe a la función de la velocidad-ingreso de circulación del dinero,  $V_t$ . De modo compatible con [1] y a partir de la condición de equilibrio en el mercado monetario ( $M_t^s = M_t^d$ ) ésta se define

como  $V_t = \frac{P_t Y_t}{M_t^d} = \frac{P_t Y_t}{P_t Y_t^\phi e^{-\theta R}} = Y_t^{1-\phi} e^{\theta R} V_t = P_t$ , por lo cual:<sup>4</sup>

$$V_t^{-1} = Y_t^{\phi-1} e^{-\theta R} \quad [3]$$

Reemplazando [3] en [1] y luego de establecer la condición de equilibrio en el mercado de dinero arribamos a:

$$M_t^s = P_t Y_t^\phi e^{-\theta R} \quad [4]$$

Después de obtener los logaritmos naturales, el nivel de precios se expresa en función de las demás variables del modo siguiente:

$$\ln P_t = \ln M_t^s - \phi \ln Y_t + \theta R_t \quad [5]$$

ó

$$P_t = M_t - \phi Y_t + \theta R_t \quad [5']$$

<sup>3</sup> Sin embargo, en un reciente estudio de la demanda de dinero con datos anuales del periodo 1970-1995, se adoptó la forma funcional doble logarítmica, con resultados ligeramente más satisfactorios que la especificación de Cagan (véase Liquitaya y Xiqui (1996)).

<sup>4</sup> Esto clarifica dos hechos: en primer lugar, que la función  $V_t^{-1}$  no es equivalente a la función de demanda de saldos monetarios reales, como suponen Harberger y Vogel; en segundo, que la elasticidad-ingreso de  $V_t$  es  $(1-\phi)$  y la elasticidad - ingreso de la demanda de saldos reales es  $\phi$ . Ahora bien, si  $\phi = 1$  significaría que los cambios en el ingreso real no afectan a  $V_t$ ; si  $\phi < 1$ , tendríamos que  $V_t$  se eleva al aumentar el ingreso real.

Donde en [5'] las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables que en [5] se expresan con mayúsculas.

De modo concomitante con la visión neocuantitativa, las hipótesis que subyacen en éste modelo son:

- a) Existe una tasa “natural” de desempleo y la economía tiende al equilibrio walrasiano. Esta hipótesis es fundamental para explicar el porqué de la estabilidad del producto real y está ligada a la crítica de Friedman (1968) a la visión keynesiana de la curva de Phillips, al ulterior análisis por parte de la escuela de las expectativas racionales de dicha curva y a su propia teoría de los ciclos económicos (para un examen detenido sobre este punto véase Licitaya, 1992).
- b) Se supone que la tasa de interés de equilibrio es la tasa de rendimiento marginal del capital, por lo que el costo de oportunidad de mantener saldos líquidos se determina fuera de toda consideración monetaria.
- c) La política monetaria domina suficientemente a la política fiscal, por lo que esta última puede ser soslayada del análisis.

Existen, además, otras dos hipótesis importantes:

- d) La oferta monetaria es exógena.
- e) La demanda de saldos monetarios reales (y, por tanto, la velocidad de circulación del dinero) es funcionalmente estable.

Con base en e), sincrónicamente con la verificación de la hipótesis expuesta en a), la teoría monetarista postula la existencia de una relación entre el dinero y el nivel de precios de los bienes establecida de tal forma que los cambios en la oferta monetaria *causan* los cambios del nivel de precios y determinan su tasa de variación. Contrastaremos estas últimas dos hipótesis y la implicación señalada. Para tal efecto, el *análisis de cointegración*, nos permitirá establecer en principio si existe o no una relación de largo plazo entre las variables involucradas y, en caso de ser así, ponderar el sentido y magnitud de dicha relación. El siguiente paso

consistirá en indagar acerca de la existencia de causalidad y exogeneidad de la oferta monetaria respecto del nivel de precios y de la estabilidad de la velocidad de circulación del dinero. Por su parte, el modelo econométrico final, al recoger las perturbaciones de corto plazo de las variables involucradas, nos servirá para cuantificar la magnitud en que los ‘impulsos’ de dichas variables inciden sobre la inflación; pero también permitirá vincular, vía el mecanismo de corrección de errores (MCE), el comportamiento de corto plazo de la inflación con su valor de largo plazo.

El modelo econométrico final al que arribaremos tiene como punto de partida el modelo estadístico general (MEG) que, formalmente, se expresa como:

$$\Delta p_t = \sum_{i=0}^{i=4} \alpha_{t-i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \beta_{t-i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \gamma_{t-i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \delta_{t-i} \Delta R_{t-i} + \theta MCE_{t-1}$$

[6]

Donde  $\Delta$  denota primeras diferencias (incrementos); MCE es el mecanismo de corrección de errores, que es atingente a la noción de cointegración<sup>5</sup> e  $i$  concierne al número de rezagos.

Esto significa que habremos de aplicar el procedimiento denominado “de lo general a lo específico” propuesto por Davinson, Hendry, Srba y Yeo (1978) y actualmente conocido como *enfoque de London School of Economics*, que consiste en llevar a cabo un proceso de reducción a través de transformaciones y reparametrizaciones hasta que dicha reducción resulte admisible para los datos del MEG. En concordancia con la metodología de la econometría moderna, evaluaremos la plausibilidad de nuestro modelo final (respecto de si constituye o no una aproximación adecuada del PGI) con base en las denominadas *pruebas de diagnóstico*.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> De acuerdo con el *Teorema de Representación de Granger*, si un conjunto de variables están cointegradas, es posible considerar a éstas como generadas por un modelo de corrección de errores (véase Engle y Granger, 1987).

<sup>6</sup> Lo que aquí acabamos de señalar constituye un resumen condensado de la metodología econométrica moderna construida por diversos autores. Al lector no advertido sobre este tema le recomendamos consultar el trabajo de Galindo (1995b) y/o Cuthbertson, Hall y Taylor (1992).



