



Análisis Económico

ISSN: 0185-3937

analeco@correo.azc.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad

Azcapotzalco

México

Liquitaya Briceño, José

Versión especial del modelo P* como indicador para la política monetaria en México

Análisis Económico, vol. XV, núm. 31, primer semestre, 2000, pp. 87-110

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41303104>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Versión especial del modelo P* como indicador para la política monetaria en México

*José Liqitaya Briceño**

Introducción

Desde el inicio de la década de los años 80, la economía mexicana ha experimentado una marcada tendencia a la aceleración del ritmo inflacionario. El reconocimiento de este problema, por parte de las autoridades económicas, apuntaló su relevancia entre los objetivos claves de la política gubernamental. Académicos e instrumentadores de la política económica se han dedicado al análisis empírico de la evolución de los precios, con el fin de explicar o suplementar el conocimiento respecto a sus causas y dinámica. Algunos lo hicieron con el interés de contrastar hipótesis de concepciones teóricas en discordia. Los trabajos de Salas e Ize (1984), por ejemplo, discutieron el comportamiento macroeconómico de México entre 1961 y 1981 con base en modelos de tipo clásico-monetarista y keynesiano-estructuralista. Otros estudios adoptaron un enfoque específico, como el de tipo monetarista, presente en los artículos de Bléjer (1984), Feliz (1992), Galindo (1997) y Yacamán (1984); o el estructuralista latinoamericano en el que se inspiró Ros (1984). Un tercer grupo de trabajos privilegió el aspecto estadístico de los datos con respecto a la teoría, 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

* Profesor-Investigador del Departamento de Economía de la UAM-Iztapalapa.

y Morales (1984), donde pretendieron establecer, por medio de distintas pruebas de causalidad, las fuentes del proceso inflacionario en México.

Los resultados no fueron totalmente coincidentes, inclusive se contrapusieron en algunos aspectos considerando que fueron diversos los modelos o métodos estadísticos empleados; pero de igual forma los datos fueron variados en lo relativo a su construcción, utilización opcional de indicadores para representar un mismo fenómeno, cobertura temporal y periodicidad. No obstante, pareció corroborarse, casi incontrovertiblemente, el carácter esencialmente monetario de la inflación en el largo plazo, aunque en el corto plazo la relación entre las variables en estudio mostraba alteraciones, inclusive invirtiéndose su relación causal.

El presente artículo continúa con la tradición e investigamos el fenómeno inflacionario en México con un interés central: identificar el nivel de precios de equilibrio de largo plazo, al cual, los precios corrientes tienden a ajustarse dado que existe una asociación entre los precios y una cierta cantidad de dinero en circulación en el largo plazo.¹ Después pretendemos construir un indicador que anticipe adecuadamente la evolución del nivel de precios y de la inflación, y permita identificar el potencial inflacionario de la economía mexicana mediante el cálculo del nivel de precios de equilibrio de largo plazo, junto con la forma reducida de la dinámica de corto plazo que conduce a los precios actuales a ajustarse a dicho nivel en el largo plazo. Ese es el propósito del modelo P* (léase 'P estrella'), originalmente elaborado e instrumentado por Hallman, Porter y Small (1991) para la economía norteamericana² y estimado para México en el seminal estudio de Galindo (1997b) con datos del periodo (1980:1-1994:4) Sin embargo, nuestro análisis se basa en una versión especial de dicho modelo, porque ésta es notablemente más satisfactoria desde el punto de vista de su bondad de ajuste, significancia estadística de sus coeficientes, capacidad predictiva y superación de las pruebas de diagnóstico aplicadas.

El documento se encuentra organizado en tres secciones. En la primera, exponemos el marco teórico y formal del modelo. En la segunda llevamos a cabo el análisis empírico, luego de explicar las características de la información utilizada; examinamos el orden de integración y realizamos el análisis de cointegración de las variables; aplicamos las pruebas de exogeneidad fuerte al acervo monetario y los precios; estimamos el modelo econométrico final y efectuamos el pronóstico "más

¹ Como lo sugieren algunos de los estudios previamente citados, además de Hallman, Porter y Small (1991) y Galindo (1997b).

² Estos autores se refieren a un estudio escrito en 1989 para el Consejo de la Reserva General de Washington, en el que formularon por vez primera este modelo. Huelga señalar que no nos fue posible acceder al mismo.

allá de la muestra” de la inflación. Por último, elucidamos las conclusiones que dimanen del estudio.

1. Marco teórico y formal del modelo

El modelo P^* de la inflación, propuesto inicialmente por Hallman, Porter y Small (1991) (en adelante HPS) se fundamenta en la Teoría Cuantitativa del Dinero (TCD). De acuerdo con éste, 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 de circulación del dinero (V^*); es decir:

$$P^* = \frac{M_t V^*}{Y^*} \quad (1)$$

La ecuación (1) implica que, en el largo plazo, la inflación es un fenómeno monetario y concuerda con la versión rudimentaria del análisis cuantitativista (Harris, 1985) que se expresa en los siguientes términos: un cambio del volumen de dinero provoca un cambio proporcional en el nivel absoluto de los precios. Por su lado, el nivel de precios en el periodo corriente se define, según la ecuación cuantitativa como:

$$P_t = \frac{M_t V_t}{Y_t} \quad (2)$$

Lo que significa que el nivel de precios corriente depende, en un sentido amplio, en proporción directa de la cantidad de dinero y de su velocidad media de circulación, y en relación inversa del producto (ingreso) real. La ecuación (2) refleja también la visión de la TCD prekeynesiana para el corto plazo (Desai, 1989; Harris, 1985). De acuerdo con ésta, cada variable del lado derecho³ actúa sobre P_t con independencia de las otras salvo en periodos de transición. No existía una proposición medianamente clara respecto de la magnitud en que M_t afecta a P_t ;⁴ principalmente porque se pensaba que V_t no es constante, sino que depende de las tasas de

³ En sentido estricto, la TCD tradicional se refería al enfoque transacciones, en el que se considera T (número de transacciones) en lugar de Y (producto-ingreso real).

