

---

## UN MODELO PARA PRONOSTICAR LA INFLACIÓN EN LA ECONOMÍA MEXICANA

*José D. Liquitaya Briceño<sup>1</sup>*

### Resumen

*A partir de un marco de análisis teórico y formal, el autor construye un modelo de pronóstico de la tasa de inflación en la economía mexicana, con base en reglas simples, atinentes al comportamiento del acervo monetario, el ingreso y la tasa de interés. Como se advierte en el documento, los resultados son ampliamente satisfactorios en términos de su bondad de ajuste, reproducción del comportamiento de la inflación, capacidad predictiva y superación de pruebas de diagnóstico.*

*En virtud de las características propias del modelo, el autor considera que es susceptible de constituirse en un instrumento para ponderar los efectos de la política monetaria sobre el nivel de precios y evaluar la viabilidad de una política que "ancla" la evolución de los precios mediante el control de la oferta de dinero en magnitudes precisadas ex ante. Sin embargo, reconoce que la existencia de una realimentación entre el nivel de precios y la oferta monetaria, y las variaciones, a veces bruscas en la velocidad-ingreso de circulación del dinero (aspectos constatados en el estudio) moderan la confiabilidad en la precisión de las anticipaciones y en su capacidad para constituirse en instrumento-guía para la política monetaria.*

---

<sup>1</sup> Profesor Investigador Titular "C". Área de Teoría Económica. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

## Introducción

Entre los objetivos de política económica invariablemente formulados y que, recurrentemente constituyen el motivo de preocupación central para las autoridades del gobierno, se encuentra el de "mantener la estabilidad de los precios". Al respecto, generalmente se piensa que el aumento sostenido del nivel general de precios significa, de modo sincrónico, una pérdida sostenida del poder adquisitivo del dinero, con la consiguiente carga de "injusticia social" para amplios sectores de la población sujetos a ingresos fijos—como los trabajadores asalariados y los pensionados—, pero también para las empresas y comercios que venden a futuro a precios preestablecidos y para quienes prestan o adquieren títulos de renta fija. Sin embargo, el pensamiento económico ortodoxo (que incluye a los nuevos keynesianos, monetaristas y de la Escuela de las Expectativas Racionales) sostiene que esta conjetura no es muy correcta; por cuanto en su análisis de los costos sociales de la inflación, distingue entre aquella parte que es anticipada (prevista, esperada) y la que no es anticipada (imprevista, no esperada) por los agentes, y sostiene que esta última es la que realmente causa los problemas perniciosos ya esbozados (véase, por ej., Mankiw, 1997; Friedman, 1968; Barro *et al.*, 1997). No obstante, cuando los niveles de inflación son elevados, emerge la discrepancia entre los distintos enfoques, ya que los keynesianos aducen que, en estas circunstancias, inclusive la parte prevista resulta nociva (véase, por ej., Hall y Taylor, 1992), en tanto que los monetaristas y teóricos de la Escuela de las Expectativas Racionales continúan sosteniendo que la inflación anticipada no afecta a las variables reales de la economía.

Lo señalado en el párrafo precedente tiene dos implicaciones familiares en el análisis económico: i) para conjurar o morigerar los problemas asociados a la evolución de los precios, es necesario que los distintos agentes de la economía sean capaces de anticipar o pronosticar adecuadamente la inflación; ii) en ausencia de choques de oferta, la política económica instrumentada —principalmente la monetaria— define de modo fundamental las características que asume la variación de los precios, y es ella la que debe ser objeto de acuciosa atención y seguimiento.

En el presente trabajo pretendemos construir y evaluar la plausibilidad de un modelo que coadyuve al cumplimiento de los cometidos antes señalados: pronosticar la inflación y ser, a la vez, un instrumento que ayude a

ponderar los efectos de la política monetaria sobre los precios. De lograrse esto último, podría ser empleado para examinar la viabilidad de una política que “anclé” la evolución del nivel de precios.

Nuestro estudio invocará los fundamentos del modelo  $P^*$  (léase  $P$  estrella), originalmente elaborado por Hallman, Porter y Small (1991) (HPS) para la economía norteamericana<sup>2</sup> y utilizado como indicador por la Junta de Reserva Federal de ese país. Como dicho modelo postula un alto grado de asociación entre el nivel de precios y cierta cantidad de dinero en el largo plazo y la evidencia empírica lo corrobora (HPS, 1991; Galindo, 1997b; Liquitaya, 1998), buscaremos identificar el nivel de precios de equilibrio de largo plazo al cual los precios corrientes tienden a ajustarse. Específicamente, trataremos de construir un indicador que anticipe la evolución del nivel de precios y estime el potencial inflacionario de la economía mexicana, mediante el cálculo de la serie de precios de equilibrio de largo plazo, imbricada a la forma reducida de su dinámica de corto plazo (que conduce a los precios actuales a ajustarse a dichos niveles de largo plazo).

El documento se encuentra organizado en tres secciones. En la primera, exponemos el marco teórico y formal del modelo. En la segunda, realizamos el análisis empírico, luego de explicar las características de la información utilizada. Concretamente, examinamos el orden de integración y realizamos el análisis de cointegración de las variables; aplicamos las pruebas de exogeneidad (débil y fuerte) al acervo monetario y los precios; estimamos el modelo econométrico final y efectuamos los pronósticos *ex post* y *más allá de la muestra* de la tasa de inflación. Por último, formulamos nuestras conclusiones

## **1. Aspectos teóricos y formales del modelo**

El modelo que a continuación examinamos es un “híbrido” resultante de los enfoques monetarista y keynesiano. Por una parte, se fundamenta en la Teoría Cuantitativa del Dinero (TCD), siendo el punto de partida de su expresión formal la ecuación cuantitativa; por otra, postula la distinción típicamente keynesiana entre el producto real observado y el producto poten-

---

<sup>2</sup> Estos autores se refieren a un estudio suyo escrito en 1989 para la junta de la reserva general de Washington, en el que formularon por vez primera el modelo. Huelga decir que no nos fue posible acceder al mismo

cial o de pleno empleo, admitiendo la posibilidad de que, en el funcionamiento normal de una economía, prevalezca el desequilibrio en el mercado de trabajo (con desempleo involuntario). Su legitimidad radica en su capacidad de pronóstico y en sus bondades como dispositivo para medir los efectos de la política monetaria; no tanto en su congruencia teórica interna<sup>3</sup>.

De acuerdo con el modelo, el nivel de precios de equilibrio de largo plazo,  $P^*$ , es determinado por la cantidad de acervo monetario ( $M$ ) por unidad de producto potencial ( $Y^*$ ) y el nivel de equilibrio de largo plazo de la velocidad - ingreso de circulación del dinero ( $V^*$ ); es decir:

$$P^* = M_p V^* / Y^* \quad (1)$$

Por su lado, el nivel de precios en el periodo corriente se define, según la ecuación cuantitativa como:

$$P_t = M_t V_t / Y_t \quad (2)$$

Estableciendo que el nivel de precios corriente depende, en forma directa, de la cantidad de dinero y de su velocidad media de circulación; y en relación inversa, del producto real.

