

REGLA SIMPLE PARA PREDECIR EL COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS EN MÉXICO: EL MODELO P*

LUIS MIGUEL GALINDO Y HORACIO CATALÁ*

El objetivo de este trabajo es analizar la validez de utilizar reglas sencillas para pronosticar o simular el comportamiento de los precios en México con base en el modelo P*. La evidencia empírica disponible indica que pueden utilizarse reglas sencillas que permiten tener una consistencia analítica entre el nivel de precios, el producto, el agregado monetario y la velocidad de circulación. Este modelo permite además analizar la existencia de condiciones monetarias que validen un aumento de precios o una deflación a través de estimar la brecha de precios reales y los proyectados por el modelo. Estas reglas deben sin embargo incluir siempre los ajustes en la velocidad de circulación y la existencia de un proceso de retroalimentación entre el nivel de precios y el agregado monetario.

A SIMPLE RULE TO PREDICT THE BEHAVIOR OF PRICES IN MEXICO: THE MODEL P*

The object of this work is to analyze the validity of using simple rules to predict or to simulate the behavior of the prices in Mexico with the model P*. The empiric

* Profesores de la Facultad de Economía, UNAM. Agradecemos los comentarios de Carlos Guerrero, Fidel Aroche y los precisos comentarios de un árbitro anónimo. Este trabajo se realizó en el marco del Proyecto sobre los Efectos de la Política Monetaria y los Movimientos de Capital en la Economía Mexicana ante la Apertura Externa, financiado por PAPIIT:IN304197.

evidence available indicates that simple rules may be used that permit to have consistence among the level of an analytical price, the product, the monetary aggregation and the velocity of circulation. This model also permits the analyzation of existence of monetary conditions that validate a raise of prices or a deflation of estimating the breach of real prices and those projected by the model. These rules, however, should always include the adjustments in the velocity of circulation and the existence of a process of retroalimentionation existence between price levels and the monetary aggregation.

UNE RÈGLE SIMPLE POUR PRÉDIRE LE COMPORTEMENT
DES PRIX AU MEXIQUE: LE MODÈLE P*

Le but de ce travail est d'analyser la validité d'utiliser des règles simples pour pronostiquer et simuler le comportement des prix au Mexique à partir du modèle P*. L'évidence empirique disponible indique que l'on peut utiliser des règles simples qui permettent d'avoir une consistence analytique entre le niveau des prix, le produit, la masse monétaire et la vitesse de circulation. Ce modèle permet en outre d'analyser l'existence de conditions monétaires qui valident l'augmentation des prix ou une déflation à travers l'estimation de l'écart des prix réels et de ceux projetés par le modèle. Ces règles doivent cependant toujours inclure les ajustements à la vitesse de circulation et l'existence d'un processus de rétroalimentionation entre le niveau des prix et la masse monétaire.

* Traducción al inglés y francés: Centro de Enseñanza de Lenguas Extranjeras (CELE), UNAM.

INTRODUCCIÓN

En trabajos recientes sobre México (Galindo, 1997; Catalá, 1998, y Liquitaya, 1998) se argumenta en favor del uso del modelo P^* para realizar proyecciones sobre el comportamiento de los precios o como base para analizar la viabilidad de políticas económicas de anclas nominales para controlar los precios (Allen y Hall, 1991). La gran virtud de este modelo es su alta capacidad para predecir la evolución de los precios con base en reglas simples sobre el comportamiento del ingreso, de un agregado monetario y gracias al supuesto de que la velocidad de circulación es constante o que al menos puede aproximarse adecuadamente utilizando los costos de oportunidad del dinero (Orphanides y Porter, 1998). Asimismo, este modelo ha tenido una gran difusión como consecuencia de su uso exitoso en políticas de control de precios (Arzbach, 1995) en países como Alemania o Estados Unidos y como una herramienta para evaluar la convergencia de políticas monetarias en bloques comerciales como la Unión Europea (Brodes, Girardin y Marimoutou, 1993).

Existen sin embargo diversos problemas asociados con este enfoque en donde destaca, desde luego, el problema de la relación de causalidad entre el nivel de precios y el agregado monetario. De hecho la evidencia empírica disponible para países como Alemania, Francia, Estados Unidos, Reino Unido y México sugiere que existe una retroalimentación entre estas variables, aunque el grado de interacción depende de arreglos institucionales y del grado de independencia del banco central y su nivel de compromiso con la metas de inflación. En este sentido el modelo P^* representa también una herramienta útil para medir la eficiencia y el compromiso de un banco central con sus objetivos inflacionarios (Funke y Hall, 1992).

El supuesto de velocidad de circulación constante es sin embargo cuestionable para el caso de México, como lo muestra la gráfica 1, ya que tiende a mostrar variaciones bruscas que pueden incluso asociarse a efectos estacionales. Para resolver este problema y mantener aun reglas simples de pronóstico pueden utilizarse diversos métodos para modelar el comportamiento de la velocidad de circulación. El costo de oportunidad aproximado por la tasa de interés de los Cetes se ha utilizado profusamente en el caso de México (Catalá, 1998; Galindo, 1997, y Liquitaya, 1998). Sin embargo, existe una posibilidad adicional basada en proyectar la velocidad de circulación con un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Este método puede presentar problemas para analizar la significancia estadística de las variables consideradas ya que la varianza de la velocidad de circulación no es eficiente; sin embargo, puede aproximar con gran precisión el comportamiento de esta variable, lo que puede contribuir a pronosticar con mayor precisión los precios.

En este trabajo se presenta una breve descripción del modelo y sus estimaciones recientes considerando el pronóstico de la velocidad de circulación mediante un VAR y finalmente se utilizan diversas pruebas para evaluar su capacidad de pronóstico. El trabajo se divide en tres secciones.

En la primera se hace una breve síntesis del modelo P*. La segunda presenta una nueva evidencia empírica disponible para el caso de México, y finalmente, en la tercera sección se presentan algunas conclusiones y comentarios generales.