⁴ Por ejemplo Fischer -uno de los más eminentes cuantitativistas- señalaba: “Doblar la cantidad de dinero [...]

interés, las expectativas de precios y el sistema de crédito; y que los dos últimos factores pueden originar grandes fluctuaciones en V_t .⁵

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

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

Donde las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas con mayúsculas. Los sustentadores del modelo P^* arguyen que el exceso de oferta de dinero no reflejado en el nivel corriente de precios puede deprimir la velocidad de circulación del mismo por debajo de su nivel de largo plazo y/o incrementar el producto por encima de su nivel potencial. Esto generaría una presión inflacionaria, al estar el nivel corriente de precios debajo de su valor de equilibrio. Como los rezagos en la demanda de dinero y en la tasa de interés se ajustan para eliminar el exceso de oferta monetaria, la velocidad corriente regresaría a su equilibrio de largo plazo, v^* . Por su lado, los rezagos en la formación de las expectativas inflacionarias y los ajustes en los salarios nominales también forzarían al producto corriente a convergir hacia el producto potencial. Al final, ambos tipos de cambios inducirían al nivel de precios a su equilibrio de largo plazo.

El argumento esbozado es aparentemente simple, pero acude en su apoyo el análisis teórico de Friedman (1968), respecto a los efectos sobre el producto y los precios –a corto y largo plazos– de cambios anticipados y no anticipados en la conducción de la política monetaria.⁶

Siguiendo con el desarrollo del análisis, HPS proponen que en el corto plazo la dinámica de la inflación sigue el proceso siguiente (aunque, en el largo plazo, p^* determina a p):

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

no es siempre duplicar los precios. Se debe reconocer claramente que la cantidad de dinero es sólo uno de los tres factores, todos igualmente importantes, en la determinación del nivel de precios” (citado por Argandoña, 1981).

⁵ En este punto hemos seguido la interpretación de Desai y Harris a efecto de ubicar aspectos del modelo que rememoran construcciones teóricas de tiempos pretéritos que aún reclaman vigencia. Argandoña (1981), Desai (1989) y Harris (1985) presentan muy buenas reseñas de la teoría cuantitativa prekeynesiana.

⁶ Por añadidura, ambos trabajos sirvieron de base para el estudio de Lucas (1973) en el marco de la escuela de las expectativas racionales (EER).

Donde π es la tasa de inflación (y, por tanto, $\Delta\pi_t$ es la tasa de cambio de la inflación).⁷ El primer componente de la derecha de (4) corresponde *al mecanismo de corrección de errores*, de acuerdo con el *teorema de representación* de Engle y Granger (1987). Recibe tal denominación porque refleja el “error” contemporáneo en el logro del equilibrio a largo plazo, y puede explicarse del siguiente modo: si, por error, π_t aumenta rápidamente, el primer término se vuelve mayor; y dado que su coeficiente es negativo ($\alpha < 0$), $\Delta\pi_t$ se reduce y corrige el error.

En la visión de HPS, el producto real corriente no desempeña un papel directo en la dinámica de la inflación, ya que su influencia sobre p^* se manifiesta a través de la cantidad de dinero. Esto puede confirmarse sustituyendo en la ecuación (4) la expresión para p^* de (1) (luego de obtener los logaritmos):

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

Como lo indica Galindo (1997b), este modelo tiene la ventaja de que todas las variables incluidas 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:

$$\pi_t = (\alpha)(p_{t-1} - p^*_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \beta_i \pi_{t-i} \quad (6)$$

Que puede reescribirse como:

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

⁷ HPS comparan con (4) la siguiente ecuación a fin de reemplazar de 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: 1) la curva de Phillips inversa, y 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); 2) la especificación referente a la velocidad de circulación del dinero, en el que la tasa de inflación se ajusta al desequilibrio monetario. Sin embargo, la separación es falsa, puesto que en el análisis monetarista la relación de Phillips (directa o inversa) se manifiesta en el corto plazo debido fundamentalmente a cambios no anticipados en la oferta monetaria (Friedman, 1968 y Lucas, 1973).

Ambos modelos son equivalentes si $\phi = 0$ (HPS, 1991; Galindo, 1997b), lo cual se verifica examinando la significancia estadística de ϕ mediante una prueba 't' de Student. Al respecto, la estimación de la ecuación (7) corrobora la significancia de ϕ ; empero, los coeficientes γ_i (excepto el del segundo rezago) no son significativamente distintos de cero. De hecho, la bondad de ajuste del modelo es muy pobre, lo cual se constata por la baja proporción –de 0.2766– de la variación total de $\Delta\tau_t$ explicada por sus valores rezagados, la inflación del periodo anterior y el mecanismo de corrección de errores. Esto nos llevó a adoptar el modelo expresado en (6) como un caso especial del modelo P*. Naturalmente, veremos que los resultados en función de sus posibilidades de ajuste, reproducción del comportamiento de los datos, capacidad predictiva y superación de pruebas de diagnóstico son notablemente más satisfactorios en este caso.

Como los modelos monetarios tradicionales de la inflación postulan que esta variable se determina por sus valores pasados y los rezagos de un agregado monetario, añadimos a la ecuación (6) la tasa de crecimiento rezagada de m2 para examinar su grado de influencia en la inflación.

2. Análisis empírico

2.1 Información utilizada

La información empleada en el estudio comprende series trimestrales sin desestacionalizar, provenientes del Banco de Datos del INEGI y del Banco de México. El nivel de precios, P, se representa por el índice general de precios al consumidor; 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). Coincidentemente con Galindo y Perrotini (1996), y Galindo (1997), elegimos M2 en lugar de M1 no sólo porque acusa mayor estabilidad en su comportamiento a lo largo del periodo, sino porque actualmente es la definición más cercana al concepto de medio de pago pues, es un ejemplo, se pueden girar en México cheques contra cuentas de depósitos. 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 tres meses plazo. Todas las variables abarcan originalmente el periodo 1980.1-1999.1, pero las transformaciones y la consideración de rezagos hicieron inevitable la pérdida de grados de libertad.

