

Las brechas de precios interna y externa en México: un análisis mediante la ecuación cuantitativa

(Recibido: mayo/07–aprobado: octubre/07)

*Horacio Catalán**
*Luis Miguel Galindo**

Resumen

El presente artículo analiza las brechas de precios doméstica y externa utilizando como base al modelo P^* para la economía mexicana. Las estimaciones se realizan considerando un tipo de cambio controlado y fluctuación en bandas para el periodo 1980-1994, en contraste con un tipo de cambio flexible y un esquema de metas de inflación para 1995-2006. Los principales resultados obtenidos indican que durante el primer periodo la brecha de precios doméstica tenía un mayor poder explicativo sobre la inflación, en cambio, durante el segundo la brecha de precios externa adquiere mayor poder explicativo. En este sentido, los *shocks* externos que afecten los costos internacionales tendrán un impacto positivo sobre la inflación doméstica, esta situación modifica las expectativas de los agentes generando presiones inflacionarias. Lo anterior puede obligar al banco central a ajustar su objetivo de inflación afectando negativamente su credibilidad la cual es fundamental en un esquema de metas de inflación.

Palabras clave: migración mexicana, política migratoria, duración del viaje migratorio.

Clasificación JEL: E30, C20.

* Profesores de la Facultad de Economía de la UNAM (catalanh@correo.unam.mx) (galaliza@servidor.unam.mx). Agradecemos los valiosos comentarios de Eduardo Vega y Fausto Hernández. Desde luego se aplica el descargo usual de los errores. Esta investigación fue apoyada por el proyecto PAPIIT IN-304806.

Introducción

En los últimos diez años la tasa de inflación en México muestra una tendencia claramente descendente, incluso se han registrando valores relativamente similares a la de los EUA. Este proceso de reducción, y su convergencia paulatina con la trayectoria de la inflación estadounidense, puede ser explicado por diversos factores, entre los que destacan el comportamiento reciente de los principales determinantes de la tasa de inflación y el régimen de política monetaria basado en un esquema de metas de inflación. No obstante, en los últimos meses de 2006 y los primeros de 2007 se han registrado ciertos brotes inflacionarios los cuales han generado incertidumbre sobre las perspectivas inflación a corto plazo, así como los posibles canales de transmisión asociados a este nuevo proceso de aumento de precios.

La literatura económica sobre la tasa de inflación (Walsh, 2003) argumenta que en el largo plazo esta variable es fundamentalmente un fenómeno monetario, aunque en el corto plazo existen otros factores a considerar como consecuencia de la presencia de imperfecciones de mercado e información incompleta. En particular, sobresalen el canal de transmisión de la inflación por medio del mercado laboral, los costos internacionales que se asocian al tipo de cambio, a choques externos o mediante desequilibrios monetarios (Clarida, Galí y Gertler, 1999; Bårdsen y Nymoen, 2003; Ball, 1999). En este sentido, el modelo P* (P-estrella), desarrollado por Hallman, Porter y Small (1991), permite identificar los posibles impactos de los precios externos e internos en la inflación doméstica, considerando incluso las condiciones monetarias y la actividad económica.

El modelo P* establece que las desviaciones del nivel de precios con respecto a su trayectoria de equilibrio (brecha de precios), aportan información relevante para identificar las presiones inflacionarias a corto plazo. En general, este modelo asume que el nivel de precios de equilibrio puede ser determinado a partir de la ecuación cuantitativa del dinero, de tal forma que la brecha de precios interna (doméstica) se origina por variaciones en la actividad económica o en la cantidad de dinero en la economía, las cuales contienen información independiente para explicar la trayectoria de la inflación. Sin embargo, en investigaciones recientes (Kool y Tatom, 1994; García-Herrero y Pradhan, 1998; Tsionas, 2001; Batini, Jacksonb y Nickellc, 2005) se ha incorporado el concepto de brecha de precios externos, el cual considera la diferencia entre los niveles de precios interno respecto y el del país con el que se realiza la mayoría de las operaciones de comercio internacional, cuya inflación ó deflación puede ser importada vía el tipo de cambio (Kool y Tatom, 1994).