MARCO GENERAL

El modelo P* supone que existe una relación estable entre el agregado monetario seleccionado y el producto potencial de largo plazo y que ello puede utilizarse como un indicador de las tendencias de largo plazo del índice de precios. El modelo se desprende directamente de la identidad cuantitativa del dinero:

$$(1) \quad M_t V_t = P_t Y_t$$

Donde M_t representa el agregado monetario, V_t la velocidad de circulación del dinero, P_t el índice de precios, y Y_t el ingreso real. Con base en la ecuación (1) el modelo P* identifica el nivel de precios de equilibrio que es consistente con un determinado nivel de agregado monetario, suponiendo una elasticidad unitaria entre un agregado monetario con respecto al producto potencial (Hallman, Porter y Small, 1991). Asimismo, se supone una velocidad de circulación constante o al menos estable. De este modo, el nivel de precios de equilibrio, que es congruente con los valores actuales del agregado monetario, del producto potencial y de la velocidad de circulación constante, se define como:

$$(2) \quad P^*_t = (M_t V^*_t) / Y^*_t$$

La ecuación (2) puede despejarse en logaritmos como:

$$(3) \quad p^*_t = \beta_1 y^*_t + \beta_2 m_t + \beta_3 v^*_t$$

donde las letras minúsculas representan el logaritmo de las series y se espera que $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$ y $\beta_3 = 1$ (Hall y Milne, 1994). La ecuación (3) ofrece entonces una regla simple para pronosticar el comportamiento futuro de los precios. Esto es, suponiendo una velocidad de circulación constante, puede estimarse la ecuación (3) con los datos reales de las otras variables y, de obtenerse los coeficientes esperados, entonces es fácil pronosticar el comportamiento futuro de los precios. En efecto, la estimación de la ecuación (3) puede aproximarse como:

$$(4) \quad p_t = \beta_1 y_t + \beta_2 m_t + \beta_3 z_t + u_t$$

Donde z_t es un vector que incluye a las variables necesarias para aproximar la velocidad de circulación. La estimación de la ecuación (4) debe hacerse con base en métodos de cointegración, ya que las series no son

estacionarias y por lo tanto la regresión está sujeta a la crítica de regresiones espúreas (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992). De este modo, la ecuación (4) puede estimarse con base en el procedimiento de Johansen (1988) lo que permite obtener el P^* . Este valor puede entonces compararse con la evolución del nivel de precios real. En efecto, la brecha de precios entre P y P^* corresponde al vector de cointegración obtenido por el procedimiento de Johansen y puede entonces representarse, gracias al teorema de representación de Engle y Granger (1987), como un modelo de mecanismo de corrección de errores, tal como:

$$(5) \quad \Delta p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta p_t + \delta(p^* - p)_{t-1} + u_t$$

Así, cuando la brecha de precios es $p < p^*$, entonces la tasa de inflación se acelera. Por el contrario, cuando $p > p^*$ entonces la tasa de inflación tiende a desacelerarse. En este sentido el modelo P^* utiliza las propiedades estadísticas de las series para realizar sus proyecciones ya que aprovecha la presencia de tendencias comunes en los datos, encontradas mediante el procedimiento de Johansen (1988), para posteriormente pronosticar la tasa de inflación.

El modelo P^* puede considerarse que además incluye los efectos de una brecha entre el producto real y el potencial que normalmente se asocia a un aumento de precios como resultado de presiones de demanda sobre la capacidad instalada o al diferencial entre desempleo y producto potencial (Kuttner, 1989). Esto puede observarse considerando el siguiente modelo que incluye simultáneamente una brecha de precios y de producto:

$$(6) \quad \Delta p_t = A(L)(p^*_{t-1} - p_{t-1}) + B(L)(y_{t-1} - y^*_{t-1})$$

Donde $A(L)$ y $B(L)$ representan polinomios de rezagos distribuidos. Considerando entonces que el nivel de precios de equilibrio está dado por:

$$(7) \quad p^*_t = m_t - y_t + v_t$$

Puede sustituirse la ecuación (3) en (6):

$$(8) \quad \Delta p_t = A(L)(m_{t-1} - y_{t-1} + v_{t-1} - p_{t-1})$$

De donde utilizando la ecuación (7) y suponiendo que la velocidad de circulación es igual a la potencial que:

$$(9) \quad \Delta p_t = A(L)(p^*_{t-1} - p_{t-1})$$

Este resultado permite además argumentar que el modelo P^* puede utilizarse como un ancla nominal de precios ya que establece una relación entre el agregado monetario y el producto potencial. Esto es, para anclar a la tasa de inflación sólo se requiere que $p^* < p$ que se obtiene, dada la

ecuación (3), controlando el agregado monetario. De este modo, el banco central requiere tener una estimación de crecimiento del producto potencial para determinar el nivel de agregado monetario que es consistente con la meta de inflación propuesta. En este sentido, el modelo permite también analizar el compromiso del banco central con una determinada meta de inflación, ya que pueden detectarse niveles de agregado monetario que son inconsistentes con la meta de precios. Así, por ejemplo, el banco central alemán proporciona, con base en este modelo, el ritmo de crecimiento de los agregados monetarios que es consistente con la meta de precios.

La evidencia empírica disponible de este modelo para México sugiere que existe una relación estable de largo plazo entre el nivel de precios, el ingreso, un agregado monetario y la tasa de interés como aproximación de la velocidad de circulación (Catalá, 1998a y 1998b; Galindo, 1997; Galindo y Cardero, 1997, y Liquitaya, 1998). Asimismo, el modelo de vectores autorregresivos (VAR), utilizado como base del vector de cointegración, tiene normalmente las propiedades estadísticas adecuadas ya que no existe evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad y no se rechaza la hipótesis de normalidad en los errores (Catalá, 1998; Galindo, 1997, y Liquitaya, 1998). En este sentido, el modelo P^* captura toda la información sistemática disponible dado el conjunto de información referido. Además, el modelo P^* muestra una elevada capacidad para predecir el comportamiento futuro de los precios y no existe evidencia de cambio estructural importante.