## ANÁLISIS EMPÍRICO

*Orden de integración de las series*

La información que empleamos en el estudio es la suministrada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática en su forma original (sin desestacionalizar). El nivel de precios —que ulteriormente se transforma como estimador de la inflación— se representa por el índice general de precios al consumidor ( $P$ ); la variable oferta monetaria es  $M2$ , y consiste en la suma de  $M1$  (billetes y monedas más cuentas de cheques en moneda nacional y extranjera) más instrumentos bancarios líquidos (instrumentos con vencimiento hasta un año plazo y aceptaciones bancarias). Elegimos  $M2$  en lugar de  $M1$  —que antes se empleaba con mayor frecuencia para los estudios monetarios— debido a su mayor estabilidad y porque actualmente parece ser la definición más cercana al concepto de medio de pago ya que, por ejemplo, se pueden girar cheques contra cuentas de depósitos, hecho ya usual en México. Para la relativa al producto-ingreso real tomamos el "Producto Interno Bruto Real" ( $Y$ ) y la tasa de interés ( $R$ ) la representamos con el rendimiento nominal anualizado de los Certificados de Tesorería (Cetes) a tres meses plazo. A excepción de  $R$  las variables se expresan en logaritmos naturales. Todas son de periodicidad trimestral y abarcan el lapso 1980.1-1996.4.

En el cuadro 1 se puede observar que las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (ADF[4]) indican que  $M2$  y  $P$  son series no estacionarias de orden  $I[2]$  y que tanto  $R$  como  $Y$  son no estacionarias de orden  $I[1]$ : Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Galindo (1997b) y Galindo y Perrotini (1996) para el periodo 1980.1-1994.4. Tal hecho constituye un aval técnico. Sin embargo, desde un punto de vista lógico no resulta plausible que la primera diferencia del índice nacional de precios —la tasa de inflación, como usualmente la denominamos— se considere como integrada de orden  $I[1]$ , ya que esta variable no crece de modo sostenido en el tiempo (es decir la tasa no es creciente en el tiempo). Un cuestionamiento análogo se puede efectuar para el caso de las primeras diferencias del acervo monetario y de los valores absolutos de la tasa de interés. De hecho, la evidencia empírica nos permite

sostener que estas variables deberían estipularse como integradas de orden  $I(0)$ <sup>7</sup>, y como  $I(1)$  el orden de integración del acervo monetario y de los precios, aunque las pruebas técnicas no lo establezcan así (debido quizá a problemas de cambio estructural en las series).

CUADRO 1. *Orden de integración de las series*

<i>Variables</i>	<i>ADF[4]</i> <sup>1</sup>
$p_t$	0.8498
$\Delta p_t$	-1.2968
$\Delta\Delta p_t$	-3.9431**
$m_t$	0.8144
$\Delta m_t$	-1.2928
$\Delta\Delta m_t$	-4.0168**
$y_t$	1.1628
$\Delta y_t$	-3.5275**
$R_t$	-0.8021
$\Delta R_t$	-3.1535**

<sup>1</sup> Prueba de Dickey-Fuller, aumentada con 4 rezagos.

\*\* Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 1 por ciento.

Hecha la observación, corresponde indagar si las series bajo estudio cointegran. Si esto es así, obtendremos la “verdadera” relación de largo plazo entre las variables. Dicho de otro modo, los estimadores obtenidos serán insesgados y habremos resuelto el problema de trabajar con regresiones espurias.

#### *Análisis de cointegración de P, M2, Y, R*

En el cuadro 2 se muestran las estimaciones de la ecuación [5] con base en el procedimiento de Johansen (1988). Advertimos la existencia de dos vectores de cointegración entre  $P$ ,  $M2$ ,  $Y$ ,  $R$ ; es decir, dos relaciones de

<sup>7</sup> Sin embargo, admitimos que el producto real sea integrado de orden  $I(1)$  ya que crece en el largo plazo.

“equilibrio” de largo plazo entre estas variables. Esto nos lleva a suponer que, además del modelo de precios, existe otra solución de largo plazo que parece corresponder, a tono con Galindo (1997b), a una ecuación de demanda de dinero con elasticidad unitaria en precios.

CUADRO 2. Pruebas de cointegración para  $P$ ,  $M2$ ,  $y$ ,  $R(1)$   
(Periodo 1980:1 1996:4)

Valor propio	Cociente	Valor crítico		núm. de CE(s)
		5%	1%	
0.329521	50.61659	39.89	45.58	None **
0.219223	25.43156	24.31	29.75	At most 1 *
0.141643	9.841208	12.53	16.31	At most 2
0.003469	0.218915	3.84	6.51	At most 3

♦ El VAR incluye cuatro rezagos

\*(\*\*) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación de 5%(1%).

La prueba indica la existencia de dos ecuaciones de cointegración al nivel de significación de 5 por ciento.

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios tenemos (véase el anexo A.1):

$$P_t = 0.980203M2_t - 0.310217Y_t + 0.008167R_t \quad [7]$$

A su vez, la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al modelo de vectores autorregresivos (con cuatro rezagos) arroja las siguientes estimaciones de las elasticidades de largo plazo:

$$P_t = 0.982069M2_t - 0.276319Y_t + 0.003651R_t \quad [8]$$

Podemos advertir que los coeficientes en ambas ecuaciones concuerdan tanto en signos como en valores y, sobre todo, son congruentes con el enfoque teórico adoptado. En efecto, corroboran la proposición de que los aumentos en la cantidad de dinero ( $M2$ ) conducen a incrementos

equiproporcionales en el nivel de precios ( $P$ ) y avalan los postulados de que la tasa de interés y la actividad productiva mantienen una relación positiva y negativa, en ese mismo orden, con el índice de precios.<sup>8</sup>

Un aspecto básico que legitima la plausibilidad de realizar inferencias estadísticas con base en el modelo es la existencia de *exogeneidad débil*, lo cual significa que los agentes actúan contingentemente sobre la información disponible. La función que se establece en [7] y [8] no rechaza la hipótesis de exogeneidad débil de la oferta de dinero, ingreso y tasa de interés respecto del nivel de precios, pero sí aflora este resultado cuando se excluye la tasa de interés de la especificación. Tal hecho parece sugerir que la relación entre el acervo monetario y los precios está mediada por la velocidad - ingreso del dinero (Galindo, 1997b), que se encuentra en función de la tasa de interés.