2.2 Orden de integración y análisis de cointegración de las variables

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller (Cuadro 1) demuestran que los datos no son estacionarios. En particular, establecen que el orden de integración de p_t y m_t es I(2); en tanto que el correspondiente a y_t y v_t es I(1). Estos resultados son muy similares a los obtenidos por Galindo (1997) para un periodo menor (1980.1-1994.4).⁸

Cuadro 1
Orden de integración de las series

<i>Variables</i>	<i>ADF(4)1</i>
P_t	0.2209
$\pi_t (=p_t - P_{t-1})$	-1.2864
$\Delta\pi_t$	-4.3385**
$M2_t$	-0.8978
$\Delta m2_t$	-1.0695
$\Delta\Delta m2_t$	-3.9916**
Y_t	1.4209
ΔY_t	-3.3613
V_t	-0.6197
Δv_t	-2.8049**

Prueba de Dickey-Fuller, aumentada con 4 rezagos.

** Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 1%.

La no estacionalidad de los datos expresados en niveles nos lleva a indagar si cointegran. Siendo esto cierto, significará que comparten una tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones en el largo plazo, requisito básico para obtener estimadores insesgados y conjurar el peligro de que nuestro análisis se efectúe con base en regresiones espurias. En tal caso, se podrá también identificar las relaciones de las variables en el corto plazo y, de modo fundamental, examinar la validez del modelo empleado a través de las denominadas pruebas de diagnóstico.

Al respecto, el Cuadro 2 muestra los resultados del análisis de cointegración.

⁸ Aunque Galindo (1997) 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.

Cuadro 2
Pruebas de cointegración para p_t , $m2_t$, y_t , R_t ^a

<i>Valor propio</i>	<i>Razón de máxima verosimilitud</i>	<i>5% valor crítico</i>	<i>1% valor crítico</i>	<i>Número de ecuaciones cointegrantes</i>
0.307578	63.18129	39.89	45.58	Ninguno **
0.241783	36.71700	24.31	29.75	A lo más 1 **
0.179990	16.78840	12.53	16.31	A lo más 2 **
0.034137	2.50074	3.84	6.51	A lo más 3

La prueba indica la existencia de 3 ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 1%.

^a Periodo 1980.1-1999.1. La prueba incluye 4 rezagos.

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

Como se advierte, existen tres vectores de cointegración, lo que implica la existencia de dos soluciones de largo plazo además del modelo de precios. Una de ellas puede corresponder a la ecuación de demanda nominal de dinero con una elasticidad-precio unitaria, lo cual avala trabajos empíricos anteriores, que asumieron que la demanda de saldos monetarios reales es una función homogénea de grado cero respecto al nivel de precios (Bléjer, 1983, 1984; Yacamán, 1984; Ortiz, 1982;⁹ Feliz, 1992; Galindo y Perrotini, 1996; Liquitaya y Xiqui, 1996).¹⁰

La otra solución parece concernir a una ecuación lineal-logarítmica, con la tasa de interés en función de los demás argumentos. Un trabajo de este tipo ha sido aplicado por Pindyck y Rubinfeld (1988), lo cual alienta su virtual consideración para un análisis acerca de los elementos que inciden en el comportamiento de la mencionada tasa.

De modo paralelo al análisis referido, evidenciamos la existencia de tres vectores de cointegración con una aproximación de v^* en función de la tasa de interés (Anexo A 2).¹¹ Los coeficientes son cercanos a los obtenidos con R_t y concuerdan con el

⁹ G. Ortiz da cuenta además de 13 estimaciones reportadas por Montemayor, Gómez Olivier, Genel, Cambiaso Ramírez y Valdez. Todas ellas suponen funciones de demanda de saldos reales homogéneas de grado cero respecto al nivel de precios.

¹⁰ Estimaciones directas por parte nuestra de la demanda de saldos monetarios nominales de largo plazo, empleando el procedimiento de Johansen y el método de MCO, sugieren que dicha demanda es, en efecto, homogénea de grado uno en precios, o que la demanda de saldos monetarios reales es homogénea de grado cero en precios. Los valores obtenidos fueron: 1) mediante el procedimiento de Johansen: $m_t = 1.0438p_t + 0.5823y_t - 0.0159R_t$; 2) aplicando el método de MCO: $m_t = 1.0062p_t + 0.5838y_t - 0.00436R_t$.

¹¹ Mediante el procedimiento de Johansen.

marco teórico propuesto. Refrendan, además, los hallazgos de Galindo (1997b) para el periodo 1980.1-1994.4. Adicionalmente, la aplicación del procedimiento de Johansen, sin considerar R_t ni v_t^* nos reveló ausencia de cointegración entre las variables y_t , m_t y p_t (Anexo A 3). Esto nos permite establecer que R_t o alternativamente v_t^* son variables cuya consideración es insoslayable en este tipo de modelos.

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

$$p_t = 0.958047 m_t - 0.557901 y_t + 0.015241 R_t \quad (8)$$

De modo colateral, aplicamos el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) al modelo de vectores autorregresivos (con cinco rezagos). La ecuación de precios arroja las siguientes estimaciones para el largo plazo –obtenidas a partir del Anexo A 4– de las elasticidades de m_t y y_t y semielasticidad de R_t :¹²

$$p_t = 0.927348m_t - 0.526408y_t + 0.018841R_t$$

$\mathfrak{R}^2=0.9998$; $\mathfrak{R}_c^2=0.9997$; SSR=0.0429; F = 16732.76 (P=0.0000)

(Más adelante se precisa el significado de los símbolos)

Los resultados de la ecuación (9) respaldan los expresados en (8). En ambas concuerdan los signos y valores de los coeficientes; pero sobre todo, se muestran congruentes con el enfoque teórico adoptado. En efecto, corroboran la proposición de que los aumentos en la cantidad de dinero conducen a incrementos prácticamente proporcionales en el nivel de precios, y avalan el postulado de que la tasa de interés y la actividad productiva, mantienen una relación positiva y negativa, con dicho nivel de precios.¹³

Un aspecto básico, que legitima la validez de las inferencias estadísticas con base en el modelo, es la existencia de exogeneidad débil, indicativo de que los agentes capitalizan favorablemente la información disponible. La función que se establece en (7), no rechaza la hipótesis de exogeneidad débil de la oferta de dinero respecto al nivel de precios, pero sí aflora este resultado cuando se excluye la tasa de interés

¹² No anexamos los resultados de las demás ecuaciones del modelo VAR por no considerarlas relevantes para el presente análisis.