Sin embargo, existen dos aspectos que deben analizarse con especial cuidado en el modelo, no obstante su éxito relativo. El primer aspecto es el supuesto de la constancia de la velocidad de circulación del dinero. El segundo es la relación de causalidad entre precios y el agregado monetario.

Hallman, Porter y Small (1991) parten del supuesto de que la velocidad de circulación entre $M2$ y el ingreso es constante y por lo tanto puede aproximarse con un promedio de esta variable. Sin embargo, existen dudas razonables a este respecto que los mismos autores mencionan en un trabajo posterior (Hallman y Anderson, 1993) y además hay estimaciones recientes para incluir la variabilidad de la velocidad de circulación (Orphanides y Porter, 1998). Arnold (1995) incluso argumenta que la ecuación cuantitativa depende fundamentalmente de que las expectativas sobre el comportamiento de la velocidad de circulación se cumplan.

Desde luego una solución a este problema no es fácil ya que ello lleva implícita la estabilidad o inestabilidad de la demanda de dinero. Esto es, la velocidad de circulación, al definirse como una proporción del producto nominal y hacerse función de los costos de oportunidad, representa una forma restringida de una función de demanda de dinero, donde las variables exógenas son el ingreso, la tasa de interés y los precios. Formalmente, la ecuación (9) es un caso particular de la ecuación (10) bajo el supuesto de que $\phi_1=1$ y $\phi_3=1$:

$$(10) \quad \forall_t = (P_t Y_t) / M_t = \phi_2 R_t + u_t$$

$$(11) \quad M_t = \phi_1 Y_t + \phi_2 R_t + \phi_3 P_t + u_t$$

La evidencia empírica disponible para México indica que existe una función de demanda de dinero estable, pero que su comportamiento no es constante (Galindo y Perrotini, 1996). Es necesario considerar los cambios en la velocidad de circulación para realizar un ajuste adecuado entre el nivel de precios y el agregado monetario, lo que puede permitir que el modelo tenga un mejor ajuste.

En segundo lugar, existe el problema de la retroalimentación entre el nivel de precios y los agregados monetarios. En efecto, es factible sostener que el nivel de precios y los agregados monetarios tienden a moverse juntos en el tiempo. Sin embargo, los problemas se centran en la causalidad de esta relación y su estabilidad. Esto es, hay argumentos para sostener, por un lado, que es el alza en los precios lo que se traduce después en un aumento de los agregados monetarios y, por el otro, que es el aumento inicial en los agregados monetarios lo que se traduce en el aumento de los precios.

La evidencia empírica al respecto para México es mixta. Sin embargo, pruebas de exogeneidad débil indican que es posible utilizar el modelo P^* para realizar inferencias estadísticas válidas sobre los precios, y que la prueba de no causalidad de Granger no rechaza la hipótesis nula; por tanto, existe una retroalimentación entre ambas variables (Galindo, 1996, Catalá, 1998a e Ize y Salas, 1984). Como consecuencia de ello, no obstante que los precios y el agregado monetario se mueven juntos en el tiempo, es difícil esperar que pueda determinarse exógenamente y por completo el agregado monetario. De hecho, es posible que una contracción de m_t venga acompañada de una contracción de y_t , lo que se traduce posteriormente en una mayor contracción de m_t y así sucesivamente hasta que se amortigua el efecto. De este modo, una política monetaria contraccionista debe tomar en cuenta que el agregado monetario no es completamente exógeno al producto y a los precios, y existe por tanto un efecto del ingreso sobre el agregado monetario que va a reforzar el movimiento inicial. Esta situación explica en algunos casos la sobrerreacción de la política monetaria.

Una forma para mejorar las predicciones del modelo, manteniendo una regla sencilla de proyección, es estimar la velocidad de circulación como una ecuación aparte de la (4) y sustituirlo por el vector z_t . Ello permitiría tener una mejor simulación de la velocidad de circulación que puede traducirse en un mejor ajuste del modelo y buscar una forma menos restrictiva que incorpore distintas respuestas dinámicas de los cambios en los agregados monetarios y del ingreso nominal (Kuttner, 1989). Un procedimiento para ello es estimar un VAR para v_t^* utilizando la tasa de interés y entonces sustituir este valor estimado en la ecuación (4). El uso de la tasa de interés parece ser una selección apropiada ya que su comportamiento y el de la velocidad de circulación son relativamente similares. Este procedimiento es parecido al de incluir en el VAR la tasa de interés con las otras variables de la ecuación cuantitativa y tiene además el problema conocido de que las desviaciones estándar de las variables no

son eficientes y por lo tanto las pruebas de significancia estadística pierden fuerza. Sin embargo, en la medida en que la significancia estadística del modelo ya ha sido discutida en otros estudios (Catalá, 1998a y 1998b; Galindo, 1997, y Liquitaya, 1998) y el objeto de este trabajo es analizar la validez de una regla sencilla de predicción, se procedió en este sentido.

EVIDENCIA EMPÍRICA

La información utilizada son datos trimestrales sin desestacionalizar, para el periodo 1980(1) a 1997(4). Como variable de ingreso real (Y_t) se utiliza el producto interno bruto (PIB) en términos reales, la serie de precios (P_t) corresponde al índice nacional de precios al consumidor, la tasa de interés nominal (R_t) es aproximada por la tasa de Cetes a 90 días, del último mes de cada trimestre; y como agregado monetario se considera a $m3_t$.¹

Las pruebas de orden de integración, sintetizadas en el cuadro 1, indican que p_t y $m3_t$ son series no estacionarias $I(2)$ mientras que y_t y r_t son series no estacionarias pero de orden $I(1)$. Por su parte la velocidad de circulación para $m3_t$ es $I(1)$, lo que corresponde quizá a un patrón de U (Arnold, 1995).