De las ecuaciones (1) y (2) se obtiene la brecha de precios:

$$p_t - p^* = (v_t - v^*) + (y^* - y_t) \quad (3)$$

donde las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas con mayúsculas.

De acuerdo con (3), el exceso de oferta de dinero no reflejado en el nivel corriente de precios deprime la velocidad de circulación del dinero por debajo de su nivel de largo plazo y/o aumenta el producto por encima de su nivel potencial. Esto genera una presión inflacionaria, al estar los precios

---

<sup>3</sup> En este sentido, el principio que rige al modelo condice con lo escrito por McNamee (1991) respecto al hombre más importante de la Junta de la Reserva Federal de los Estados Unidos de Norteamérica: "En el curso de 34 años como corredor de negocios, Alan Greenspan aprendió que los clientes no están interesados en comprar ideología"; luego añade: "Si la predicción más precisa resulta de una mezcla de monetarismo y teoría fiscal keynesiana, un pronosticador inteligente lo adoptará".

debajo de su valor de equilibrio. Como la demanda de dinero y la tasa de interés se ajustan con rezagos para eliminar el exceso de oferta monetaria, la velocidad corriente tenderá a revertirse a su equilibrio de largo plazo,  $v^*$ . Por su lado, las expectativas inflacionarias y los ajustes en los salarios nominales, forzarán al producto corriente a converger hacia el producto potencial. Al final, ambos tipos de cambios conducirán al nivel de precios a su equilibrio de largo plazo.

Si bien, en el largo plazo  $p^*$  determina a  $p_t$ , HPS proponen que en el corto plazo la dinámica de la inflación sigue el proceso siguiente:

$$\Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta\pi_{t-i} \quad (4)$$

donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación (por tanto  $\Delta\pi_t$  es la tasa de aceleración de la inflación). El primer componente de la derecha de (4) constituye la brecha del nivel de precios y, de acuerdo con el *teorema de representación* de Engle y Granger(1987), corresponde al *mecanismo de corrección de errores*. Recibe tal denominación porque refleja el “error” contemporáneo en el logro del equilibrio de largo plazo, y puede explicarse del siguiente modo: si, por error,  $\pi_t$  aumenta rápidamente, el primer término se vuelve más grande; y dado que su coeficiente es negativo ( $\alpha < 0$ ),  $\Delta\pi_t$  se reduce y corrige dicho error<sup>4</sup>.

En el modelo, el producto real corriente no influye directamente en la dinámica de la inflación, ya que su influencia sobre  $p^*$  se manifiesta a través de la cantidad de dinero. Esto puede verse sustituyendo en la ecuación (4) la expresión para  $p^*$  de (1) (luego de obtener los logaritmos):

$$\Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1} - m_{t-1} - v_{t-1}^* + y_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta\pi_{t-i} \quad (5)$$

<sup>4</sup> HPS comparan con (4) la siguiente ecuación a fin de reemplazar en forma no restringida la brecha de precios con sus componentes:

$$\Delta\pi_t = \delta_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \delta_2 (v_{t-1}^* - v_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta\pi_{t-i}$$

Según sus autores, esta ecuación aprehende dos aspectos del proceso inflacionario: a) la curva de Phillips inversa, aumentada con un proceso estándar de formación de expectativas adaptables de precios, caso en el que la tasa de inflación se ajusta a la brecha del producto (desequilibrio en el mercado de bienes); b) la especificación atinente a la velocidad de circulación del dinero; en el que la tasa de inflación se ajusta al desequilibrio monetario.

Todas las variables incluidas en (5) son de orden I(0). Sin embargo, para decidir si la variable dependiente debe ser la tasa de cambio de la inflación o simplemente la inflación, puede considerarse la versión de 'brecha de precios':

$$\pi_t = \alpha (p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^5 \beta_i \pi_{t-i} \quad (6)$$

que puede reescribirse como la versión 'brecha inflacionaria':

$$\Delta \pi_t = \alpha (p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta \pi_{t-i} + \phi \pi_{t-1} \quad (7)$$

Donde  $\phi = (\sum_{i=1}^5 \beta_i - 1)$  y  $\gamma_i = -\sum_{j=1}^5 \beta_j$ . Ambos son equivalentes si  $\phi = 0$ , lo

cual se verifica examinando la significancia estadística de  $\phi$  mediante una prueba 't' de Student.

La estimación del nivel de precios de largo plazo parte de despejar  $P^*$  de (1) luego de obtener los logaritmos, como se estableció en (5):

$$p_t^* = m_t - y^* + v^* \quad (8)$$

Según (8), la regla para pronosticar el comportamiento del nivel de precios y fijar su evolución a través del control de la oferta monetaria sería simple; no obstante, en la economía mexicana, su aplicación enfrenta dificultades constatadas. Las mencionamos a continuación:

- De acuerdo con resultados previos del 'análisis de no causalidad en el sentido de Granger' (Galindo, 1997b; Liquitaya, 1998) y de la aplicación de modelos de auto-regresión vectorial (Salas e Ize, 1984; Cuevas, 1999) existe una realimentación entre los precios y el dinero; lo cual resta precisión al pronóstico en los modelos de inflación y debilita la capacidad de anclar los precios vía control de la oferta monetaria.

- La velocidad - ingreso de circulación del dinero, incluso la basada en  $m2$ , suele acusar sensibles variaciones, hecho que morigerará la confiabilidad de su pronóstico para el largo plazo. Esto significa, además, que la demanda

de saldos monetarios reales no es estable<sup>5</sup>, que posiblemente se desplaza ante fluctuaciones de la tasa de interés.

• En anteriores estudios (Galindo y Perrotini, 1996; Galindo, 1997b; Liquitaya, 1998) se constató que las variables involucradas en el estudio tienen distinto orden de integración (algunas son I(1) y otras I(2)).

Empero, este último aspecto es subsanable. Si corroboramos la no estacionariedad de las series a través de pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron, podremos establecer la pertinencia de (8) a través del análisis de cointegración, y la legitimidad de las regresiones mínimocuadráticas en nuestro estudio<sup>6</sup>.

## **2. Evidencia empírica**

### **2.1 Información utilizada**

La información utilizada en el estudio comprende series trimestrales sin desestacionalizar, obtenidos del sitio en INTERNET del Banco de Información Económica, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE - INEGI). El nivel de precios,  $P$ , se representa por el índice nacional de precios al consumidor (INPC); la variable oferta monetaria es  $M2$  y comprende 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  $M1$  porque, con el primero, el comportamiento de la velocidad – ingreso de circulación del dinero (VICD) es notablemente más estable que con el segundo agregado. Tal hecho se aprecia en la gráfica 1, y se corrobora estadísticamente con la información del cuadro 1. Nótese, sobre todo, la diferencia en los coeficientes de variación (0.295 utilizando  $M1$  y 0.152 con  $M2$ ), aspecto en sí ilustrativo; ya que este estadístico, al ser independiente de las unidades empleadas, es útil inclusive para comparar distribuciones con unidades diferentes.