### *Pruebas de exogeneidad fuerte*<sup>9</sup>

Las pruebas de causalidad mediante el método de Granger indican la existencia de una retroalimentación entre  $P$  y  $M$ . En la terminología estadística, que es más apropiada para este análisis,<sup>10</sup> podemos observar (cuadro 3) que, cuando se emplean 2 y de 4 a 6 rezagos, los resultados de la prueba indican que  $M$  ayuda a predecir de modo unidireccional a  $P$  en el sentido de disminuir su varianza de pronóstico, pero ocurre exactamente lo contrario cuando se toman 3 y de 7 a 12 rezagos. Esta ausencia de causalidad unidireccional es concordante con el estudio de Galindo (1997b) y con investigaciones previas acerca del caso mexicano. Así, por ejemplo, Ruprah (1984) corrobora, con base en la prueba de Sims, independencia entre  $M$  y  $P$ ; Dávila, Ize y Morales (1984) encuentran que “no parece haber existido una relación causal fuerte y consistente entre dinero y precios en ningún sentido”(p. 68); por su parte Salas e Ize (1984) “descubren”, de un lado, el carácter ampliamente acomodaticio de la

---

<sup>8</sup> De acuerdo con la prueba de Wald, se acepta la hipótesis nula de que el coeficiente de  $M2$  es igual a 1 (uno); sin embargo, la hipótesis conjunta de que el primero, segundo y tercer coeficientes asumen los valores de 1, -1 y 1, respectivamente, es rechazada por dicha prueba.

<sup>9</sup> Para un análisis sistemático de este concepto y sus implicaciones, véase Galindo (1997a).

<sup>10</sup> Véase un examen crítico al respecto en Vera (1984).

oferta monetaria respecto del aumento en los precios y, de otro, que los estímulos monetarios elevan inmediatamente el producto y luego los precios. Por contrapartida, los estudios de Bléjer (1984) y Yacamán (1984), que emplean una variable monetaria medida como la diferencia entre oferta y demanda de dinero, hallan “evidencia” de causalidad unidireccional de dinero a precios; sin embargo, tales trabajos son desestimables porque en ellos la relación  $M \rightarrow P$  se establece *a priori*, sin emplearse ninguna prueba de no causalidad.<sup>11</sup>

CUADRO 3. *Pruebas de no causalidad de Granger entre el acervo monetario (M2) y el nivel de precios (series estacionarizadas)*  
Periodo 1980.1-1996.4

HIPÓTESIS NULA:	OBS.	EST. “F”	PROBAB.
Rezagos: 2			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	64	0.94553	0.39428
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		7.18389	0.00161
Rezagos: 3			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	63	2.92512	0.04161
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		4.24999	0.00894
Rezagos: 4			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	62	1.38137	0.25291
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		4.08647	0.00584
Rezagos: 5			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	61	1.61099	0.17434
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		3.18204	0.01431
Rezagos: 6			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	60	1.24612	0.30045
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		2.33514	0.04691
Rezagos: 7			
<i>P</i> no causa a <i>M</i>	59	2.23312	0.04935
<i>M</i> no causa a <i>P</i>		1.99046	0.07804
Rezagos: 8			

<sup>11</sup> Es posible que el lector no advertido encuentre que empleamos los términos *exogeneidad fuerte* y *causalidad* como sinónimos. Por tanto, debemos precisar, siguiendo a Engle y Hendry, que es la prueba de *no causalidad de Granger* la necesaria para establecer la presencia o ausencia de *exogeneidad fuerte*, a la que debe añadirse la existencia de *exogeneidad débil*. Tal punto de vista también lo comparte Sims, quién considera a dicha prueba como de *exogeneidad*.

CUADRO 3. *Continuación.*

<i>HIPÓTESIS NULA:</i>	<i>OBS.</i>	<i>EST. "F"</i>	<i>PROBAB.</i>
<i>P no causa a M</i>	58	2.31777	0.03750
<i>M no causa a P</i>		1.33043	0.25613
Rezagos: 9			
<i>P no causa a M</i>	57	2.44380	0.02645
<i>M no causa a P</i>		1.85526	0.08961
Rezagos: 10			
<i>P no causa a M</i>	56	3.69667	0.00190
<i>M no causa a P</i>		1.58805	0.15113
Rezagos: 11			
<i>P no causa a M</i>	55	3.48801	0.00279
<i>M no causa a P</i>		1.38446	0.22753
Rezagos: 12			
<i>P no causa a M</i>	54	2.64748	0.01581
<i>M no causa a P</i>		1.02200	0.45545

El hecho de que no se encuentre evidencia de exogeneidad fuerte del acervo monetario ( $M2$ ) respecto del nivel de precios morigeró la viabilidad del modelo como instrumento para predecir la inflación.

*Análisis de cointegración y pruebas de estabilidad de la velocidad de circulación del dinero.*

La inversa de la ecuación [3] expresada en logaritmos define a la velocidad —ingreso de circulación del dinero (VICD) como una función lineal del ingreso real y de la tasa de interés—. Las estimaciones de dicha relación con base en el procedimiento de Johansen se muestran en el cuadro 4. En él advertimos la existencia de un vector de cointegración; es decir, una relación de equilibrio de largo plazo entre las mencionadas variables.

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de velocidad-ingreso de circulación del dinero tenemos:

$$V_t = 0.13369Y_t + 0.006998R_t, \quad [9]$$

Lo que implica que la demanda de saldos monetarios reales asume la siguiente relación:

$$(m - p_t) = 0.866931Y_t - 0.006998R_t, \quad [10]$$

CUADRO 4. Pruebas de cointegración para  $V$ ,  $Y$ ,  $R(1)$   
(periodo 1980:1-1996.4)

Valor propio	Cociente	5%	Valor crítico	
			1%	Núm. de CE(s)
0.310223	27.60246	24.31	29.75	None *
0.037167	4.205059	12.53	16.31	At most 1
0.028458	1.818889	3.84	6.51	At most 2

(1) El VAR incluye cuatro rezagos

\*(\*\*) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación de 5%(1%)

La prueba indica una ecuación de cointegración al nivel de significación de 5%.