En este contexto, el principal objetivo de este artículo es analizar el impacto adicional que genera la brecha de precios externa en la evolución de la tasa de inflación doméstica con base en un modelo P^* . Ello permite identificar las posibles trayectorias hacia una convergencia con la tasa de inflación de los EUA. El modelo utilizado no es, desde luego, una explicación causal sobre el comportamiento de la tasa de inflación, representa exclusivamente un marco general para identificar los canales de transmisión internos o externos sobre el nivel de precios. Aparte de esta introducción, el artículo consta de tres secciones: la siguiente se integra por el marco general del modelo de precios que incluye las brechas doméstica y externa, a continuación se presenta la evidencia empírica para el caso de la economía mexicana, y finalmente se presentan las conclusiones.

1. Marco general y metodología econométrica

El modelo P^* busca identificar el potencial inflacionario de una economía al estimar el nivel de precios de largo plazo o de equilibrio (P^*), el cual es consistente con un determinado nivel del agregado monetario y con la trayectoria del producto asumiendo que la velocidad de circulación es constante o al menos estable. La brecha entre los precios observados y su nivel de equilibrio permite identificar las presiones inflacionarias en una economía, el valor de P^* puede utilizarse como una ancla de los precios basado en las condiciones monetarias. Este modelo ha mostrado ser muy exitoso como instrumento para controlar la tasa de inflación en países como Alemania y en otros relativamente grandes con una tradición importante de estabilidad macroeconómica (Bartholomae, 1992; Arzbach, 1995). En este contexto, el modelo se ha modificado (Kool y Tatom, 1994) para incluir una brecha de precios externa con objeto de reducir el problema potencial de la endogeneidad del dinero presente con mayor intensidad en regímenes de tipo de cambio fijo. Asimismo, permite identificar las fuentes de inflación tanto internas como externas, y considerar la evidencia empírica favorable referente a la presencia de un efecto de traspaso (*pass through*) del tipo de cambio hacia los precios (Krugman, 1989; Menon, 1995; Santaella, 2002).

La brecha de precios doméstica se define en el marco del modelo P^* directamente de la ecuación cuantitativa del dinero:

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

Donde:

M_t = representa al agregado monetario;

V_t = velocidad de circulación;
 P_t = índice de precios al consumidor; y
 Y_t = el ingreso en términos reales.

La ecuación (1) puede despejarse, en logaritmos, como una ecuación de precios:

$$p_t = m_t - y_t + v_t \quad (2)$$

Así, el nivel de equilibrio de los precios domésticos asociado con un valor específico del agregado monetario, la trayectoria de equilibrio del ingreso y la velocidad de circulación, se define como:

$$p_t^* = m_t^* - y_t^* + v_t^* \quad (3)$$

Donde:

Las variables con asterisco (*) indican el valor de equilibrio de largo plazo de la variable correspondiente.

Restando de la ecuación (2) la ecuación (3), se obtiene entonces la brecha de precios doméstica (gap_D):

$$gap_D = (p_t - p_t^*) = (y_t^* - y_t) - (v_t^* - v_t) \quad (4)$$

De esta manera, en el largo plazo el valor actual del nivel de precios p_t se ajusta a su valor de equilibrio p_t^* determinado con base en la trayectoria de crecimiento de la economía y de la velocidad de circulación del dinero. La diferencia entre p_t y p_t^* puede ser utilizada como un indicador adelantado del comportamiento de la inflación. En efecto, cuando p_t^* sea mayor que los precios observados habrá presiones inflacionarias en virtud de que el ritmo de crecimiento del agregado monetario es elevado; y cuando p_t^* es menor existe un riesgo potencial de deflación. Así, el valor de p_t^* puede utilizarse como una ancla de precios y se convierte entonces en un indicador general, sencillo y rápido para identificar las condiciones inflacionarias de la economía (Galindo, 1997).

Por su parte, la brecha de precios externa puede desprenderse directamente de la condición de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP):

$$SR_t = \frac{S_t PX_t}{P_t} \quad (5)$$

Donde:

SR_t = tipo de cambio real;
 PX_t = nivel de precios externos;
 S_t = tipo de cambio nominal; y
 P_t = nivel de precios doméstico.