¹³ Con base en la prueba de Wald, se acepta la hipótesis nula de que el coeficiente de m es igual a 1 (uno); sin embargo, la hipótesis conjunta de que el primer, segundo y tercer coeficientes asumen los valores de 1, -1 y 1, respectivamente, es rechazada por dicha prueba.

de la especificación (Galindo, 1997b). Tal hecho sugiere, que la relación entre el acervo monetario y los precios, está mediada por la velocidad-ingreso de circulación del dinero, que se encuentra en función de la tasa de interés. Específicamente, los aumentos en la tasa de interés presionarían a los precios por medio de una elevación de v_t ; empero, también podrían hacerlo mediante el alza del costo del capital de trabajo, obligando a las empresas a elevar el precio de venta de sus productos.

2.3 Pruebas de exogeneidad fuerte¹⁴

A tono con Galindo (1997), se dice que una variable x_t no causa, en el sentido de Granger, a z_t si la predicción que se realiza en el presente de z_t no puede mejorarse utilizando valores rezagados de x_t . Tal condición se prueba con base en la siguiente ecuación:

$$z_t = \sum \alpha_t z_{t-i} + \sum \beta_t x_{t-i} + u_t \quad (10)$$

Definiéndose la hipótesis de no-causalidad de Granger como:

$$H_0 : (\forall i) \beta_i = 0$$

Donde \forall_i significa “para todo i ”.

El Cuadro 3 resume los resultados de las pruebas de no-causalidad efectuadas con base en la metodología indicada en Galindo (1997: 105-6) que, a decir de este mismo autor, evita problemas de especificación en las variables. Dicho brevemente, el procedimiento consiste en incluir en el análisis los residuos del vector de cointegración (de m_t y p_t) en un modelo de vectores autorregresivos estimado en primeras diferencias.

Los estadísticos indican la existencia de una realimentación entre p_t y m_t , lo que concuerda con el estudio de Galindo (1997) y con trabajos anteriores para el caso mexicano. Por ejemplo, Salas e Ize (1984) ‘descubren’, de un lado, el carácter concordante de la oferta monetaria respecto al aumento en los precios y, de otro, que los estímulos monetarios elevan inmediatamente el producto y luego los precios. Pero también existen ‘hallazgos’ discordantes, como el de Ruprah (1984), quien ‘corrobor’, con base en la prueba de Sims, la independencia entre m y p ; el de

¹⁴ Véase Galindo (1997) para un análisis sistemático de este concepto y de sus implicaciones.

Dávila, Ize y Morales (1984: 68), quienes concluyen que “no parece haber existido una relación causal fuerte y consistente entre dinero y precios en ningún sentido”; y los estudios de Bléjer (1984) y Yacamán (1984), mismos que ‘hallan’ evidencia de causalidad unidireccional de dinero a precios. Sin embargo, estos dos últimos trabajos son prescindibles, porque en ellos la relación $m \rightarrow p$ se establece *a priori*, sin emplear prueba alguna de no-causalidad.

Cuadro 3
Pruebas de no-causalidad de Granger entre el acervo
monetario (M2) y el nivel de precios
Periodo 1980.2-1999.1

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Estadístico “F”</i>	<i>Probabilidad</i>
p no causa a m	7.00442	0.00998
m no causa a p	4.77025	0.03221

2.4 Estimación del modelo econométrico final

En la ecuación (10) se presentan los resultados de las estimaciones del modelo P*, que incluye el mecanismo de corrección de errores.

$$\pi_t = 1.217774\pi_{t-1} - 0.370073\pi_{t-2} - 0.598288\pi_{t-4} + 0.781692\pi_{t-5} - 0.291155\pi_{t-6} + 0.132645\Delta m_{t-1} - 0.117293(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y^*_{t-1}) \quad (11)$$

Exceptuando el estimador de π_{t-3} , –que excluimos del modelo, siguiendo el criterio de *reducción*– todos los coeficientes son estadísticamente significativos. Esto 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 ‘ $(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y^*_{t-1})$ ’ expresándola como ‘MCE_{t-1}’.

Cuadro 4
Resultados y pruebas de la regresión

$$\pi_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i \pi_{t-i} + \varphi \Delta m_{t-1} + (\alpha)(p_{t-1} - m_{t-1} - R_{t-1} + y^*_{t-1})^{(1)}$$

<i>Variable(1)</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t.</i>	<i>Probabilidad</i>
π_{t-1}	1.217774	0.138761	8.776042	0.0000
π_{t-2}	-0.370073	0.157572	-2.348604	0.0222
π_{t-4}	-0.598288	0.150164	-3.984230	0.0002
π_{t-5}	0.781692	0.187871	4.160798	0.0001
π_{t-6}	-0.291155	0.097095	-2.998665	0.0039
Δm_{t-1}	0.132645	0.041211	3.218676	0.0021
MCE_{t-1}	-0.117293	0.022220	-5.278813	0.0000

(1) Se excluyó el coeficiente de (π_{t-3} por no ser estadísticamente significativo.

Exponemos también los resultados de las pruebas de diagnóstico:

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

$\mathfrak{R}^2=0.9841$; $\mathfrak{R}_c^2=0.9825$ SSR=0.0689; D-W=1.9441; F = 620.7693 (P=0.0000); J-B: 1.8696 (P=0.3927); LM(4): 1.8418 (P=0.1337); ARCH(4): 1.3512 (P=0.2621); Reset(1): 0.0101 (P=0.9202); Reset(2): 2.5314 (P=0.0883); Chow (1989.4): 0.854 (P=0.548); Chow (1987.4): 01.1445 (P=0.3502); Chow (1995.1): 1.7563 (P=0.1159).¹⁵

Significado de los símbolos:¹⁶

\mathfrak{R}^2 = Coeficiente de determinación.

¹⁵ 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 (4)), 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 homocedasticidad (hasta de cuarto grado), inexistencia de cambio estructural en los puntos más críticos detectados gráficamente, y de forma funcional correcta (considerando dos argumentos). También se acepta la hipótesis nula de normalidad y, por supuesto, se valida el modelo (prueba "F"). Véase al respecto Galindo (1995), Maddala (1996) y Aznar y Trivez (1993, I).