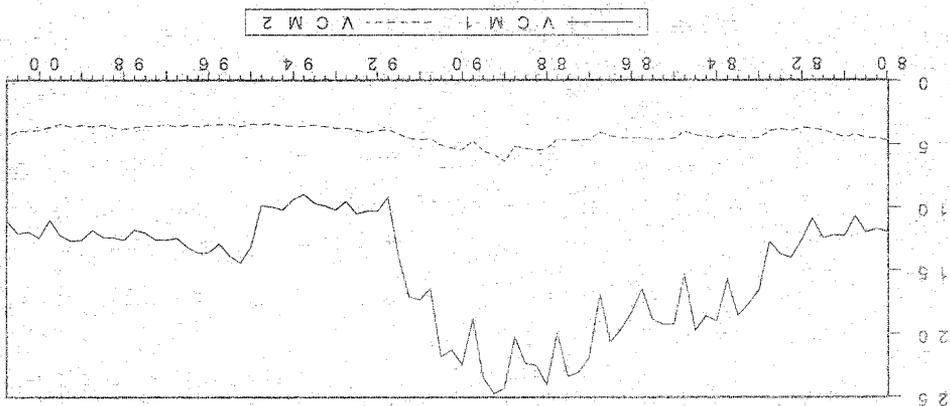
---

<sup>5</sup> El lector no advertido puede constatar la vinculación formal entre la velocidad de circulación del dinero y la demanda de saldos reales en Liquitaya (1998).

<sup>6</sup> Al lector no versado en los temas de estacionariedad, cointegración, etc., le sugerimos consultar Gujarati (1997) y Maddala (1996), cuya lectura es bastante comprensible.

Para la relativa al producto-ingreso real,  $Y$ , tomamos el "Producto Interno Bruto Real" y la tasa de interés,  $R$ , la representamos con el rendimiento nominal anualizado de los Certificados de Tesorería (CETES) a 28 días, que tiene un mayor grado de asociación lineal con el INPC que los CETES a 90 días (véase el cuadro anexo A 1). Todas las variables abarcan el periodo 1980:1 - 2000:4, pero las transformaciones y la inclusión de rezagos en el modelo econométrico final tomaron inexorable la pérdida de *grados de libertad*.

GRÁFICA 1. VELOCIDAD-INGRESO DE CIRCULACIÓN DEL DINERO, CON BASE EN LOS AGREGADOS MONETARIOS M1 (VCM1) Y M2 (VCM2) PERÍODO 1980:1-2000:4



CUADRO 1. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LA VELOCIDAD - INGRESO DE CIRCULACIÓN DEL DINERO CON BASE EN LOS AGREGADOS MONETARIOS M1 (VCM1) Y M2 (VCM2)

VCMI	VCMI
Media	15.06932
Mediana	13.14457
Máximo	24.73174
Mínimo	8.964003
Desv. Est	4.450988
Coef. Var.	0.295367
Observac.	84

VCMI	VCMI
Media	4.182174
Mediana	4.014564
Máximo	6.347674
Mínimo	3.378939
Desv. Est	0.637246
Coef. Var.	0.152371
Observac.	84

## 2.2 Pruebas de estacionariedad

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey – Fuller y de Phillips – Perron demuestran que los datos no son estacionarios (cuadro 2); por cuánto establecen que el orden de integración de  $p_t$  y  $m_t$  es  $I(2)$ ; mientras que el correspondiente a  $y_t$ ,  $R_t$  y  $v_t$  es  $I(1)$ <sup>7</sup>. Estos resultados son análogos a los obtenidos por Galindo (1997b) y Licitaya (1998) para periodos menores (14 y 16 años, respectivamente)<sup>8</sup>.

La no estacionariedad de los datos expresados en niveles nos lleva a indagar si cointegran; es decir, si comparten una tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones en el largo plazo. Este es un requisito para que los estimadores sean insesgados y que se conjure el peligro de que nuestro estudio se realice con base en regresiones espurias. En tal caso, podremos también identificar las relaciones de las variables en el corto plazo, y examinar la validez del modelo econométrico final a través de las pruebas de diagnóstico.

## 2.3 Análisis de cointegración

Para estimar (8) de manera expedita, podríamos suponer que la velocidad de circulación del dinero es constante ( $n$ ), asumiendo que es la media aritmética de la serie (es decir,  $n = v^*$ , como lo hicieron HPS, 1991); empero, por lo señalado en la sección 1, esta aproximación es inadecuada para el caso de México. Una opción más plausible sería incluir la estimación de largo plazo de dicha velocidad con base al análisis de cointegración, teniendo como argumentos una constante y la tasa de interés, de modo análogo al estudio suplementario de Galindo (1997b). Sin embargo, incluimos directamente la tasa de interés,  $R_t$ , como estimador de  $v_t$ , por los resultados comparativamente más favorables desde el punto de vista de la mejora en la capacidad de pronóstico de los precios.<sup>9</sup> Existen además dos razones suplemen-

---

<sup>7</sup> De aquí en adelante, las series denotadas con minúsculas son los logaritmos naturales de los correspondientes datos expresados en sus valores originales.

<sup>8</sup> Aunque Galindo (1997b) encontró que  $v_t$  es  $I(2)$  mediante la misma prueba. Suponemos que tal diferencia obedece al menor tamaño de muestra empleado por este autor, aspecto al que parece ser sensible la prueba de raíz unitaria.

<sup>9</sup> En el anexo A 6 se presentan los resultados del análisis de cointegración incluyendo el estimador de  $v_t$ .

tarias: 1) en virtud de que la forma funcional de la demanda de dinero en México parece ser la especificada por Cagan (1956), su combinación con la ecuación cuantitativa, nos presenta (8) sin restringir los coeficientes de  $y_t$  ni  $R_t$  al valor 1 (uno)<sup>10</sup>; 2) la evidencia empírica corrobora la existencia de una relación "de equilibrio" de largo plazo entre  $p_t$ ,  $m2_t$ ,  $y_t$ , y  $R_t$  (Galindo, 1997b; Liquitaya, 1998), y los modelos de vectores autorregresivos (VAR) aplicados a las mismas series superan casi todas las pruebas de diagnóstico (ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad; no se rechaza la hipótesis nula de normalidad, etc.).

CUADRO 2. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE NO ESTACIONARIEDAD

VARIABLES	ADF(4) <sup>1</sup>	PP(4) <sup>2</sup>
$p_t$	0.14879	2.10829
$\pi_t = (p_t - p_{t-1})$	-1.37608	-1.55350
$\Delta p_t$	-4.56645**	-8.61565**
$m2_t$	0.35490	6.07890
$\Delta m2_t$	1.25756	-4.02582
$\Delta \Delta m2_t$	-4.10952**	-26.33920**
$y_t$	1.70764	2.32229
$\Delta y_t$	3.19828**	-16.80969**
$v_t$	-0.01955	-0.31919
$\Delta v_t$	-2.68895**	-10.47181**
$R_t$	-0.90419	-1.01698
$\Delta R_t$	-3.70986**	-10.03164**

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

<sup>2</sup> Prueba de Phillips - Perron con cuatro rezagos

\* (\*\*) Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 5 (1) por ciento.