CUADRO 1
ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

Variable	ADF(4)	PP(4)
p_t	0.108	1.444
Δp_t	-1.257	-1.496
$\Delta \Delta p_t$	-4.17**	-7.912**
$m3_t$	0.665	4.236
$\Delta m3_t$	-1.656	-2.587**
$\Delta \Delta m3_t$	-3.650**	16.03**
$v3_t$	-0.422	-0.545
$\Delta v3_t$	-3.605**	-8.618**
y_t	1.370	1.122
Δy_t	-3.228**	-14.14**
R_t	-0.396	-0.328
ΔR_t	-3.390**	-8.121**

Notas: ADF(4) = Prueba de Dickey Fuller (1981) con cuatro rezagos.
PP(4) = Prueba de Phillis-Perron (1988) con cuatro rezagos.

El procedimiento de Johansen (1988) para cointegración indica que existe una relación de largo plazo incluyendo sólo a p_t , $m3_t$ y y_t (véase el apéndice). Asimismo, se observa que el vector de cointegración normalizado puede interpretarse como una ecuación de precios definida como:

$$(12) \quad p_t = 1.008 m3_t - 0.628y_t$$

1 El PIB está a precios de 1993 y el INPC es con base en 1991. Los datos se obtuvieron de las siguientes fuentes: INEGI y Banco de México.

Esta ecuación tiene los signos apropiados en los coeficientes estimados aunque nuevamente la elasticidad del ingreso estimada es menor a uno. Sin embargo, las pruebas de exogeneidad débil son rechazadas por los datos (cuadro 2), lo que sugiere que no es posible realizar inferencias estadísticas válidas utilizando una sola ecuación (Ericsson, 1994). En este sentido, deben usarse modelos simultáneos que incluyan la formación estadística de las otras variables. Este resultado indica la existencia de una fuerte retroalimentación entre el nivel de precios, el ingreso y este agregado monetario. Éste es un argumento en favor de la endogeneidad de este agregado monetario, a diferencia de M2 que parece entonces responder fundamentalmente a la demanda.

CUADRO 2
PRUEBA DE EXOGENEIDAD DÉBIL PARA $m3_t$

$m3_t (\alpha_1 = 0)$	$Y_t (\alpha_2 = 0)$	$(\alpha_1 \text{ y } \alpha_2 = 0)$
$\chi^2(2)=8.724[0.012]^*$	$\chi^2(2)=6.677[0.035]^*$	$\chi^2(2) = 7.531[0.023]^*$

El análisis de cointegración basado en el procedimiento de Johansen (1988) para la ecuación (9)² indica que existe una relación de largo plazo entre la velocidad de circulación de M3 ($v3_t$) y la tasa de interés (r_t) (cuadro 3) que puede representarse como:

$$(13) \quad v3_t = 4.8378 + 0.2629r_t$$

CUADRO 3
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA $v3_t$ Y r_t

Horan = p	-Tlog(1 - μ)	T-nm	95%	-T_lg(1- μ)	T-nm	95%
p = 0	19.38*	17.1*	15.7	21.99*	19.4	20.0
p < 1	2.61	2.303	9.2	2.61	2.30	9.2

-Tlog(1- μ)=prueba de la raíz característica máxima.

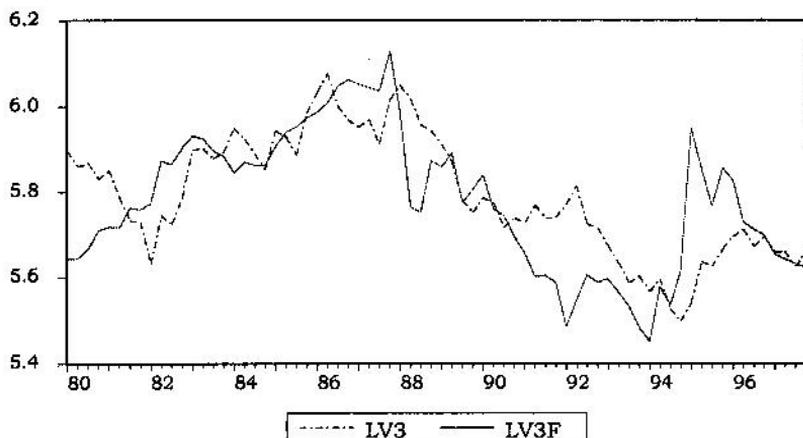
-T_lg(1- μ)= prueba de la traza de la matriz.

El VAR incluye 4 rezagos.

Con base en este vector de cointegración se estimó el comportamiento de la velocidad de circulación de M3 ($v3F_t$). La gráfica 1 muestra que este modelo tiende a simular adecuadamente el comportamiento de la variable real.

2 Bordo y Jonung (1987) y Arnold (1995) argumentan que los factores institucionales son también un factor importante para determinar la velocidad de circulación del dinero, aunque también señalan que esta relación es compleja y difícil de modelar. Cabe mencionar que Siklos (1993) encuentra cointegración entre la velocidad de circulación y los factores institucionales.

GRÁFICA 1
VELOCIDAD DE CIRCULACIÓN PARA M3 OBSERVADA (LV3) Y ESTIMADA (LV3F)



Con el fin de determinar que existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios, el agregado M3, el producto real y la estimación de la velocidad de circulación se estimó un modelo VAR con 5 rezagos, sin restricciones. Los resultados obtenidos indican la presencia de al menos dos vectores de cointegración.

CUADRO 4
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA p_t , $m3_t$, y_t , $v3F_t$

Ho:ran = p	Tlog(1-μ)	T-nm	95%	-T _{lg} (1-μ)	T-nm	95%
p = 0	19.34	13.56	23.8	46.08**	32.33	39.9
p < 1	14.47	10.15	17.9	12.28	18.76	24.3
p < 2	9.491	6.658	11.4	12.28	8.613	12.5
p < 3	2.787	1.955	3.8	2.787	1.955	3.8

Notas:
-Tlog(1-μ)=prueba de la raíz característica máxima.
-T_{lg}(1-μ)= prueba de la traza de la matriz.
El VAR incluye 5 rezagos.