A su vez, la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al modelo de vectores autorregresivos (VAR), con cuatro rezagos, arroja las siguientes estimaciones de las elasticidades de largo plazo.<sup>12</sup>

$$v_t = 0.126251Y_t + 0.0081159R_t, \quad [11]$$

$$R^2 = 0.9583$$

Con lo que tendríamos que la función de demanda de dinero se expresa del siguiente modo:

$$(m - p) = 0.87379Y_t - 0.159R_t, \quad [12]$$

<sup>12</sup> Las pruebas del modelo de vectores autorregresivos (VAR) revelan *ausencia* de autocorrelación, heteroscedasticidad, no normalidad y forma funcional distinta de la supuesta. Muestra, además, una alta capacidad para reproducir el comportamiento de las series, hecho reflejado en la alta correlación entre la variable real y la estimada (0.954)

Los valores de las elasticidades-ingreso y semielasticidades-interés de la demanda de dinero en [10] y [12] son bastante cercanos a los que Galindo y Perrotini (1996) obtuvieron con base en los mismos procedimientos que aquí empleamos (el de Johansen y el de MCO al modelo VAR).

Respecto de los coeficientes en las ecuaciones [9] y [11], podemos observar que la VICD tiene una elasticidad-ingreso positiva aunque no muy elevada (entre 0.12 y 0.13); sin embargo, este hecho refuta la postura de que la demanda de saldos reales varía en forma equiproporcional al ingreso real. Advertimos también que la VICD reacciona sistemáticamente a las variaciones de la tasa de interés en un sentido concordante con la teoría propuesta; además, los bajos valores estimados de su semielasticidad parecen corroborar el postulado monetarista de que la demanda de dinero es, cuando más, poco sensible a dicha variable. De cualquier modo, este hallazgo refrenda un cierto grado de eficacia de la política fiscal para influir en el nivel de ingreso nominal.<sup>13</sup>

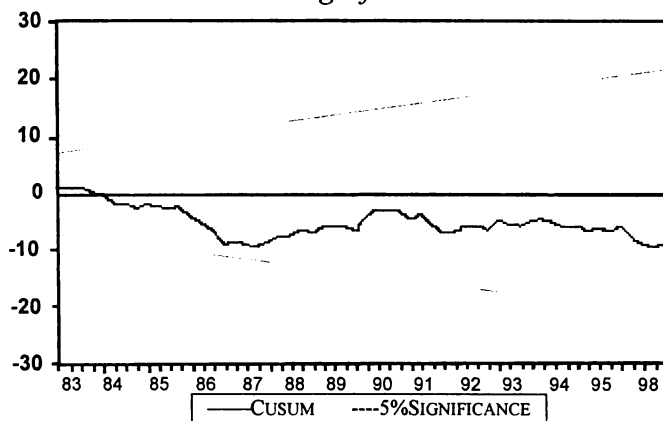
En lo relativo a su estabilidad funcional, las pruebas gráficas *Cumulative Sum*, CUSUM y CUSUM  $Q$  (gráficas 1 y 2), revelan estabilidad estructural de los parámetros. Este aspecto se refrenda con la prueba de Chow aplicada a los trimestres críticos —1986.4 a 1987.3— que advertimos en dichas gráficas. En efecto, no se rechaza la hipótesis de permanencia estructural en ninguno de los cuatro trimestres definidos como puntos de posible ruptura (los valores de las probabilidades asociadas a las pruebas de Chow entre 1986.4 y 1987.3 son, respectivamente: 0.439; 0.904; 0.904 y 0.919).

---

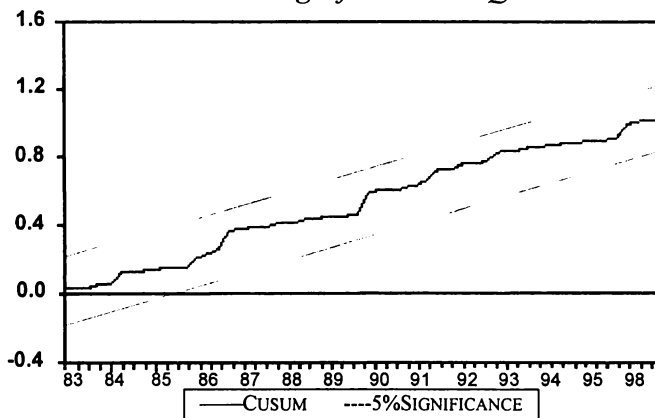
<sup>13</sup> Consideramos que no está por demás destacar que las pruebas *t de Student* aplicadas a los estimadores, a un nivel de significancia de 5%, permiten rechazar la hipótesis nula de que éstos son iguales a cero.



GRÁFICA 1  
*Prueba gráfica cusum*



GRÁFICA 2  
*Prueba gráfica cusum Q*



*La aproximación al proceso generador de información.*

De modo concomitante con lo ya señalado, utilizamos el procedimiento denominado “de lo general a lo específico” para obtener el modelo econométrico final a partir del modelo estadístico general (ecuación [6]):

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & 0.586226\Delta P_{t-1} + 0.407353\Delta M2_{t-1} - 0.2307\Delta M2_{t-3} + 0.275362\Delta M2_{t-4} \\ & - 0.171676\Delta Y_t + 0.001914\Delta R_t - 0.001914\Delta R_{t-1} - 0.056271MCE_{t-1} \end{aligned} \quad [13]$$

Las pruebas de diagnóstico aplicadas a nuestro modelo econométrico final nos permiten establecer que constituye una aproximación adecuada al PGI. Veámoslo con más detalle, en concordancia con los requisitos establecidos por la metodología econométrica moderna:

*El modelo es coherente con respecto a los datos:* La gráfica 3 nos permite apreciar que el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento de los datos. Este hecho se corrobora de modo formal, ya que la desviación estándar de la regresión (0.0235) representa una porción muy reducida respecto de la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Obsérvese además que el coeficiente de determinación  $R^2$  (que mide la proporción de la variación total en  $p$  explicada por el modelo) es bastante elevada, máxime si se considera que el modelo se define en diferencias, planteando relaciones menos estables que las variables expresadas en niveles (como lo señala Galindo, 1997b).