¹⁶ Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, así facilitamos su identificación.

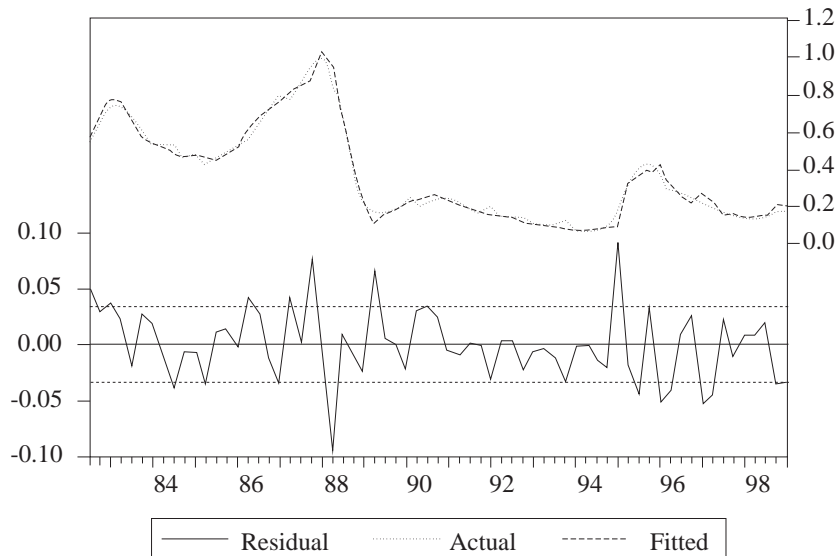
\mathfrak{R}_c^2	=	Coefficiente de determinación corregido por los grados de libertad.
SSR	=	Suma de cuadrados de los residuales.
F	=	Estadístico “F”.
D-W	=	Estadístico de Durbin y Watson.
J-B	=	Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
LM(i)	=	Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch – Godfrey.
ARCH(i)	=	Estadístico para la prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden i.
RESET (i)	=	Estadístico para la prueba del error de especificación en regresión, (para la forma funcional) propuesto por Ramsey. ¹⁷
Chow	=	Estadístico de Chow para la prueba de cambio estructural.

Las pruebas de diagnóstico aplicadas al modelo final permiten establecer que éste constituye una aproximación adecuada al Proceso Generador de Información (PGI, Galindo, 1995). Veámoslo con más detalle, en concordancia con los requisitos establecidos por la metodología econométrica moderna:

1) En la Gráfica 1 se presenta la trayectoria de los valores observados y las correspondientes estimaciones de la variable endógena. En ella se puede apreciar que el modelo reproduce adecuadamente el comportamiento histórico de los datos (rastrea adecuadamente el período bajo análisis). Tal hecho, se corrobora también de modo formal, ya que la desviación estándar del modelo (0.0235) representa una porción muy reducida respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables; además, el coeficiente de determinación, \mathfrak{R}^2 , —que mide la proporción de la variación total en p_t explicada por el modelo— es bastante elevada (0.9841), máxime si se considera que las variables se definen en diferencias, planteando relaciones menos estables que las expresadas en niveles.

¹⁷ “i” entre paréntesis es relativo al número de veces que el vector estimado de la variable dependiente, Δp , se agrega a la regresión para la prueba, pero elevando potencias sucesivamente mayores. Así por ejemplo si $i = 2$, se introducen los vectores Δp^2 e Δp^3 . Un examen introductorio sobre esta prueba se encuentra en Gujarati (1997: 455-458).

Gráfica 1
Inflación anualizada observada, inflación estimada y residuales (en
logaritmos) Periodo 1982.2 - 1999.1



La coherencia respecto a los datos también requiere la ausencia de autocorrelación y de heterocedasticidad. Al respecto, las pruebas de Breusch-Godfrey LM(4) aceptan la hipótesis nula de ausencia de correlación serial hasta de cuarto grado; y la prueba ARCH(4) no rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. Por tanto, se puede argüir 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.

2) El modelo debe tener las propiedades estadísticas de exogeneidad necesarias, lo cual 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, el modelo admite la existencia de exogeneidad débil, por lo cual es posible realizar inferencias estadísticas válidas (Galindo, 1997b). Sin embargo, debemos recordar que no se cumple el postulado de exogeneidad fuerte, aspecto que aminora la viabilidad predictiva del modelo ante cambios en la política económica.

3) La admisibilidad del modelo respecto a los datos es una condición relativa a la estabilidad de los parámetros. A propósito, las pruebas *Cumulative Sum* (CUSUM y CUSUM Q, véanse las gráficas A 1 y A 2 en el anexo) revelan estabilidad estructural de los parámetros, lo cual se refrenda con la prueba de Chow aplicada a dos trimestres críticos (1989.4 - 1990.4) identificados a través de las mencionadas gráficas. En efecto, no se rechaza la hipótesis de permanencia estructural en ninguno de los trimestres definidos como puntos de posible ruptura (como ya lo señalamos en el cuadro de “*valores calculados de los estadísticos [...]*”, las probabilidades asociadas de las pruebas de Chow para los trimestres 1987.4 y 1995.1 son, respectivamente, 0.3502 y 0.1159).

4) El modelo valida las restricciones de los parámetros sugeridas *a priori* y es consistente con la teoría económica, como se evidenció a través de los resultados del modelo inicial definido en niveles, donde las estimaciones de la relación de largo plazo son congruentes en signos y valores con la teoría propuesta. Por añadidura, el mecanismo de corrección de errores $(MCE)_{t-1}$ tiene el signo y magnitud adecuados [$-1 < \alpha < 0$], lo que garantiza que sea de orden de integración $I(0)$.

5) El modelo supera la prueba de normalidad, aspecto básico que favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico realizadas.