El cuadro 3 muestra los resultados del análisis de cointegración entre  $p_t$ ,  $m2_t$ ,  $y_t$  y  $R_t$  empleando el procedimiento de Johansen (1988). Ellos indican la existencia de cuatro vectores de cointegración; es decir, tres relaciones económicas de largo plazo además de la que explica el comportamiento del nivel de precios. Una de ellas parece corresponder a la ecuación de demanda nominal de dinero con elasticidad - precio unitaria. Otra solución puede concernir a una ecuación lineal - logarítmica, con la tasa de interés

<sup>10</sup> El desarrollo y expresión final del modelo de precios en el que se supone esta forma funcional para la demanda de dinero se encuentra en Liquitaya, 1998. Véase también Galindo y Perrotini, 1996.

en función de los demás argumentos, algo similar al modelo de Pindyck y Rubinfeld (1988).

CUADRO 3. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $p_t$ ,  $m_{2,t}$ ,  $y_t$ ,  $R_t$  <sup>a</sup>

Valor propio	Razón de máxima verosim.	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)	Núm de c.c.
0.290035	66.22504	39.89	45.58	Ninguno **
0.210653	39.16438	24.31	29.75	A lo más 1 **
0.179475	20.47696	12.53	16.31	A lo más 2 **
0.059545	4.84992	3.84	6.51	A lo más 3 *

<sup>a</sup> Periodo 1980.1 – 2000.4. La prueba incluye 4 rezagos.

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

La prueba indica la existencia de 4 ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 1% (la cuarta, al nivel de 5 por ciento).

Luego de normalizar el primer vector de cointegración (anexo A 2) como una ecuación de precios tenemos:

$$p_t = 0.953177 m_{2,t} - 0.681922 y_t + 0.01716 R_t \quad (10)$$

De modo suplementario, aplicamos el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al modelo de vectores autorregresivos (con cuatro rezagos). La ecuación de precios arroja las siguientes estimaciones para el largo plazo –obtenidas a partir del cuadro anexo A 4– de las elasticidades de  $m_{2,t}$ ,  $y_t$  y semielasticidad de  $R_t$ :<sup>11</sup>

$$p_t = 0.9722951 m_{2,t} - 0.7068403 y_t + 0.0188784 R_t \quad (11)$$

$\mathfrak{R}^2=0.9999$ ;  $\mathfrak{R}_c^2=0.9999$ ; SSR=0.0228; F = 47266.32 (P=0.0000)  
(Más adelante aclaramos el significado de los símbolos)

<sup>11</sup> No anexamos los resultados de las demás ecuaciones del modelo VAR por no considerarlas relevantes para el presente análisis.

Los resultados de las ecuaciones (10) y (11), muy similares entre sí, son congruentes con el enfoque neocuantitativo. En efecto, corroboran la proposición de que los aumentos en la cantidad de dinero conducen a incrementos prácticamente proporcionales en los precios; que la semielasticidad – tasa de interés del nivel de precios– es positiva, pero pequeña, y avalan el postulado de que la producción mantiene una relación negativa con dicho nivel.<sup>12</sup>

## 2.4 Estimación del modelo econométrico final

De acuerdo con el teorema de representación de Engle y Granger (1987), podemos utilizar el vector de cointegración para definir nuestro modelo econométrico final. Al respecto, en la sección 1 indicamos que el modelo de 'brecha de precios' (ecuación 6) es equivalente al de 'brecha inflacionaria' (ecuación 7) si  $\phi = 0$ , lo cual se verifica examinando la significancia estadística de  $\phi$  mediante una prueba 't' de Student. La estimación de (7) corrobora que  $\phi$  no es estadísticamente significativo (su probabilidad asociada es 0.7442). Además, los coeficientes del segundo y tercer rezago no son significativamente distintos de cero y la bondad de ajuste del modelo es moderada, hecho que se constata por la proporción – de 0.6842 – de la variación total de  $\Delta\pi$ , explicada por sus valores rezagados, la inflación del período anterior y el mecanismo de corrección de errores (véase el cuadro anexo A 3). El modelo de 'brecha de precios' modificado, en cambio, es más adecuado en términos de su bondad de ajuste, reproducción del comportamiento de la inflación, capacidad predictiva y superación de pruebas de diagnóstico. Por tales razones, adoptamos este último como base para el presente estudio, pero realizamos una modificación y una simplificación para mejorar la parsimonia y capacidad predictiva del modelo<sup>13</sup>. Los señalamos enseguida.

• Como los modelos monetarios tradicionales de la inflación sugieren que ésta se encuentra determinada también por los valores contemporáneos

<sup>12</sup> De acuerdo con la prueba de Wald, no se rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente de  $m$  es igual a 1 (uno); sin embargo, la hipótesis conjunta de que los tres coeficientes asumen los valores de 1, -1 y 1, respectivamente, es rechazada por dicha prueba.

<sup>13</sup> Estos dos aspectos deben estar asociados, pues la parsimonia, econométricamente entendida, es el grado en que un modelo logra la *calidad del ajuste* para cada coeficiente estimado. El objetivo no debe ser minimizar el número de coeficientes o maximizar el ajuste, sino maximizar la cantidad de ajuste por coeficiente estimado, evitando sobreajustar el modelo con coeficientes adicionales que logren sólo pequeñas ganancias en dicho ajuste.

y/o rezagados de un agregado monetario, empalmamos a la ecuación (6) la tasa de crecimiento de la oferta monetaria ( $\Delta m_t$ ), de modo análogo a Atta (1996)<sup>13</sup>, aunque en un modelo P\* convencional este argumento no está presente.

•El número de rezagos considerado de la tasa de inflación fueron reducidos a dos, en vista de que la contribución de los demás al ajuste del modelo resultaba irrelevante luego de incorporar  $\Delta m_t$ .

La ecuación (12) presenta los resultados de las estimaciones del modelo econométrico final, que incluye el mecanismo de corrección de errores.

$$\pi_t = 1.253487\pi_{t-1} - 0.516506\pi_{t-2} + 0.128317\Delta m_t - 0.087755(p_{t-1} - p^*_{t-1}) \quad (12)$$

Todos los coeficientes son estadísticamente significativos, lo que se puede apreciar en el cuadro 4, donde se muestran los errores estándar, los estadísticos “t” y las probabilidades asociadas a cada coeficiente estimado. Nótese que en dicho cuadro simplificamos la expresión un periodo rezagada de ‘( $p_{t-1} - p^*_{t-1}$ )’ expresándola como ‘mce<sub>t-1</sub>’.