*Valores calculados de los estadísticos del modelo  
y de sus probabilidades asociadas (P)*

---

$R^2=0.9041$ ;  $RSS=0.031$ ;  $D-W=1.844$ ;  $F = 87.96$  ( $P=0.0000$ );  $J-B: 1.357$  ( $P=0.507$ );  $LM(1): 0.259$  ( $P=0.612$ );  $LM(2): 0.358$  ( $P=0.701$ );  $LM(3): 0.269$  ( $P=0.847$ );  $LM(4): 0.480$  ( $P=0.750$ );  $ARCH(1): 0.031$  ( $P=0.861$ );  $ARCH(2): 0.806$  ( $P=0.451$ );  $ARCH(3): 0.593$  ( $P=0.622$ );  $ARCH(4): 0.528$  ( $P=0.715$ );  $White(nc): 1.378$  ( $P=0.201$ );  $White(c): 1.497$  ( $P=0.141$ );  $Reset(1): 4.835$  ( $P=0.032^*$ );  $Reset(2): 2.374$  ( $P=0.103$ );  $Chow (1989.4): 0.854$  ( $P=0.548$ );  $Chow (1990.1): 0.809$  ( $P=0.584$ );  $Chow (1990.2): 0.728$  ( $P=0.649$ );  $Chow (1990.3): 0.637$  ( $P=0.723$ ), y  $Chow (1990.4): 0.809$  ( $P=0.584$ ).<sup>14</sup>

---

<sup>14</sup> Los valores  $P$  que se indican son los de las probabilidades asociadas a las pruebas. A excepción de la prueba de normalidad, cuya interpretación es distinta (véanse los resultados a partir de  $LM(1)$ ), un valor  $P>0.05$  indica que dicha prueba ha sido superada; por tanto, se acepta la hipótesis nula de inexistencia de autocorrelación (hasta de cuarto grado), de homoscedasticidad (hasta de cuarto grado), inexistencia de cambio estructural en los cinco puntos más críticos detectados gráficamente y de forma funcional correcta (consider-

SIGNIFICADO DE LOS SÍMBOLOS<sup>15</sup>

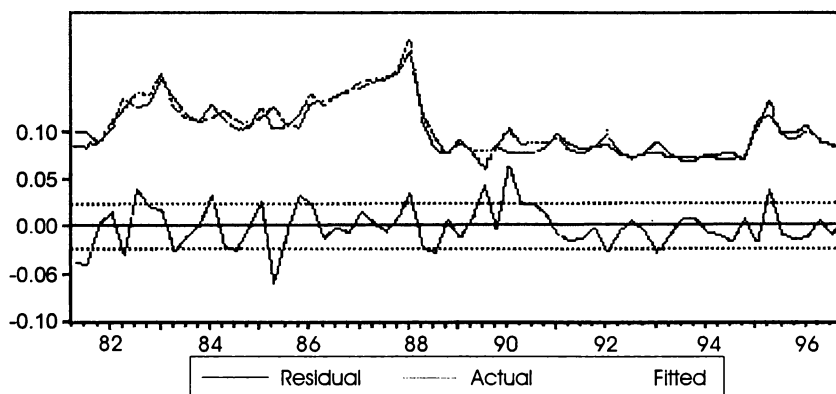
$R^2$ =	Coefficiente de determinación.
$RSS$ =	Suma de cuadrados de los residuales
$F$ =	Estadístico “ $F$ ”.
$D-W$ =	Estadístico de Durbin y Watson
$J-B$ =	Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
$LM(i)$ =	Multiplificador de Lagrange, para correlación serial de grado $i$ ( $i = 1, \dots, 4$ ), de Breusch-Godfrey.
$ARCH(i)$ =	Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autorregre-siva de orden $i$ ( $i = 1, \dots, 4$ ).
White ( $nc$ ) =	Estadístico de White sin términos cruzados.
White ( $c$ ) =	Estadístico de White con términos cruzados.
RESET ( $i$ ) =	Estadístico para la prueba del error de especificación en regresión, propuesto por Ramsey. <sup>16</sup>
Chow =	Estadístico de Chow para la prueba de cambio estructural.

Existen, no obstante, algunos puntos en que los errores rebasan las líneas definidas por el valor de su desviación estándar ( $\pm 0.0235$ , parte inferior de la gráfica 3). Estos parecen estar muy asociados a sustantivas variaciones previas del tipo de cambio nominal, que al afectar a los bienes más directamente relacionados con el comercio internacional, cambiaron de modo súbito los precios relativos de los bienes comercializados —bienes internos (Liquitaya, 1997)—. Estos efectos inflacionarios casi inmediatos no son aprehendidos por el modelo. En todo caso, el término de error es *ruido blanco* (media cero, varianza constante y no está autocorrelacionado), lo cual se constata en el correlograma y los resultados del estadístico  $Q$  de Ljung-Box (anexo A 2).

<sup>15</sup> Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, para facilitar su identificación.

<sup>16</sup> “ $i$ ” entre paréntesis es relativo al número de veces que el vector estimado de la variable dependiente,  $\Delta b$ , se agrega a la regresión para la prueba, pero elevado potencias sucesivamente mayores. Así por ejemplo si  $i = 2$ , se introducen los vectores  $\Delta_1$  e  $\Delta_2$ . Un examen introductorio sobre esta prueba puede verse en Gujarati (1997), pp. 455-458.

GRÁFICA 3. *Inflación real, inflación estimada y residuales.*  
*(en Logaritmos)*  
 Periodo 1981.1-1996.4



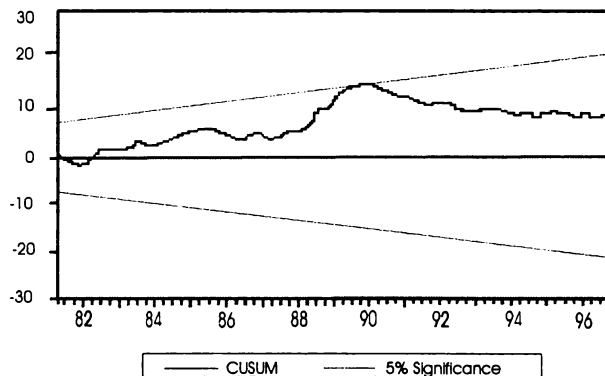
Para que exista coherencia respecto de los datos es también necesaria la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad. Al respecto, además de cuanto podemos evidenciar en el anexo A2, las pruebas de Breusch–Godfrey  $LM(i)$ ;  $i = 1, \dots, 4$ , aceptan la hipótesis nula de *ausencia* de correlación serial hasta de cuarto grado; y tanto las pruebas  $ARCH(i)$ ;  $i = 1, \dots, 4$ , (esto es, considerando de uno a cuatro rezagos de los cuadrados de los errores), como las pruebas White sin términos cruzados (*nc*) y White con términos cruzados (*c*) aceptan la hipótesis nula de homoscedasticidad. Por tanto, se puede argüir que en las perturbaciones no existe información sistemática no explicada por las variables ya incluidas y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima varianza.