2.5 Pronóstico de la inflación

Habíamos señalado que uno de los requisitos fundamentales para validar un modelo es que reproduzca adecuadamente el comportamiento de los datos. Tal aspecto se evalúa sistemáticamente por medio de la *simulación histórica*, que consiste en calcular los valores estimados de la variable endógena para la muestra 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 sus capacidades para investigar el periodo histórico. Si dicha pesquisa no es satisfactoria, se debería pensar en reformularla; en cambio, si resulta adecuado, será útil para efectuar un examen de políticas alternativas dentro del mismo modelo (análisis de sensibilidad) y para predecir la evolución futura de la variable endógena.

Al respecto, la parte estadística de la *simulación histórica* –que añadimos a la parte gráfica de la misma (Gráfica 1)– corrobora que el modelo reproduce satisfactoriamente el comportamiento de los datos. En efecto, el coeficiente de desigualdad de Theil (0.036) es “cercano” al valor 0 (cero), indicativo de simulación perfecta. Por su parte, la raíz del error cuadrático medio (0.032) señala que los problemas de

variabilidad y sesgo son prácticamente irrelevantes (véase también la descomposición del coeficiente en el Cuadro anexo A 5).

Evidentemente, estos resultados respaldan con firmeza la capacidad predictiva del modelo; sin embargo, suplementamos al análisis 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, posibilitando que ésta concluya en 1995:4.
2) Aplicando el método de las regresiones recursivas (cuya explicación se encuentra en Bomhoff, 1994) pronosticamos, a partir de 1996:1, trimestre por trimestre hacia delante la tasa de inflación anualizada. Ello implicó reestimar los coeficientes cada vez que se añadía nueva información, con lo cual se fue extendiendo el tamaño de la muestra hasta hallar su límite en el trimestre 1999:2 (no incluimos en el análisis la postrer observación por no contar con la inflación registrada en ese mismo trimestre para compararla).

3) Con base en los datos estimados y los observados de las tasas de inflación en el periodo 1996:1-1999:1 calculamos los estadísticos raíz del error cuadrático promedio; el error promedio absoluto y el coeficiente de desigualdad de Theil, usuales en la evaluación estadística de los pronósticos.¹⁸

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de los estadísticos referidos y en la Gráfica 2 se muestra la trayectoria de los valores pronosticados y observados de la tasa de inflación anualizada, entre 1996:1 y 1999:1.

Cuadro 5
Evaluación estadística del pronóstico, un trimestre delante de las tasas anualizadas de la inflación

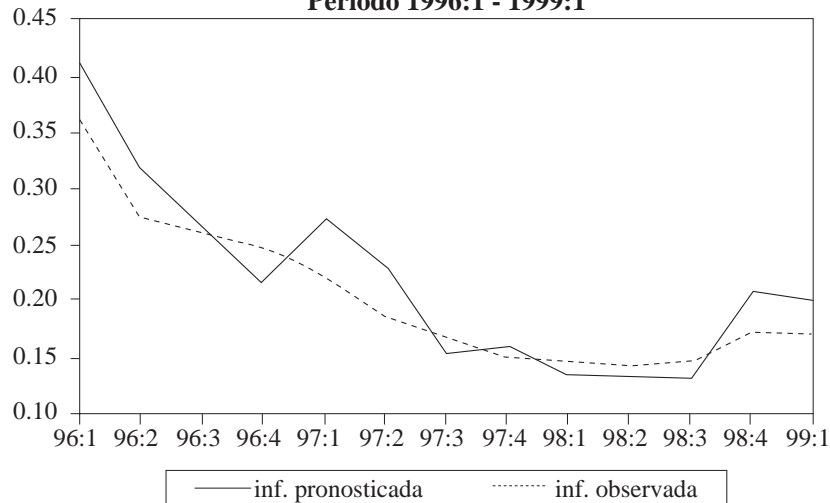
Raíz del error cuadrático promedio	0.025420
Error promedio absoluto	0.022911
Coefficiente de desigualdad de Theil	0.059910
Proporción de sesgo	0.033113
Proporción de varianza	0.120159
Proporción de covarianza	0.846728

Como se puede apreciar, los resultados de la evaluación estadística del pronóstico “mas allá de la muestra” son muy satisfactorios. El valor del coeficiente de desigualdad de Theil (0.0599) se encuentra relativamente cerca del nivel cero, que indica simulación perfecta. Al examinar su descomposición se evidencia que la

¹⁸ En Castro, Loría y Mendoza (1997: 131-134) se exponen las características de estos estadísticos.

medida de la variación conjunta entre la variable estimada y la observada es alta (0.8467); la variación desigual –la diferencia entre los errores estándar al cuadrado– es baja (0.1201) y que la proporción del sesgo es tan pequeña (0.0331) que disipa la necesidad de corregir aspecto alguno del modelo. El bajo valor de la raíz del error cuadrático medio (0.0254) corrobora, a su vez, lo ya señalado; pues indica que los problemas de varianza y sesgo son prácticamente irrelevantes. Por último, el error promedio absoluto (0.0229) refleja el bajo nivel medio, en valores absolutos, de las desviaciones de la inflación pronosticada respecto de la efectivamente observada.

Gráfica 2
Valores observados y valores pronosticados de las tasas de
inflación anualizadas (en logaritmos)
Periodo 1996:1 - 1999:1



Conclusiones

Los resultados del análisis de cointegración corroboran la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios y el dinero en circulación en la dirección y magnitud acordes con el enfoque teórico adoptado. Esto también se

refrenda con las estimaciones derivadas de la aplicación al modelo VAR del método de mínimos cuadrados ordinarios, similares a las que arroja el procedimiento de Johansen.

Como hemos visto, en la relación de “equilibrio” de largo plazo intervienen, además, el producto y la tasa de interés que afecta el nivel de precios a través de la velocidad de circulación del dinero. Al respecto, es tal la incidencia de esta tasa en la vinculación dinero-precios, que su exclusión del análisis de cointegración no solamente conduce al rechazo de la hipótesis de exogeneidad débil (Galindo, 1997b), sino también a que se desvanezca cualquier relación de “equilibrio” de largo plazo entre el producto, el dinero y los precios.