CUADRO 4. RESULTADOS Y PRUEBAS DE LA REGRESIÓN:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^2 \beta_i \pi_{t-i} + \Delta m_t + (\alpha)(p_{t-1} - p^*_{t-1}) \quad (1)$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico “t”	Probab.
$\pi_{t-1}$	1.253487	0.083640	14.986670	0.0000
$\pi_{t-2}$	-0.516506	0.066916	-7.718683	0.0000
$\Delta m_t$	0.128317	0.030772	4.169888	0.0001
mce <sub>t-1</sub>	-0.087755	0.017381	-5.048936	0.0000

Los valores de los estadísticos del modelo y de sus probabilidades asociadas (PA) son expuestos a continuación. Un valor PA>0.05 (véanse los

<sup>14</sup> La diferencia consiste en que Atta Mensah incorporó a su modelo la tasa de crecimiento un periodo rezagado del agregado monetario que empleó para Canadá (m1). En nuestro estudio, el coeficiente estadísticamente significativo para México fue el correspondiente al indicador contemporáneo, y no los de sus valores rezagados.

resultados a partir de LM(1)) indica que dicha prueba ha sido superada; por tanto, se acepta la hipótesis de autocorrelación nula (hasta 2do. grado), de homoscedasticidad (hasta 2do. grado), de forma funcional correcta, y se valida el modelo (prueba "F"). Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de normalidad (véase Galindo, 1995<sup>a</sup>; Maddala, 1996; y Aznar y Trivez, 1993, tomo D).

### Valores de los estadísticos del modelo y de sus Probabilidades Asociadas (PA):

$R^2=0.9819$ ;  $R_c^2=0.9812$ ; SSR=0.0865; D-W=2.028; F = 1337.35 (PA=0.0000); J-B: 9.7500 (PA=0.0076); LM(1): F=0.1236 (PA=0.7262); LM(2): F=0.9533 (PA=0.3903); ARCH (1): F=0.0858 (PA=0.7704); ARCH(2): F=2.2581 (PA=0.1118); Reset(1): F=2.4746 (PA=0.12).

### SIGNIFICADO DE LOS SÍMBOLOS:

(Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, para facilitar su identificación)

- $R^2=$  Coeficiente de determinación.
- $R_c^2=$  Coeficiente de determinación corregido por los grados de libertad.
- SSR = 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) = Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch.
- ARCH(i) = Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autorregresiva de orden i.
- RESET (i) = Estadístico para la prueba del error de especificación, respecto a la forma funcional, propuesto por Ramsey.

De acuerdo con las pruebas de diagnóstico, el modelo contrae propiedades estadísticas satisfactorias. Examinemos esto de modo más prolijo, en

concordancia con los requisitos establecidos por la metodología econométrica moderna:

- La gráfica 2 muestra la trayectoria de los valores observados y las estimaciones correspondientes de la variable endógena. Podemos en ella apreciar que el modelo “rastrea” adecuadamente el comportamiento de la inflación en el periodo bajo análisis. Tal hecho es también corroborado de modo formal, ya que la desviación estándar del modelo (0.034) representa una porción muy reducida respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Además, el coeficiente de determinación,  $R^2$ ,—que mide la proporción de la variación total en  $\pi_t$  explicada por el modelo— es bastante elevada (0.9819), máxime si consideramos que las variables se definen en diferencias, cuyas relaciones son, por lo general, menos estables que las expresadas en niveles.

Como lo señalamos, las pruebas de Breusch - Godfrey LM(2) aceptan la hipótesis nula de ausencia de correlación serial hasta de segundo grado; y la prueba ARCH(2) no rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad. Se puede argüir, por tanto, que en las perturbaciones no existe información sistemática no explicada por las variables y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima varianza.

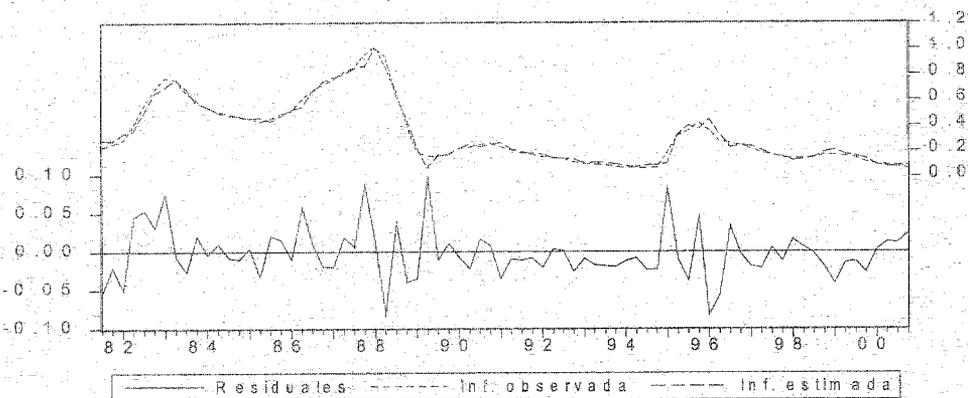
- Según la prueba sugerida por Galindo (1997b), el modelo admite la existencia de exogeneidad débil<sup>15</sup>, por lo que se pueden realizar inferencias estadísticas válidas. Sin embargo, recordemos que varios estudios (Cuevas, 1999; Galindo, 1997b; Liquitaya, 1998; Salas e Ize, 1984) evidenciaron la existencia de una realimentación entre el nivel de precios y el dinero. Este aspecto fue también constatado por nosotros (véase anexo A 5). En consecuencia, podemos aseverar que no se cumple el postulado de exogeneidad fuerte, hecho que aminora su capacidad predictiva.

- Las pruebas *Cumulative Sum* (CUSUM y CUSUM Q, véanse las gráficas 3 y 4) confirman la estabilidad estructural de los parámetros, haciendo al modelo admisible respecto a los datos.

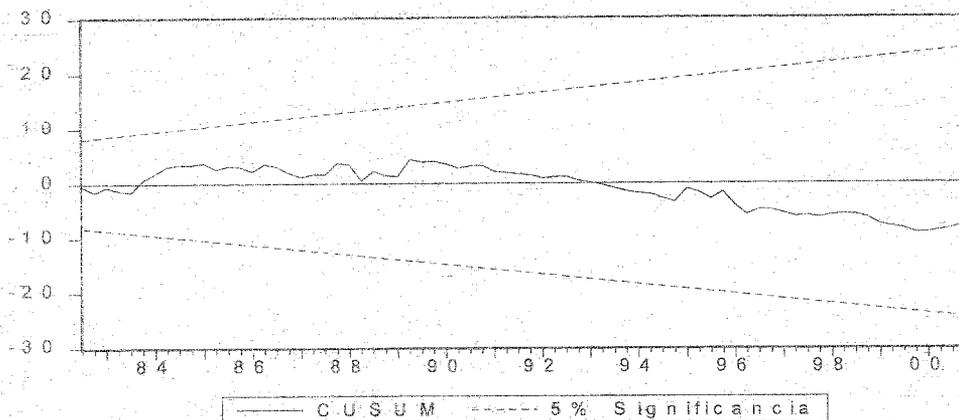
---

<sup>15</sup> La probabilidad asociada al coeficiente del mecanismo de corrección de errores en la ecuación  $\Delta m_t = \phi_1(p - \phi m_{t-1}) + \phi_2 \Delta p_{t-1} + \phi_3 \Delta m_{t-1}$  es de 0.2864.