*El modelo tiene las propiedades estadísticas de exogeneidad necesarias:* Éste es un requisito para que los estimadores MCO sean consistentes al no existir relación entre las variables explicativas y el término de error. En relación con este punto, nuestro modelo admite la existencia de exogeneidad débil, lo que permite realizar inferencias estadísticas válidas. Además, la información contenida en el modelo permite pronosticar adecuadamente la inflación ( $\Delta p_t$ ), como se puede apreciar en la

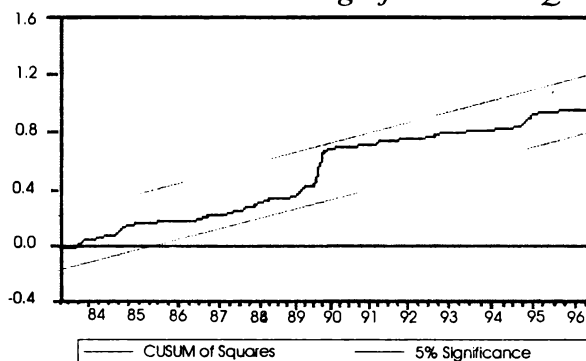
gráfica 3 donde los valores estimados de la inflación son muy cercanos a los datos reales, sobre todo en los cuatro trimestres más recientes.

*El modelo es admisible respecto de los datos:* Esta condición es relativa a la estabilidad de los parámetros, que a su vez es consistente con el supuesto de exogeneidad débil, y conlleva predicciones y simulaciones más adecuadas. A propósito, las pruebas gráficas *Cumulative Sum* (CUSUM y CUSUM  $Q$ ) revelan estabilidad estructural de los parámetros (véanse las gráficas 4 y 5). Este aspecto se refrenda con la prueba de Chow aplicada a los trimestres críticos (1989.4-1990.4) que advertimos al examinar las mencionadas gráficas. En efecto, no se rechaza la hipótesis de permanencia estructural en ninguno de los cinco trimestres definidos como puntos de posible ruptura (como vimos, los valores de las probabilidades asociadas a las pruebas de Chow entre 1989.4 y 1990.4 son, respectivamente: 0.548, 0.584, 0.649, 0.723 y 0.583).

GRÁFICA 4. *Prueba gráfica CUSUM*



GRÁFICA 5. Prueba gráfica CUSUM Q



*El modelo valida las restricciones de los parámetros sugeridas a priori:* Habíamos señalado a propósito de los resultados del modelo inicial definido en niveles (véanse las ecuaciones [3] y [4]) que son consistentes en signos y valores con la teoría propuesta. Tal hallazgo se corrobora en el modelo estadístico final, cuya relación de largo plazo, luego de cálculos algebraicos usuales, se puede expresar como:

$$\Delta P_t = 1.092734\Delta M_{t-1} - 0.4149028\Delta Y_t + 0.0046257\Delta R_t - 0.135994MEC_{t-1} \quad [14]$$

De acuerdo con [14] las aceleraciones (desaceleraciones) en el acervo monetario conllevan aceleraciones (desaceleraciones) prácticamente equiproporcionales de la inflación en el largo plazo.<sup>17</sup> Asimismo, se refrenda la relación directa y de baja elasticidad entre las variaciones en la dinámica de la tasa nominal de interés y la inflación y la relación inversa entre esta última y los cambios en el dinamismo de la actividad productiva.

*El modelo debe ser consistente con la teoría económica:* Este requisito es atingente con lo arriba señalado respecto de las restricciones, el sentido de las relaciones y los niveles propuestos *a priori*. Por ello, podemos argüir que también se satisface; sin embargo, debemos recordar

<sup>17</sup> La prueba de Wald no rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente de  $\Delta m_{t-1}$  es igual a uno.

que no se cumple el postulado de exogeneidad fuerte, aspecto que amigora la viabilidad predictiva del modelo ante cambios en la política económica.

*El modelo debe englobar a otros:* como lo señala Galindo (1995b), el modelo final debe englobar o explicar resultados econométricos previos. Las pruebas pertinentes se realizan atendiendo al concepto de dominación de la varianza y a la prueba *J*. Al respecto, el único trabajo previo que conocemos para el caso de la economía mexicana, donde se emplea el análisis de cointegración, es el modelo *P\** de Galindo (1997b). Empero, nuestro estudio no es comparable con la formulación final a la que arriba este autor, a pesar de que ambos parten del mismo fundamento teórico. Lo que sí podemos señalar en favor de nuestro modelo es que los resultados son más satisfactorios en términos de su bondad de ajuste y que supera la prueba de normalidad, la cual favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico que realizamos.<sup>18</sup>

## CONCLUSIONES

El análisis de cointegración realizado mediante el procedimiento de Johansen nos ha permitido evidenciar la existencia de dos vectores: uno que corresponde a la ecuación de precios ecuación [7] y otro que parece concernir a la función de demanda de saldos reales. El primer vector refrenda la aplicabilidad del modelo a la economía mexicana, por cuanto aprehende una relación “de equilibrio” de largo plazo presente entre las variables examinadas. Este aspecto también lo corroboramos por medio del método de mínimos cuadrados ordinarios aplicados al modelo VAR ecuación [8], cuyas estimaciones son notablemente similares a las obtenidas siguiendo el procedimiento de Johansen. En consecuencia podemos aseverar que dichos estimadores son insesgados y que las regresiones realizadas *no son* espurias.