De manera análoga a estudios previos de la inflación en la economía mexicana, corroboramos la existencia de una realimentación entre el dinero y los precios. Este resultado desvirtúa el postulado monetarista respecto a la causalidad (o precedencia) del dinero a los precios; en cambio, admite la plausibilidad de las interpretaciones keynesianas y/o estructuralistas de la inflación formuladas en Salas e Ize (1984); Licitaya (1998); Ros (1984) y Ruprah (1984), que admiten el eventual carácter endógeno del dinero.¹⁹ En este sentido, la econometría que constata el carácter esencialmente monetario de la inflación en el largo plazo, pasa por alto el hecho de que dicho plazo está conformado por una sucesión de plazos cortos, donde el acervo monetario y los precios asumen una relación compleja y muy probablemente mediatizada por otras variables (como el salario y la tasa de interés).

Como en HPS y Galindo, nuestro modelo muestra que el nivel de precios corriente se ajusta a P^* en forma relativamente lenta, y que el factor inercial es importante en la evolución de la tasa de inflación. Este hecho es congruente con los análisis teóricos y empíricos que dan cuenta de los efectos reales, en el corto plazo, de la política monetaria.

¹⁹ Por ejemplo, a propósito de la realimentación de precios a dinero señalo “Tal situación parece haber sido alentada, al menos parcialmente, por las devaluaciones y deslizamientos del tipo de cambio nominal [...] 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 [...]. 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 a 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” (Licitaya y Xiqui, 1992: 122).

Sin embargo, el modelo P^* puede constituir una útil guía para las autoridades económicas. No solo demuestra que, a pesar de existir capacidad ociosa en la economía, los aumentos en la oferta monetaria afectan a la inflación futura, sino que se constituye en un marco de análisis en el que la política monetaria de corto plazo puede ser evaluada y monitoreada en función de su consistencia con los objetivos de largo plazo.

Referencias bibliográficas

- Argandoña, A. (1981). *La Teoría monetaria moderna*, España: Ariel.
- Aznar, A. y Trivez, F. J. (1993). *Métodos de predicción en economía*, España: Ariel.
- Banco de México (1996). *Indicadores Económicos*, México.
- Banco de México (1997). *Indicadores Económicos*, México.
- Banco de México (1998). *Indicadores Económicos*, México.
- Banco de México (1999). *Indicadores Económicos*, México.
- Banco de México (1990). *Informe Anual*, México.
- Banco de México (1991). *Informe Anual*, México.
- Banco de México (1992). *Informe Anual*, México.
- Bléjer, M. (1983). *Dinero, precios y balanza de pagos: la experiencia de México, 1950-1973*, México: CEMLA.
- Bléjer, M. (1984). “Un modelo monetario de inflación y balanza de pagos para México, 1953-1979”, en Ize y Vera (1984).
- Bomhoff, E. (1994). *Financial forecasting for business and economics*, Londres: Academic Press.
- Castro, C., Loría, E. y Mendoza, M.A. (1997). *Eudoxio: modelo macroeconómico de la economía mexicana*, México: Facultad de Economía-UNAM.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G. y Taylor, M. P. (1992). *Applied econometric techniques*, Londres: Harvester Wheatsheaf.
- Dávila, J., Ize, A. y Morales, J. (1984). “Fuentes del proceso inflacionario en México: análisis de causalidad”, en Ize y Vera (1984).
- Desai, M. (1989). *El monetarismo a prueba*, México: FCE.
- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing” en *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), México: CIDE.

- Friedman, M. (1968) "The role of monetary policy" en *American Economic Review*, vol. 58.
- Galindo P. L. M. (1995). La econometría aplicada moderna: los mínimos cuadrados ordinarios y las pruebas de diagnóstico, Cuaderno de trabajo de economía aplicada, núm. 17, México: UNAM-UACP.
- Galindo P. L. M. (1995b). La metodología econométrica moderna: una versión aplicada, Cuaderno de Trabajo de economía aplicada, núm. 18, México: UNAM-UACP.
- Galindo P. L. M. (1997). "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna", en *Investigación Económica*, Facultad de Economía, 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", en *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", en *Monetaria*, CEMLA. Vol. XIX, pp. 347-361.
- Gujarati, D. (1997). *Econometría*, Colombia: McGraw-Hill.
- Hallman, J., Porter, R. y Small, D. (1991). "Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?", en *American Economic Review*, vol. 81, pp. 841-858.
- Harris, L. (1985). *Teoría monetaria*, México: FCE.
- INEGI (1998). "Banco de datos" (programa e información en diskettes), México.
- INEGI (1994). *Oferta y utilización trimestral, 1980-1993, sistema de cuentas nacionales de México*, México.
- Intrilligator, M. (1990). *Modelos econométricos, técnicas y aplicaciones*, México: FCE.
- Ize A. y Vera, G.(eds.) (1984). *La inflación en México*, México: El Colegio de México.
- Lilien, D. (1994). *E views user's guide*, California: Quantitative Micro Software.
- Liquitaya B., J. D. (1998). "Dinero, producto, tasas de interés y precios: un análisis de cointegración", en *Investigación Económica*, Facultad de Economía, 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", en *American Economic Review*, vol. 63.

- Maddala, G. S. (1996). *Introducción a la econometría*, México: Prentice-Hall Hispanoamericana.
- Pindyck, R. y Rubinfeld, D. (1988). *Econometric models and economic forecasts*, Singapur: Mc Graw Hill International Editions.
- Ros, J. (1984). “Análisis de la inflación en México”, en Ize y Vera (1984).
- Ruprah, I. (1984). “¿Es la inflación siempre y en todos lados un fenómeno monetario?”, en Ize y Vera (1984).
- Salas, J. e Ize, A. (1984). “Dinero, precios y producto: un análisis de autorregresión vectorial para México”, en Ize y Vera (1984).
- Vera, G. (1984). “La causalidad de Granger como herramienta de la investigación empírica”, en Ize y Vera (1984).
- Yacamán, J. M. (1984). “Análisis de la inflación en México” en Ize y Vera (1984).