GRÁFICA 2. INFLACIÓN ANUALIZADA OBSERVADA, INFLACIÓN ESTIMADA Y RESIDUALES (EN LOGARITMOS) PERIODO 1982:2-2000:4



GRÁFICA 3. PRUEBA GRÁFICA CUSUM



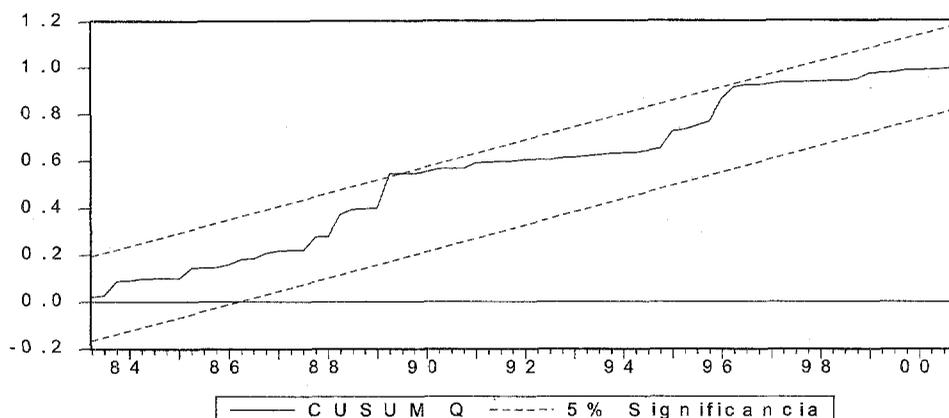
• Las estimaciones de la relación de largo plazo son congruentes en signos y valores con las restricciones de los parámetros sugeridas *a priori*, y el coeficiente del mecanismo de corrección de errores rezagado,  $mce_{t-1}$ , tiene el signo y magnitud adecuados  $[-1 < \alpha < 0]$ .

## 2.5 Pronóstico de la inflatión

Como ya lo señalamos, uno de los requisitos fundamentales para validar un modelo es que reproduzca adecuadamente el comportamiento de la inflatión. Tal aspecto se evalúa por medio de la *simulacón histórica*, que

consiste en calcular los valores estimados de la variable endógena para la muestra realmente observada, empleando valores históricos de las variables explicativas y los parámetros estimados (Intrilligator, 1990). Los valores calculados por el modelo se comparan luego con los valores reales para determinar cuan bien “rastrea” el periodo histórico. Si dicho “rastreo” no es satisfactorio, se debería pensar en reformularlo; en caso contrario, será útil para efectuar un examen de políticas opcionales dentro del mismo modelo (“análisis de sensibilidad”) y para pronosticar la evolución de la variable endógena.

GRÁFICA 4. PRUEBA GRÁFICA CUSUM Q



Al respecto, el análisis estadístico de la *simulación histórica*, que suplementamos a la observada en la gráfica 2, corrobora la reproducción satisfactoria del comportamiento de los datos. En efecto, el *coeficiente de desigualdad de Theil* (0.0426) es “cercano” al valor 0 (cero), indicativo de simulación perfecta. Por su parte, la *raíz del error cuadrático medio* (0.036) señala que los problemas de varianza y sesgo son prácticamente irrelevantes.

Estos resultados respaldan con firmeza la capacidad predictiva del modelo; sin embargo, lo suplementamos con un “pronóstico más allá de la muestra”, a fin de comparar las estimaciones con los datos reales. La metodología adoptada constó de las siguientes fases:

1. Acortamos el tamaño de la muestra, haciendo que ésta concluya en 1995:4.

2. Pronosticamos, a partir de 1996:1, trimestre por trimestre hacia delante la tasa de inflación anualizada, con lo cual se fue extendiendo el tamaño de la muestra hasta hallar su límite en el trimestre 2000:4.

3. Con base en los datos estimados y los observados de las tasas de inflación en el periodo 1996:1 – 2000:4 calculamos los estadísticos *Raíz del Error Cuadrático Promedio*; el *Error Promedio Absoluto* y el *Coefficiente de Desigualdad de Theil*<sup>16</sup>, usuales en la evaluación estadística de los pronósticos.

CUADRO 5. EVALUACIÓN ESTADÍSTICA DEL PRONÓSTICO DE LAS TASAS ANUALIZADAS DE INFLACIÓN

Raíz del error cuadrático medio	0.036027
Error promedio absoluto	0.025559
Coeff. de desigualdad de Theil	0.042648
• Proporción de sesgo	0.007065
• Proporción de varianza	0.001658
• Proporción de covarianza	0.991277

En el cuadro 6 se presentan los resultados de los estadísticos referidos y en la gráfica 5 se muestra la trayectoria de los valores pronosticados y efectivamente observados de la tasa de inflación anualizada, entre 1996:1 y 2000:4.

Se puede apreciar que los resultados de la evaluación estadística del pronóstico "mas allá de la muestra" son muy satisfactorios. El valor del *coeficiente de desigualdad de Theil* (0.0424) está relativamente cerca del nivel cero, que indica simulación perfecta. Al examinar su descomposición advertimos que la medida de la variación conjunta entre la variable estimada y la observada es alta (0.893); la variación desigual – la diferencia entre los errores estándar al cuadrado – es baja (0.087) y que la proporción del sesgo es tan pequeña (0.019) que disipa la necesidad de corregir aspecto alguno del modelo. El valor de la raíz del *Error Cuadrático Medio* (0.0156) corrobora,

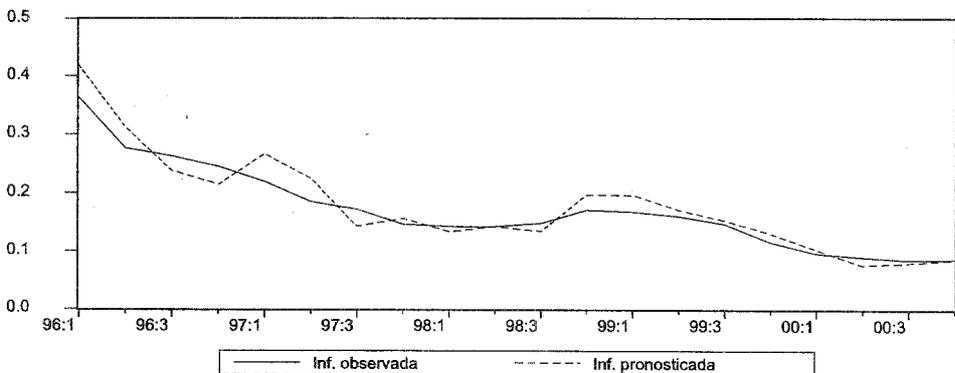
<sup>16</sup> En Castro, Loria y Mendoza (1997, pp. 131-134) se explican las características de estos estadísticos.

a su vez, lo ya señalado; pues indica que los problemas de varianza y sesgo son prácticamente irrelevantes. Por último, el *Error Promedio Absoluto* (0.0121) refleja el bajo nivel medio, en valores absolutos, de las desviaciones de la inflación pronosticada respecto de la efectivamente observada.