Las elasticidades estimadas concuerdan en signos y valores con la teoría económica propuesta. En efecto, reafirman que, en el largo plazo y

---

<sup>18</sup> Véase Aznar y Trávez (1993).

en ausencia de choques de oferta o de demanda, el nivel de precios aumenta prácticamente en forma equiproporcional al crecimiento del acervo monetario. Sin embargo, esto no significa que el dinero “causa” unidireccionalmente a los precios. De hecho, las pruebas *de no causalidad de Granger* hallan evidencia de una retroalimentación de precios a dinero al considerar desfases de 3 y de 7 a 12 trimestres. Tal situación parece haber sido alentada, al menos parcialmente, por las devaluaciones y deslizamientos del tipo de cambio nominal (y en pequeña medida por la inflación internacional) durante los últimos 15 años. Prácticamente, la elevación del tipo de cambio nominal afectó de modo directo al nivel de precios a través del aumento de los respectivos precios de los bienes finales importados, de los bienes internos comercializables y de los bienes intermedios importados (que elevan los costos de la producción interna). Ante el proceso inflacionario en marcha, y eventuales choques de oferta, la presión de los diversos sectores económicos por mantener su participación en el ingreso nacional habría generado discrepancias entre los salarios y márgenes de ganancia respecto de la productividad de los factores, provocando la persistencia de la inflación por presión de costos; pero también por “jalón” de la demanda, al aumentar los ingresos nominales de los diversos grupos sociales. Por lo que se advierte a través de las cifras de  $M2$ , estos hechos parecen haber debilitado la autonomía de las autoridades monetarias al enfrentarse a presiones tendientes a aumentar la cantidad de dinero y el crédito para impedir una recesión económica. En efecto, entre 1980 y 1985, la tasa de crecimiento anual (diciembre–diciembre) de  $M2$  fue, en promedio, de 57.7%; entre 1988 y 1991 fue de 44.7%; sus puntos más elevados se observan en los años 1986 y 1987, cuando ascendieron a 94.4 y 141%, respectivamente; y aun en los años de mayor control monetario (1992 a 1994)  $M2$  creció, en promedio, a una tasa de 19.2 por ciento.<sup>19</sup>

Otro aspecto que ha estado alterando la relación acervo monetario-precios es la sistemática modificación de la velocidad de circulación del dinero (VICD) ante variaciones del ingreso real y en mucho menor grado de la tasa de interés. En la sección 2.4 pudimos advertir que estas vari-

---

<sup>19</sup> Estas tasas fueron calculadas con base en el Banco de Datos del INEGI (1997).



ables cointegran y constatamos que un aumento porcentual de 1% en el ingreso real provoca una elevación del 0.12 a 0.13% en la VICD. Tal resultado desvirtúa la idea de que esta variable no acusa cambios frente al dinamismo de la actividad productiva y que la demanda de saldos reales varía en forma equiproporcional al ingreso real (véanse la ecuación 3 y la nota de p. 4). Por su parte, los bajos valores estimados de la semielasticidad-interés de la VICD (0.007-0.008) refrendan el postulado monetarista de que la demanda de dinero es poco sensible a dicha variable. Éste es un aspecto central que explica la estabilidad funcional (como lo evidenciamos empíricamente) tanto de la VICD como de la demanda de saldos reales. No obstante, la existencia de una semielasticidad positiva avala un cierto grado de eficacia de la política fiscal para influir en el nivel de ingreso nominal, ya que resulta plausible suponer que la expansión del gasto público, al elevar las tasas de interés, incrementa la velocidad de circulación del dinero, y posibilita que un mismo nivel de acervo monetario sustente un PIB nominal más elevado.

La relación entre la tasa de interés y la VICD trasciende al nivel de precios de modo ineluctable. Ya Galindo (1997b) demostró que esta tasa interviene de modo tal en la relación entre el dinero y los precios que su exclusión del análisis de cointegración hace genera un rechazo de la hipótesis de exogeneidad débil. (de  $M2_t$  y  $Y_t$ ). Esto significa que, además del acervo monetario, los aumentos en la tasa de interés presionan a los precios por medio de una elevación de la VICD. Sin embargo, ésta no es la única vía, ya que los incrementos en dicha tasa elevan el costo del capital de trabajo, obligando a las empresas a aumentar el precio de venta de sus productos.

El modelo econométrico final al que arribamos constituye una aproximación adecuada al *proceso generador de información*, como se ha hecho patente a través de *las pruebas de diagnóstico*. En efecto, reproduce apropiadamente el comportamiento de los datos; sus coeficientes son estructuralmente estables, lo cual es consistente con la hipótesis de exogeneidad débil; valida las restricciones de los parámetros sugeridas *a priori* y es congruente con la teoría económica propuesta. Por tanto, este modelo tiene capacidad para simular y pronosticar de manera satisfactoria el comportamiento de la inflación.

Los coeficientes (elasticidades) obtenidos en nuestro modelo económico final nos permiten evidenciar empíricamente que, además del factor inercial, son los impulsos en el acervo monetario acaecidos en los cuatro trimestres previos los que inciden de modo preponderante en las variaciones de la tasa de inflación. A su vez, los cambios contemporáneos de la tasa de interés afectan de modo poco significativo a nuestra variable objetivo. Sin embargo, su consideración para efectos de análisis y pronóstico es insoslayable. Por último, los cambios suscitados en el dinamismo de la actividad productiva aminoran en el mismo periodo a la inflación, aunque de modo menos sustantivo al postulado por el enfoque monetarista.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Aznar, A. y Trivez, F. J., *Métodos de predicción en economía*, tomo I, ed. Ariel, España, 1933.
- Banco de México, *Indicadores Económicos* (varios números), México, 1996, 1997.
- Bléjer, M., "Un modelo monetario de inflación y balanza de pagos para México (1953-1979)", en Ize, A. y Vera, G.(eds.) *La inflación en México*, El Colegio de México, 1984.
- Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hiperinflation", M. Friedman (comp), *Studies in the Quantitative Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago, 1956.
- Cuthbertson, K., Hall, S. G. y Taylor, M. P., *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, G. Britain, 1992.
- Dávila, J., Ize, A. y Morales, J., *Fuentes del proceso inflacionario en México: Análisis de Causalidad*, en Ize y Vera (eds.), *op. cit*, 1984.
- Davinson, J. E, Hendry, D. F., Srba, F. y Yeo, S., "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom". *Economic Journal*, vol. 88, pp. 661-692.
- Díaz, A. C. F, *Exchange Rate Devaluation in a Semi-Industrial Country. The Experience of Argentina 1955-1961*, Cambridge, 1965.
- Díz, A. C., "Money and Prices in Argentina 1935-1962", in D. Meiselman (de.), *Varieties of Monetary Experience*, Chicago, 1970.