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios se obtiene:

$$(14) \quad p_t = 0.981 m3_t - 1.004 y_t + 1.067 v3F_t$$

Los coeficientes obtenidos son notablemente muy cercanos a lo esperado por la teoría económica. Asimismo, la prueba de máxima verosimilitud sobre la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = -1$ y $\beta_3 = 1$ no es rechazada por los datos [$\chi^2(3) = 2.779[0.437]$] y las variables consideradas en la ecuación de precios pueden considerarse exógenas débiles, lo que permite realizar inferencias estadísticas adecuadas (Ericsson, 1994) (cuadro 5).

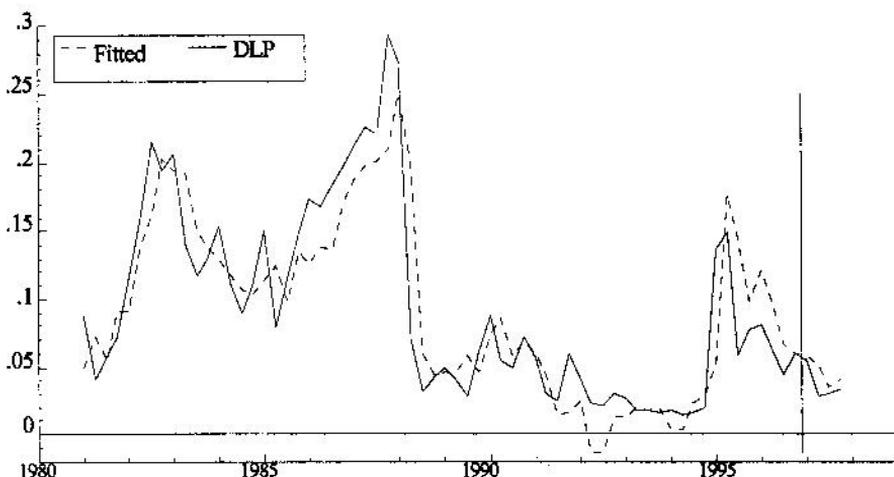
Estos resultados indican que puede utilizarse una regla simple para predecir el comportamiento futuro de los precios en donde pueden asociarse a cada una de las variables explicativas un coeficiente de uno. Asimismo, estos resultados sugieren que el control del agregado monetario es una condición necesaria pero no suficiente para el control de la inflación en el largo plazo. Ello debe complementarse con estabilidad monetaria y credibilidad de la política monetaria en el largo plazo (Svenson, 1998).

CUADRO 5
PRUEBA DE EXOGENEIDAD DÉBIL

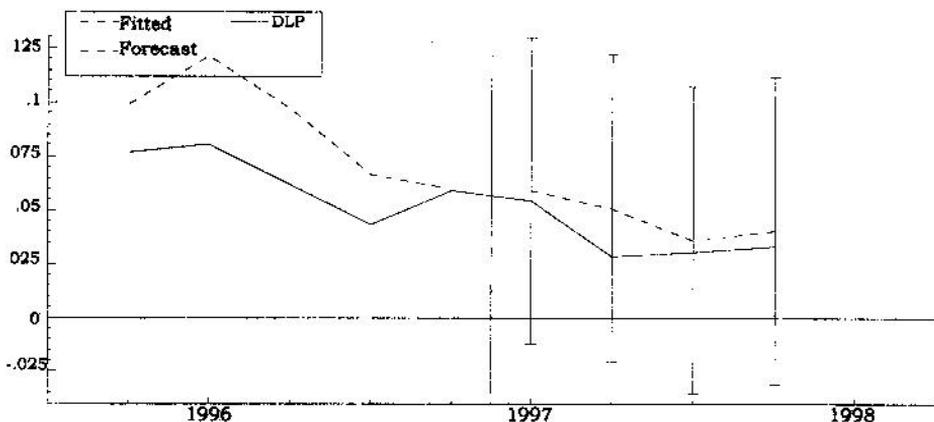
$m3_t (\alpha_1 = 0)$	$Y_t (\alpha_2 = 0)$	$V3F_t (\alpha_3 = 0)$
$\chi^2(3) = 1.392[0.707]$	$\chi^2(3) = 2.813 [0.421]$	$\chi^2(3) = 1.791[0.617]$

Con base en el teorema de representación de Engle y Granger (1987) es posible utilizar al vector de cointegración para construir un modelo de brecha de precios, ecuación (5). Este modelo tiene propiedades estadísticas satisfactorias ya que no muestra un comportamiento sistemático en los errores, aunque existe el problema de que los residuales no se comportan con una distribución normal, lo que disminuye la potencia de las pruebas; sin embargo, puede obtenerse una distribución normal incluyendo a los *shocks* de ingreso o de tasas de interés (Galindo, 1997). Asimismo, el modelo simula adecuadamente el comportamiento de la inflación real y dispone de una elevada capacidad de pronóstico, como lo muestran las gráficas 2 y 3.

GRÁFICA 2
VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE LA TASA DE INFLACIÓN CON M3:



GRÁFICA 3
VALORES OBSERVADOS Y DE PRONÓSTICO DE LA TASA DE INFLACIÓN CON M3_t



Las pruebas de constancia de los parámetros sugieren una estabilidad estructural razonable, aunque existen algunos puntos de quiebre asociados a la fuerte volatilidad de la variable modelada. En efecto, las pruebas de Cusum (gráfica 4), CusumQ (gráfica 5) y las pruebas de Chow de pronóstico no rechazan la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros, mientras que las pruebas de residuales recursivos de un paso adelante (gráfica 6), de Chow de un paso adelante (gráfica 7), de Chow de punto de quiebre (gráfica 8) y de Chow de pronóstico (gráfica 9) rompen en algunos puntos las líneas de región crítica. Esta inestabilidad es relativa ya que no se mantiene por periodos prolongados sino que corresponde a trimestres de rompimiento que pueden entonces asociarse a condiciones excepcionales.

$$(15) \quad \Delta p_t = 0.551 \Delta p_{t-1} + 0.157 \Delta p_{t-3} - 0.195 \text{ECM}_{t-1}$$

(5.56) (2.08) (- 4.84)

$R^2 = 0.91$ $RSS = 0.07796$ $DW = 1.54$

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO.