**CUADRO 6. EVALUACIÓN ESTADÍSTICA DEL PRONÓSTICO “UN TRIMESTRE ADELANTE” DE LAS TASAS ANUALIZADAS DE LA INFLACIÓN**

Raíz del Error Cuadrático Medio	0.015646
Error Promedio Absoluto	0.012150
Coef. de Desigualdad de Theil	0.042440
• Proporción de sesgo	0.019549
• Proporción de varianza	0.087014
• Proporción de covarianza	0.893437

**GRÁFICA 5. VALORES OBSERVADOS Y VALORES PRONOSTICADOS DE LAS TASAS DE INFLACIÓN ANUALIZADA (EN LOGARITMOS) PERIODO 1996:1 2000:4**



## Conclusiones

A través del análisis de cointegración establecimos la existencia de una relación “de equilibrio” de largo plazo entre los precios, el dinero, el producto y la tasa de interés en la dirección y magnitud concordantes con el enfoque propuesto (aspectos últimos que fueron refrendados por las estima-

ciones del modelo VAR). Estos resultados nos permitieron construir el modelo econométrico final, cuya característica relevante es su elevada capacidad de pronóstico, con base en reglas sencillas, atingentes al comportamiento del ingreso, del acervo monetario y la tasa de interés (esta última, como aproximación plausible al comportamiento de la velocidad de circulación del dinero), junto al componente inercial de la tasa de inflación, aprehendido en los valores rezagados de la misma.

Evidentemente, la realimentación entre el nivel de precios y la oferta monetaria y las variaciones en la velocidad de circulación del dinero son aspectos que, si persisten en la economía mexicana, atemperarán la confiabilidad en la precisión de las anticipaciones, y limitarán la facultad del modelo para ponderar los efectos de la política monetaria sobre los precios.

No obstante, es de esperar que en el decurso de los años por venir, mejore la capacidad de pronóstico de los modelos de este tipo, por cuanto la velocidad de circulación del dinero (con  $m_2$ ) está siendo, desde 1993, palmariamente más estable que en años anteriores, y el carácter autónomo del Banco de México, parece haber insuflado la confianza del público en que al sector público le será más difícil financiar su déficit con emisión primaria de dinero, pero también de que puede asumir con más libertad sus compromisos con las metas de inflación trazadas. Si esta institución logra mantener dichos compromisos de manera rigurosa, con base en reglas claras y advertidas al público, la política monetaria ganará en credibilidad y la oferta monetaria tenderá a ser cada vez más "exógena" respecto a los precios. En este contexto, un modelo como el nuestro podrá ser también utilizado como instrumento que coadyuve a "anclar" la evolución de los precios, controlando el crecimiento del acervo de dinero en magnitudes precisadas *ex ante*.

---

## Bibliografía

Atta Mensah, J. (1996): "A Modified P\* Model of Inflation Based on M1", *Working Paper* 96-15, Bank of Canada.

Aznar, A. y Trivez, F. J. (1993): *Métodos de Predicción en Economía (tomo I)*, ed. Ariel, S. A., España.

Barro, R. *et. al.* (1997): *Macroeconomía: Teoría y Política*, 1a. ed, Mc Graw Hill Interamericana de España.

Bléjer, M. (1984): "Un Modelo Monetario de Inflación y Balanza de Pagos para México (1953 - 79)", en Ize, A. y Vera, G.(eds.) *La Inflación en México*, El Colegio de México.

Bléjer, M. (1983): *Dinero, Precios y Balanza de Pagos: La Experiencia de México, 1950- 1973*, (2da. edición revisada), Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, México.

Bomhoff, E. (1994): *Financial Forecasting for Business and Economics*, Academic Press. G. Britain.

Castro, C., Loría, E. y Mendoza, M.A. (1997): *Eudoxio: Modelo Macroeconómico de la Economía Mexicana*, Facultad de Economía, UNAM, México, D.F.

Cuevas A, V.M. (1999): "Efectos de la Liquidez y de las Expectativas Inflacionarias de un Choque Monetario: Un Análisis de Sensibilidad para el Caso de México", *Economía: Teoría y Práctica*, Nueva Epoca, Núm. 11, UAM, México, pp. 25 - 46.

Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992): *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, G. Britain.

Dávila, J., Ize, A. y Morales, J. (1984): "Fuentes del Proceso Inflacionario en México: Análisis de Causalidad", en Ize y Vera (eds.), *Op. cit.*

Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.

Feliz, R. A. (1992): *Dinámica de la Inflación: Implicaciones Observables de la Teoría Clásica. La Experiencia Mexicana, 1971 -1989*, serie Documentos de Trabajo (sin número), CIDE, México, D.F.

Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58. USA.

Galindo P. L. M. (1995a): *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 (UACP y P-CCH - UNAM).

Galindo P. L. M. (1995b): *La Metodología Econométrica Moderna. Una Versión Aplicada*, Cuaderno de Trabajo de Economía Aplicada, núm. 18, Maestría en Ciencias Económicas (UACP y P-CCH - UNAM).

Galindo P. L. M. (1997a): "El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna". *Investigación Económica*, Facultad de Economía, UNAM, Vol. LVII: 220, pp. 97-111

Galindo P. L. M. (1997b): "El Modelo P\* como Indicador de la Política Monetaria en una Economía con Alta Inflación", *El Trimestre Económico*, FCE, vol. LXIV (253) pp. 221-239.

Galindo P. L. M. y Perrotini, I (1996): "La Demanda de Dinero en México, 1980-1994", *Monetaria*, CEMLA. Vol. XIX, pp.347-361.

Gujarati, D. (1997): *Econometría*, ed. McGraw-Hill Interamericana, S.A. (3ra. edición) Bogotá, Colombia.

Hall, R. y Taylor, J. (1992): *Macroeconomía*, Ed. Antoni Bosch, España.

Hallman, J., Porter, R. y Small, D. (1991): "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *American Economic Review*, vol. 81, pp.841-858, USA.

INEGI (2001): *Banco de Información Económica* (INTERNET).

Intrilligator, M. (1990): *Modelos Econométricos, Técnicas y Aplicaciones*, ed. FCE, México.

Lilien, D. *et. al.* (1994): *E Views User's Guide*, Quantitative Micro Software, Irvine, Ca. USA.

Liquitaya B., J. D. (1998): "Dinero, Producto, Tasas de Interés y Precios: Un Análisis de Cointegración", *Investigación Económica*, Facultad de Economía, UNAM, vol. LVIII: 225, pp. 99 – 128.

Liquitaya, B., J. D. y Xiqui R., A. (1996): "La Demanda de Dinero en México: Análisis y Pruebas de Algunas Hipótesis Monetaristas.", en *Transformaciones Económicas y Bienestar*, Serie de Investigación núm. 19, Departamento de Economía, UAM-I.

Lucas, R. (1973): "Some International Evidence on Output – Inflation Trade Offs", *American Economic Review*, vol. 63.

Maddala, G. S. (1996): *Introducción a la Econometría* (2a. Edición) ed. Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A., México.