- Engle, R. y Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Friedman, M., "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58., 1968.
- Galindo P. L. M., "La econometría aplicada moderna: Los mínimos cuadrados ordinarios y las pruebas de diagnóstico", *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 17, maestría en Ciencias Económicas, UACPYP-CCH-UNAM, 1956a.
- , "La metodología econométrica moderna: Una versión aplicada", *Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada*, núm. 18, Maestría en Ciencias Económicas UACPYP-CCH-UNAM, 1995b.
- , "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna", *Investigación Económica*, UNAM, vol. LVII: 220, núm. 220, pp. 97-111, 1997a.
- , "El Modelo P\* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *El Trimestre Económico*, FCE., vol. LXIV(253)1997b, pp. 221-239.
- Galindo P, L. M. y Perrotini, I., "La demanda de dinero en México, 1980-1994", *Monetaria*, CEMLA, vol. XIX, pp.347-361.
- Gujarati, D., *Econometría*, ed. McGraw-Hill Interamericana, (tercera edición), Bogotá, Colombia, 1997.
- Harberger, A., "The Dynamics of Inflation in Chile", en Christ, C., *et al.* (comps.), "Measurements in Economics", *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, Stanford University Press, California, 1963.
- Hendry, D. y Ericsson, N., "An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 1, 1991, pp. 8-37.
- INEGI, *Banco de Datos* (programa e información en disquetes), México, 1997.
- , "Oferta y utilización trimestral, 1980-1993", *Sistema de Cuentas Nacionales de México*, México, 1994.
- Liquitaya B., J. D., "La Curva de Phillips y la eficacia de las políticas de

- administración de la demanda”, en Ensayos sobre teoría Económica, revista *Serie de Investigación*, núm. 5, 1992, pp 107-132.
- , “Precios internacionales, tipo de cambio e inflación: Un análisis econométrico”, *Reporte de Investigación*, Departamento de Economía, UAM-I.
- Liquitaya, B., J. D. y Xiqui R., A., “La demanda de dinero en México: Análisis y pruebas de algunas hipótesis monetaristas.”, a publicarse en el núm. 19 de la revista *Serie de Investigación*, Departamento de Economía, UAM-I, 1996.
- Maddala, G. S., *Introducción a la Econometría* (2a. Edición), ed. Prentice-Hall Hispanoamericana, México, 1996.
- Ruprah, I., ¿*Es la inflación siempre y en todos lados un fenómeno monetario?*, en Ize y Vera, *ibid*, 1984.
- Salas, J. E Ize, A., *Dinero, precios y producto: Un análisis de autorregresión vectorial para México*, en Ize y Vera, *ibid*, 1984.
- Vera, G., *La causalidad de Granger como herramienta de la investigación empírica*, en Ize y Vera, *ibid*, 1984.
- Vogel, R., "The Dynamics of Inflation in Latin America 1950-1969", *American Economic Review*, vol LXIV, núm. 1, 1974.
- Wachter, S., *Latin American Inflation*, Lexington Books, USA, 1976.
- Yacamán, J. M., *Análisis de la Inflación en México*, en Ize y Vera, *ibid*, 1984.

## ANEXO A 1.

<i>Coefficientes de cointegración no normalizados</i>			
<i>p</i>	<i>m2</i>	<i>y</i>	<i>R</i>
-0.856052	0.839104	-0.265562	0.006992
-0.066537	0.004025	0.065392	0.013434
-0.263329	0.205417	0.026366	-0.002765
0.373851	-0.404721	0.135061	-0.004647
<i>Coefficientes de cointegración normalizados:</i>			
<i>Primera ecuación de cointegración</i>			
<i>p</i>	<i>m2</i>	<i>y</i>	<i>R</i>
1.000000	-0.980203 (0.01876)	0.310217 (0.02927)	-0.008167 (0.00292)
Log. máximoverosímil		326.7167	
<i>Segunda ecuación de cointegración</i>			
<i>p</i>	<i>m2</i>	<i>y</i>	<i>R</i>
1.000000	0.000000 (0.18498)	-1.067835 (0.07122)	-0.214639
0.000000	1.000000 (0.18904)	-1.405885 (0.07279)	-0.210642
Log. Maximoverosímil		334.5118	

## ANEXO A 2

*Correlograma de los Residuales del modelo econométrico final*

Muestra: 1981:2 1996:4

Observaciones incluidas: 63

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.057	0.057	0.2135	0.644
* .	* .	2	-0.093	-0.097	0.7945	0.672
. .	. .	3	0.029	0.041	0.8531	0.837
. *	. *	4	0.152	0.141	2.4589	0.652
* .	* .	5	-0.169	-0.188	4.4867	0.482
* .	* .	6	-0.126	-0.080	5.6251	0.466
* .	** .	7	-0.165	-0.201	7.6097	0.368
. *	. *	8	0.166	0.179	9.6724	0.289
. .	. .	9	0.024	0.032	9.7178	0.374
** .	** .	10	-0.202	-0.194	12.873	0.231
** .	** .	11	-0.202	-0.199	16.099	0.137
**	. **	12	0.290	0.210	22.866	0.059
. .	. .	13	0.023	0.018	22.907	0.063
* .	. .	14	-0.075	0.020	23.376	0.054
. .	. *	15	0.060	0.077	23.683	0.071
. *	* .	16	0.130	-0.079	25.148	0.067
* .	* .	17	-0.078	-0.108	25.687	0.080
. .	. .	18	-0.014	0.063	25.704	0.107
* .	. .	19	-0.095	0.030	26.545	0.116
* .	* .	20	-0.064	-0.169	26.930	0.137
. .	. .	21	0.041	-0.006	27.097	0.168
* .	* .	22	-0.091	-0.068	27.927	0.178
* .	. .	23	-0.105	0.013	29.051	0.179
. .	* .	24	0.013	-0.098	29.069	0.218
* .	* .	25	-0.070	-0.095	29.593	0.240
* .	. .	26	-0.081	-0.042	30.311	0.255
. *	. .	27	0.088	0.029	31.199	0.263
. .	. .	28	0.032	0.000	31.321	0.303