Prueba de autocorrelación de multiplicador de Lagrange LM(4)
 $\chi^2(4) = 8.235 [0.083]$ $F(4, 61) = 2.101 [0.092]$

Prueba de heterocedasticidad: ARCH (4)
 $\chi^2(4) = 8.458 [0.076]$ $F(4, 57) = 2.17 [0.084]$

Prueba de normalidad:
 Skewness = - 0.7680 Kurtosis = 3.0409
 $\chi^2(2) = 16.55 [0.00] **$

Forma funcional:

RESET(2): $F(1, 64) = 0.4064 [0.5261]$

Pruebas de constancia de los parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

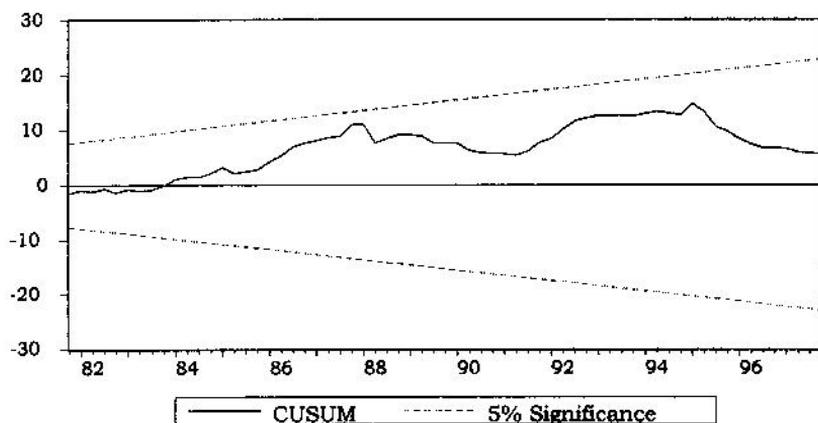
CusumQ: No presenta cambio estructural

Prueba de Chow de pronóstico 1997(1)-1997(4):

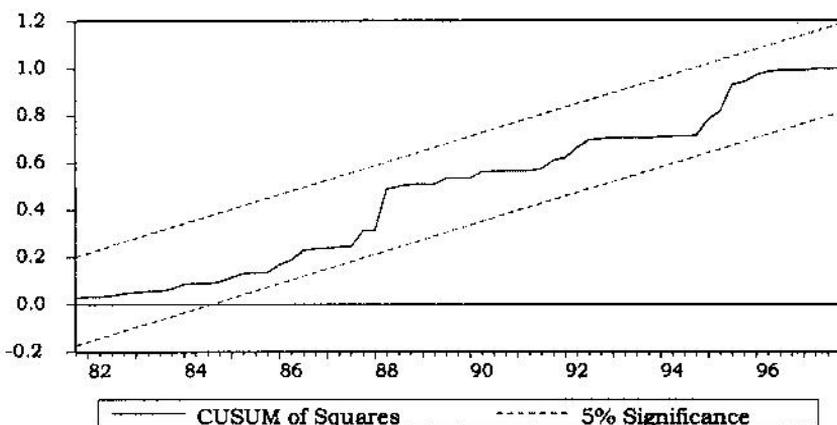
$\chi^2(4) = 0.455 [0.977]$

Prueba de Chow: $F(4, 61) = 0.113 [0.977]$

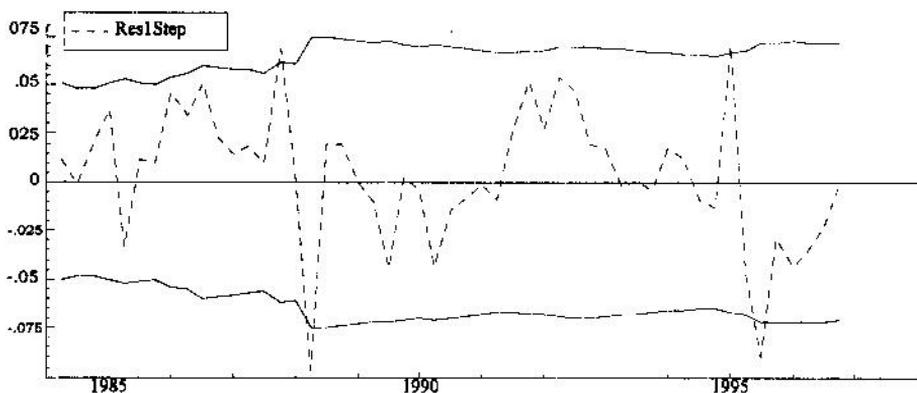
GRÁFICA 4
PRUEBA CUSUM PARA M3_t



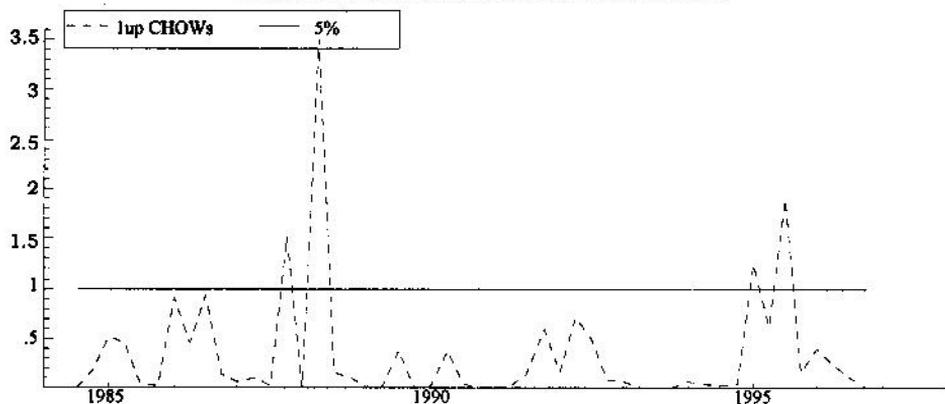
GRÁFICA 5
PRUEBA DE CUSUMQ PARA M3_t:



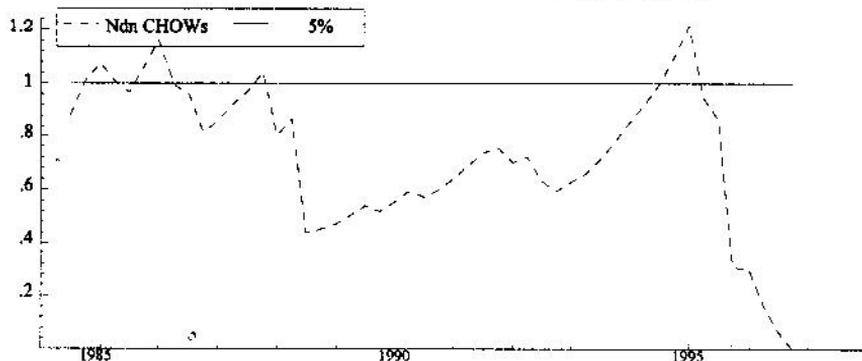
GRÁFICA 6
PRUEBA DE RESIDUALES RECURSIVOS DE UN PASO ADELANTE



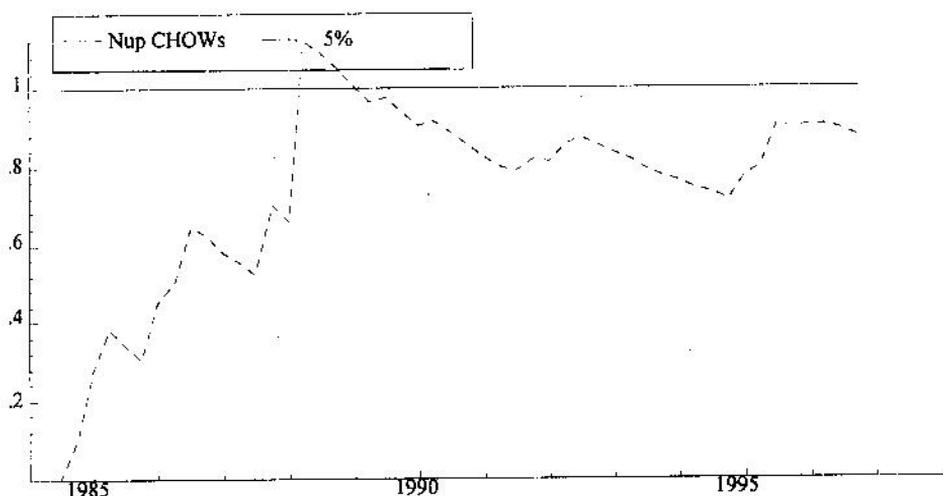
GRÁFICA 7
PRUEBA DE CHOW DE UN PASO ADELANTE



GRÁFICA 8
PRUEBA DE CHOW DE PUNTO DE QUIEBRE



GRÁFICA 9
PRUEBA DE CHOW DE PRONÓSTICO



CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

La evidencia empírica presentada en este trabajo indica que es posible obtener una regla simple para predecir el comportamiento de los precios utilizando como base el modelo P^* . En efecto, este modelo proporciona información que permite compatibilizar el comportamiento del ingreso y el agregado monetario y los precios bajo el supuesto de que es posible proyectar adecuadamente a la velocidad de circulación del dinero.

Además el modelo permite determinar la existencia de una especie de ancla nominal de los precios en donde los valores simulados de P^* sirven de guía para conocer la existencia de condiciones monetarias que validan procesos inflacionarios o deflacionarios. Sin embargo, a este respecto deben considerarse al menos dos aspectos que conducen a matizar el uso de los agregados monetarios para controlar el nivel de precios. En primer lugar, la evidencia empírica indica que, en el largo plazo, el agregado monetario y los precios se mueven conjuntamente. Sin embargo, ello no implica que la relación de causalidad sea unívoca y que vaya de dinero a precios. En efecto, los resultados de pruebas de causalidad de Granger y de exogeneidad débil sugieren que existe una retroalimentación entre estas dos variables. En este sentido, no puede entonces considerarse al agregado monetario como exógeno y por tanto el control de este agregado es una condición necesaria pero no suficiente para estabilizar la inflación en México.

En segundo lugar, el uso de políticas de anclas nominales requieren, para ser exitosas, de credibilidad de la política monetaria. Esto es, la existencia de retroalimentación entre los agregados monetarios y los precios y los efectos que generan también otras variables como el ingreso o la velocidad de circulación hacen que, para ser exitosa, una política

antiinflacionaria sea necesario que un conjunto de factores incidan en la dirección correcta. Esto implica, entre otras cosas, que los agentes económicos conciban la política monetaria como creíble en el largo plazo. De lo contrario buscarán formas de ajuste anticipado que normalmente repercuten negativamente en la estrategia monetaria.