Considerando un valor de equilibrio para el tipo de cambio real¹ y los precios externos, se obtiene la siguiente ecuación:

$$SR_t^* = \frac{S_t PX_t^*}{P_t} \quad (6)$$

Aplicando logaritmo natural a la ecuación (6) y dado un nivel de tipo de cambio, se determina la trayectoria de equilibrio de los precios domésticos que es consistente con la hipótesis de PPP (Kool y Tatom, 1994; García-Herrero y Pradhan, 1998; Tsionas, 2001):

$$p_t^* = st + px_t^* - sr_t^* \quad (7)$$

La brecha de precios externos (gap_F) se puede entonces definir como la diferencia entre los precios observados y el valor de equilibrio de la ecuación (7):

$$gap_F = [p_t - (px_t^* + s_t - sr_t^*)] \quad (8)$$

De esta manera, la brecha total de precios se define como la suma de las brechas doméstica y externa (García-Herrero y Pradhan, 1998):

$$gap_T = gap_D + gap_F \quad (9)$$

$$gap_T = [(y_t^* - y_t)(v_t^* - v_t)] + [p_t - (px_t^* + s_t - sr_t^*)] \quad (10)$$

Desde luego, existen formas alternativas para estimar los valores de equilibrio que van desde el uso de valores tendenciales, filtros como el de Hodrick y

¹ Generalmente el valor de equilibrio de los precios externos y el tipo de cambio real de equilibrio se calcula por medio de aplicar a las series un filtro como el de Hodrick-Prescott (Hodrick y Prescott, 1997).

Prescott (1997) o incluso modelos estructurales de vectores autoregresivos (SVAR) (Christiano, 1989; Banco de Japón, 1992); estas técnicas permiten obtener las trayectorias respectivas del producto, velocidad de circulación, precios externos y tipo de cambio real. En este trabajo, la brecha de precios externa se calcula aplicando el filtro Hodrick-Prescott (Hodrick y Prescott, 1997) a los precios externos y el tipo de cambio real, mientras que la brecha de precios doméstica se obtiene aprovechando las propiedades de orden de integración de las series. Así, mediante el procedimiento de Johansen (1988) es posible identificar un vector de cointegración para la ecuación (2) donde la tasa de interés (r_t) se incluye como una *proxy* de la velocidad de circulación.²

$$p_t^* = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + u_t \quad (11)$$

Donde:

Los coeficientes esperados son: $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = -1$ y $\beta_3 = 1$.

En este sentido, el término de error de la ecuación (11) contiene la brecha de precios doméstica ($u_t = p_t - p_t^*$). Por tanto, en el caso de que u_t sea un proceso estacionario entonces p_t y p_t^* se mueven en forma conjunta en el tiempo, lo cual puede ser interpretado como una relación de largo plazo. De esta manera, las brechas de precios interna y externa se incluyen en dos modelos generales como mecanismo de corrección de error (ECM).

$$\pi_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \pi_{t-i} + \gamma_1 gap_{D,t-1} + \gamma_2 gap_{F,t-1} + u_t \quad (12)$$

$$\pi_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_i \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_i \Delta r_{t-i} + \gamma_1 gap_{D,t-1} + \gamma_2 gap_{F,t-1} + u_t \quad (13)$$

Además de los ECM, el primer modelo sólo incluye los efectos inerciales de la tasa de inflación (Fuhrer y Moore, 1995; Capistrán y Ramos-Franica, 2006). Por su parte, el segundo modelo incluye, junto con los ECM y la inflación rezagada, las primeras diferencias del producto, del agregado monetario y de la tasa de inte-

² Se asume que el valor de equilibrio del ingreso y^* está determinado por los valores observados del ingreso real (Hallman, Porter y Small, 1991). Por otra parte, la velocidad de circulación se ve afectada por los costos de transacción del dinero, los cuales pueden ser aproximados mediante la tasa de interés nominal (Bordes, *et al.*, 1993).

rés nominal; ésta última como *proxy* de los cambios en la velocidad de circulación del dinero. En ambas ecuaciones el impacto de la brecha de precios doméstica se concentra en la significancia estadística de γ_1 , mientras que la relevancia de la brecha de precios externa corresponde a la significancia estadística de γ_2 .