Cuadro A 1
Valores normalizados del procedimiento de Johansen

1.00000000	-0.95804719	0.55790119	-0.01524180
-0.72322367	1.00000000	-0.74350844	-0.04045151
2.57391847	-2.20788201	1.00000000	0.06741942
-92.90559590	112.81247300	-68.03161040	1.00000000

Cuadro A 2
Pruebas de cointegración para $p_t, m2_t, y_t, v_t^e$ ^a

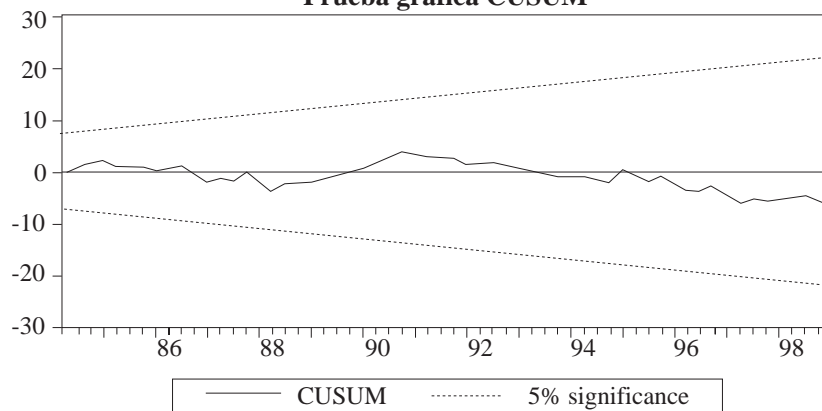
<i>Valor propio</i>	<i>Razón de máxima verosimilitud</i>	<i>5% valor crítico</i>	<i>1% valor crítico</i>	<i>Número de ecuaciones cointegrantes</i>
0.305091	63.02594	39.89	45.58	Ninguna**
0.241525	36.81978	24.31	29.75	A lo más 1 **
0.181202	16.91569	12.53	16.31	A lo más 2 **
0.034416	2.521634	3.84	6.51	A lo más 3

^a Periodo 1980.1-1999.1. La prueba incluye 4 rezagos.

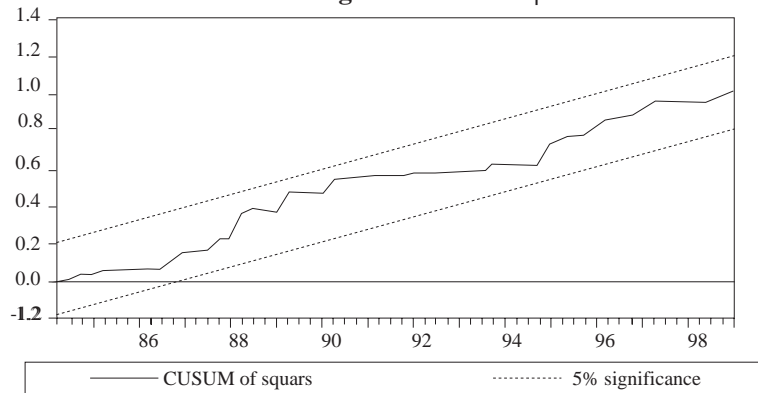
** Denota rechazo de la hipótesis al nivel de significancia del 5% (1%).

La prueba indica la existencia de 3 ecuaciones de cointegración al nivel de significancia del 1%.

Gráfica A 1
Prueba gráfica CUSUM



Gráfica A2
Prueba gráfica CUSUM ϕ



Cuadro A 3
Pruebas de cointegración para p_t , $m2_t$, y_t ^a

<i>Valor propio</i>	<i>Razón de máxima verosimilitud</i>	<i>5% valor crítico</i>	<i>1% valor crítico</i>	<i>Número de ecuaciones cointegrantes</i>
0.210157	23.70772	24.31	29.75	Ninguna
0.077549	6.721382	12.53	16.31	A lo más 1
0.012552	0.909481	3.84	6.51	A lo más 2

^a Período 1980.1-1999.1. La prueba incluye 4 rezagos.

La prueba rechaza la existencia de alguna ecuación de cointegración al nivel de significancia del 5 por ciento.

Cuadro A 4
Modelo de vectores autorregresivos (Periodo 1981.2-1999.1)
[Ecuación para $p_t^{(1)}$]

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>E. Estándar</i>	<i>Estadístico T</i>	<i>Probabilidad</i>
$P_{(t-1)}$	1.332025	0.196997	6.761655	0.0000
$P_{(t-2)}$	-0.478206	0.338927	-1.410942	0.1642
$P_{(t-3)}$	-0.235355	0.334179	-0.704279	0.4844
$P_{(t-4)}$	0.066408	0.334213	0.198699	0.8433
$P_{(t-5)}$	0.196756	0.175111	1.123609	0.2663
$m_{(t-1)}$	0.198828	0.089793	2.214288	0.0312
$m_{(t-2)}$	-0.043873	0.119243	-0.367927	0.7144
$m_{(t-3)}$	-0.105987	0.120649	-0.878478	0.3837
$m_{(t-4)}$	0.226658	0.119294	1.899991	0.0630
$m_{(t-5)}$	-0.165854	0.091770	-1.807279	0.0765
$y_{(t-1)}$	-0.223463	0.164262	-1.360405	0.1796
$y_{(t-2)}$	-0.176140	0.152765	-1.153011	0.2542
$y_{(t-3)}$	0.298538	0.152148	1.962155	0.0551
$y_{(t-4)}$	-0.018690	0.157856	-0.118399	0.9062
$y_{(t-5)}$	0.057443	0.156959	0.365974	0.7159
$R_{(t-1)}$	0.001468	0.000441	3.325730	0.0016
$R_{(t-2)}$	-0.001276	0.000523	-2.441675	0.0181
$R_{(t-3)}$	0.001481	0.000591	2.506445	0.0154
$R_{(t-4)}$	-3.17E-05	0.000548	-0.057746	0.9542
$R_{(t-5)}$	0.000589	0.000428	1.375726	0.1748

(1) No se exponen los resultados de las demás ecuaciones del modelo VAR por no aportar información relevante para el presente artículo.

Cuadro A 5
Evaluación estadística de la simulación histórica del modelo

Raíz del error cuadrático medio	0.032062
Coficiente de desigualdad de Theil	0.036223
Proporción de sesgo	0.000228
Proporción de varianza	0.007217
Proporción de covarianza	0.992555