BIBLIOGRAFÍA

- Allen, C. y S.G. Hall (1991), "Money as a Potential Anchor for the Price Level: A Critique of the P* Approach", *Economic Outlook* 15, núm. 5, pp. 45-49.
- Arnold, Ivo, J.M. (1995), "Stochastic Trends in the long-run behavior of velocity: a new test of the institutional hypothesis", *Journal of Policy Modeling*, 18(6), pp. 623-641.
- Arzbach, M. (1995), "Programación monetaria del Bundesbank: concepto, evidencia empírica y desafíos de la integración europea", *Revista de Economía*, vol. II, núm. 2, noviembre, pp. 103-144.
- Bordes, C., E. Girardin y V. Marimoutou (1993), "An evaluation of the performance of P-star as an indicator of monetary conditions in the perspective of EMU: the case of France", en Philip Arestis (ed.), *Money and Banking*, St Martin Press.
- Bordo, M.D., y L. Jonung (1987), *The long-run behavior of the velocity of circulation: the international evidence*, Cambridge University Press.
- Catalá, Horacio (1998a), "Estimación de un modelo P* para la economía mexicana: 1981(1)-1997(4)", tesis de Maestría en Ciencias Económicas.
- Catalá, Horacio (1998b), "El modelo P*: un instrumento de análisis de la relación agregado monetario y nivel de precios", documento de trabajo, Maestría en Ciencias Económicas.
- Cuthbertson, Keith, Stephen Hall y Mark Taylor (1992), *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan.
- Dickey, D. y W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio Statistics for Autoregressive Time Series With Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Ericsson, Neil R. (ed.) (1994), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.
- Funke, M. y S.G. Hall (1992), "Is the Bundesbank Different from other central banks: A Study Based on P*", *Working Paper*, núm. 11, London Business School, p. 91.
- Galindo, Luis Miguel (1997), "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *El Trimestre Económico*, vol. LXIV, núm. 2, pp. 221-239.
- Galindo, Luis Miguel y María Elena Cardero (1997), "Un modelo económico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía

- mexicana, 1980-1996", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. VI, núm. 2, pp. 223-247.
- Hall, S.G. y A. Milne (1994), "The Relevance of P-star Analysis to UK Monetary Policy", *Economic Journal*, vol. 104, mayo, pp. 597-604.
 - Hallman, J.J., R.D. Porter y D.H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 4, pp. 841-858.
 - Hallman, J.J. y R.G. Anderson (1993), "Has the Long-run Velocity of M2 Shifted? Evidence form the P* Model", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, vol. 29, núm. 1, pp. 14-26.
 - Ize, A. y J. Salas (1984), "El comportamiento macroeconómico de la economía mexicana entre 1961 y 1981: especificaciones alternativas y pruebas de hipótesis", en A. Ize y G. Vera (eds.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 171-232.
 - Johansen, S. (1988), "Statistical Analyses of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231-254.
 - Kuttner, Kenneth N. (1989), "Monetary and non-monetary sources of inflation: an error correction analysis", documento de trabajo, Reserva Federal del Banco de Chicago, núm. 15.
 - Liquitaya, José D. (1998), "Dinero, producto, tasas de interés y precios", *Investigación Económica*, núm. 225, julio-septiembre, pp. 99-128.
 - Orphanides, Athasious y Richard Porter (1998), "P* revisited: money-based inflation forecast with a changing equilibrium velocity", *Board of Governors of the Federal Reserve System*, mayo.
 - Phillips, P.C.P. y P. Perron (1988), "Testing for unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
 - Siklos, P.L. (1993), "Income velocity and institutional change: some new time series evidence; 1870-1986", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, pp. 377-392.
 - Svensson Lars, E.O. (1994), "Fixed exchange rate as a means to price stability: what have we learned?", *European Economic Review*, núm. 38, pp. 447-468.

APÉNDICE

CUADRO A.1
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA $p_t, m3_t, y_t$

Ho:ran = p	-Tlog(1 - μ)	T - nm	95%	-T _{lg} (1 - μ)	T - nm	95%
p = 0	15.47	12.74	17.9	27.08*	22.3	24.3
p < 1	7.96	6.555	11.4	11.62	9.566	12.5
p < 2	3.656	3.01	3.8	3.656	3.01	3.8

-Tlog(1 - μ)=prueba de la raíz característica máxima.

-T_{lg}(1 - μ)= prueba de la traza de la matriz.

El VAR incluye 4 rezagos.

CUADRO A.2
VALORES CARACTERÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA $p_t, m3_t, y_t$

0.203458
0.110466
0.0523389

CUADRO A.3
VALORES NORMALIZADOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA $p_t, m3_t, y_t$

p_t	$m3_t$	y_t
1.0000	-1.0086	0.62896
-1.0709	1.0000	-0.57079
1.4258	-1.6354	1.0000

CUADRO A.4
VALORES (α) DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN PARA $p_t, m3_t, y_t$

p_t	0.022056	0.06934	0.0058810
$m3_t$	0.11639	-0.0003883	0.0045420
y_t	0.043274	0.004379	-0.0078048

CUADRO A.5
VALORES CARACTERÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA $v3_t$ Y r_t

0.210786
0.0211581

CUADRO A.6
VALORES NORMALIZADOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA $v3_t$ Y r_t

$v3_t$	r_t	C
1.0000	-0.26290	-4.8378
7.7496	1.0000	-47.917

CUADRO A.7
VALORES (α) DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN PARA $v3_t$ Y r_t

$v3_t$	-0.22976	-0.001696
r_t	0.33862	-0.020599

CUADRO A.8
VALORES CARACTERÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA p_t , $m3_t$, y_t , $v3F_t$

0.250687
0.194243
0.132076
0.0407444

CUADRO A.9
VALORES NORMALIZADOS DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA p_t , $m3_t$, y_t , $v3F_t$

p_t	$m3_t$	y_t	$v3F_t$
1.0000	-0.98147	1.0036	-1.0672
-1.00064	1.0000	-0.13258	-1.2112
-0.080492	-0.11483	1.0000	-2.1042
-0.57291	0.45941	-0.67085	1.0000

CUADRO A.10
VALORES (α) DEL PROCEDIMIENTO
DE JOHANSEN PARA p_t , $m3_t$, y_t , $v3F_t$

p_t	-0.13324	-0.020456	0.010886	0.010715
$m3_t$	-0.022097	-0.096942	0.011803	-0.0034334
y_t	-0.055525	-0.014486	0.0024232	-0.011155
$v3F_t$	-0.030462	0.0073412	0.060022	0.016290