McNamee, M. (1991): "Putting 'Keyne's Head on Milton Friedman's Body'", en McClelland, P. (editor), *Readings in Introductory Macroeconomics 1990 – 1991 Annual Edition*, ed. McGraw – Hill, USA.

Pindyck, R. y Rubinfeld, D. (1988): *Econometric Models and Economic Forecasts*, (2da. ed.), McGraw – Hill International Editions, Singapur.

Ros, J. (1984): "Análisis de la Inflación en México", en Ize y Vera, *ibid.*

Ruprah, I. (1984): "¿Es la Inflación Siempre y en Todos Lados un Fenómeno Monetario?", en Ize y Vera, *ibid.*

Salas, J. E Ize, A. (1984): "Dinero, Precios y Producto: Un Análisis de Autorregresión Vectorial para México", en Ize y Vera, *ibid.*

Vera, G. (1984): "La Causalidad de Granger como Herramienta de la Investigación Empírica", en Ize y Vera, *ibid*.

Yacamán, J. M.(1984): "Análisis de la Inflación en México", en Ize y Vera, *ibid*.

ANEXOS

CUADRO A 1. MATRÍZ DE CORRELACIONES DE ORDEN CERO ENTRE LAS VARIABLES INVOLUCRADAS EN EL ESTUDIO

p	m1	m2	y	R-28*	R-90*
1	0.98707	0.99515	0.83802	-0.35035	-0.33475
0.98707	1	0.99679	0.89710	-0.45637	-0.43777
0.99515	0.99679	1	0.87834	-0.40117	-0.38343
0.83802	0.89710	0.87834	1	-0.56764	-0.54307
-0.35035	-0.45637	-0.40117	-0.56764	1	0.99474
-0.33475	-0.43777	-0.38343	-0.54307	0.99474	1

(\*) R-28 y R-90 son las tasas de rendimiento anualizado de los CETES a 28 y a 90 días, respectivamente.

CUADRO A 2. COEFICIENTES DE COINTEGRACIÓN NO NORMALIZADOS

p	m2	y	R
-1.024578	0.976604	-0.698683	0.017582
0.492447	-0.536062	0.400440	0.004091
-0.049492	0.010000	0.014588	-0.005864
-0.127164	0.085094	-0.060458	-0.000954

CUADRO A 3. RESULTADOS DEL MODELO DE "BRECHA INFLACIONARIA"

Variable	Coef.	Err. est.	Estad. "T"	Prob.
$\Delta\pi_{t-1}$	0.710815	0.117961	6.025864	0.0000
$\Delta\pi_{t-2}$	-0.19429	0.144178	-1.347587	0.1822
$\Delta\pi_{t-3}$	0.11232	0.143301	0.783817	0.4358
$\Delta\pi_{t-4}$	-0.37100	0.110307	-3.363407	0.0013
$\pi_{t-1}$	-0.003818	0.011656	-0.327582	0.7442
mce <sub>t-1</sub>	-0.118533	0.037552	-3.156472	0.0024
R cuadrado	0.684205	Media var. depen		-0.002692
R cuadrado ajust.	0.661321	Desv. estándar. var. dep.		0.069099
Err. est. regres.	0.040213	Criterio de Akaike.		-3.512631
Suma resid cuadr.	0.111579	Criterio de Schwarz		-3.327232
Log máx-verosím.	137.7236	Estadístico "F"		29.89925
Estadíst. D-W.	1.686343	Prob(Estadístico "F")		0.000000

CUADRO A 4. MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS\*  
 [Ecuación para  $\pi_t$ ]

Variable	Coef.	Err. est.	Estad. "T"	Prob.
$P_{t-1}$	1.452044	0.125535	11.56682	0.0000
$P_{t-2}$	-0.447835	0.215647	-2.076705	0.0420
$P_{t-3}$	-0.226174	0.215698	-1.048568	0.2985
$P_{t-4}$	0.164863	0.111611	1.477114	0.1448
$m_t$	-0.155025	0.051563	3.006518	0.0038
$m_{t-1}$	0.041843	0.076548	0.546615	0.5866
$m_{t-2}$	-0.113622	0.076550	-1.484273	0.1429
$m_{t-3}$	-0.050421	0.076484	-0.659237	0.5122
$m_{t-4}$	0.022695	0.058153	0.390274	0.6977
$y_t$	0.040115	0.105685	0.379569	0.7056
$y_{t-1}$	-0.108485	0.097581	-1.111742	0.2706
$y_{t-2}$	-0.081351	0.096784	-0.840535	0.4039
$y_{t-3}$	0.164340	0.099031	1.659478	0.1022
$y_{t-4}$	-0.054981	0.099167	-0.554432	0.5813
$R_t$	0.001476	0.000224	6.577992	0.0000
$R_{t-1}$	0.000155	0.000348	0.444575	0.6582
$R_{t-2}$	-0.001155	0.000344	-3.353912	0.0014
$R_{t-3}$	0.000422	0.000345	1.224935	0.2253
$R_{t-4}$	0.000180	0.000275	0.654299	0.5154
R-cuadrado	0.999928	Media v. dep		3.474408
R-cuadrado aj.	0.999907	D.E. v. dep		-2.006865
Err. Est. regr.	0.019338	Crit. Akaike		-4.849677
SSR	0.022811	Crit. Schwarz		-4.283946
Log máx-ver.	212.9871	Estad. F		47266.32
D-W	1.930617	Prob(est. F)		0.000000

\* No se exponen los resultados de las demás ecuaciones por no ser necesarias para el presente estudio

CUADRO A 5. PRUEBAS DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER (Series estacionarizadas)

Hipótesis nula	Obs	EstadísticoF	Probabilidad
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	80	2.41659	0.09614
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		4.37719	0.01592
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	79	3.87546	0.01256
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		3.04525	0.03417
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	78	2.20369	0.07755
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		2.48557	0.05141
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	77	2.81562	0.02297
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		2.81776	0.02289
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	76	2.30650	0.04470
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		2.12037	0.06317
>p no causa, en el sentido de Granger, a m	75	2.81209	0.01336
>m no causa, en el sentido de Granger, a p		2.01098	0.06838

CUADRO A 6. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $p_t$ ,  $m2_t$ ,  $y_t$ ,  $vf_t$ <sup>a</sup>

Valor prpio	Razón de máxima verosim.	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)	Núm. de c. c.
0.282954	65.76146	39.89	45.58	Ninguno **
0.213391	39.48480	24.31	29.75	A lo más 1 **
0.179870	20.52286	12.53	16.31	A lo más 2 **
0.059638	4.857713	3.84	6.51	A lo mas 3*

<sup>a</sup> Periodo 1980.1– 2000.4. La prueba incluye 4 rezagos.

\*(\*\*) Denota rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 5% (1%).

La prueba indica la existencia de 4 ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 1% (la cuarta, al nivel de 5 por ciento)

Luego de normalizar el primer vector de cointegración como una ecuación de precios se tiene:

$$p_t = 0.957579 m2_t - 0.860434 y_t + 3.088223 vf_t$$