A partir de la década de los noventa, la economía mexicana ha experimentado diversos cambios en la instrumentación de la política monetaria, así como modificaciones al régimen de tipo de cambio. En particular, se observan tres grandes fases: una primera donde el eje ordenador fue una meta de tipo de cambio definido en una banda antes de la crisis de 1994; un régimen de metas de agregados monetarios y libre flotación cambiaria vigente por un periodo corto; y finalmente una fase de transición e instrumentación de una política de metas de inflación. Así, a partir de 1995 el Banco de México (BANXICO) decidió abandonar el régimen de tipo de cambio con ‘flotación sucia’ por uno más flexible. Bajo este nuevo esquema se estableció que el principal objetivo del BANXICO es la estabilidad de precios. Esto es, a diferencia de otros bancos centrales, el BANXICO no utilizaría sus facultades para estabilizar el producto (BANXICO, 1996). En este entorno, la política monetaria se ve obligada a fungir como ancla nominal de la economía sustituyendo al tipo de cambio nominal. El uso de un ancla nominal obliga entonces a las autoridades monetarias a conducir su política de forma que la variable utilizada como ancla se mantenga dentro de un rango establecido. Esto contribuye a crear las condiciones para la estabilidad de precios debido a que ayuda a mantener estables las expectativas inflacionarias, evita cambios bruscos en el nivel de precios y atenúa el problema de la inconsistencia dinámica (Kydland y Prescott, 1977; Estrella y Mishkin, 1997).

De esta manera, el análisis se basa en identificar la importancia de las dos brechas en distintos regímenes monetario. En congruencia, ambos modelos se estimaron para dos periodos distintos: 1980-1994 donde el BANXICO utiliza como ancla nominal al tipo de cambio y aplica un esquema de flotación sucia, y 1995-2006 caracterizado por un régimen de metas de inflación donde el tipo de cambio se determina directamente en el mercado cambiario (BANXICO, 1996).

2. Evidencia empírica

La base de datos³ utilizada incluye variables trimestrales de la economía mexicana para el periodo 1980-2006, la serie de precios (p_t) corresponde al índice nacional

³ La descripción de la base de datos se encuentra en el Apéndice.

de precios al consumidor, la cantidad de dinero en la economía se aproxima por el agregado monetario M2 ($m2_t$), como variable de ingreso real (y_t) se utiliza el PIB en términos reales y como tasa de interés nominal (r_t) la tasa de los Certificados de la Tesorería (CETES) a 91 días.

El Cuadro 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1981), de Phillips-Perron (PP) (Phillips y Perron, 1988) y de KPSS (Kwiatkowski, *et al.*, 1992).⁴ Los resultados de las tres pruebas de raíz unitaria para el nivel de precios indican que es una serie no estacionaria de orden de integración I(2), sin embargo, también debe señalarse que las pruebas indican que la serie puede ser estacionaria alrededor de un término constante. El agregado monetario M2 resulta una serie de orden de integración I(2) atendiendo al resultado de las pruebas ADF y KPSS, aunque PP indica que es una serie de orden de integración I(1). Las variables de nivel de ingreso y tasa de interés son series no estacionarias de orden de integración I(1).

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF			PP(4)			KPSS(9)	
	A	B	C	A	B	C	η_μ	η_τ
p_t	-3.47(4)*	-3.23(4)*	0.46(7)	-3.15	-6.04*	1.91	0.9160*	0.2102*
Δp_t	-3.06(3)	-2.48(3)	-2.26(3)*	-3.39	-2.33	-1.84	0.5973*	0.1123
$\Delta \Delta p_t$	-5.04(5)*	-5.01(5)*	-4.93(5)*	-8.21*	-8.27*	-8.31*	0.0548	0.0559
$m2_t$	-2.20(2)	-6.65(8)*	0.52(8)	-0.53	-4.89*	5.75*	0.2628*	1.0260
$\Delta m2_t$	-2.89(4)	-1.38(7)	-1.33(7)	-7.64*	-5.45*	-2.57*	0.0747	0.7112*
$\Delta \Delta m2_t$	-5.86(6)*	-5.91(6)*	-5.88(6)*	-23.0*	-23.1*	-23.2*	0.0631	0.0637
y_t	-3.37(8)	0.88(8)	2.30(8)*	-5.19*	-0.02	2.68*	0.1806	1.0714*
Δy_t	-4.14(8)*	-3.80(8)*	-2.47(8)	-23.9*	-23.7*	-20.2*	0.0414	0.1179
$\Delta \Delta y_t$	-7.99(6)*	-8.03(6)*	-8.06(3)*	-63.8*	-64.2*	-64.5*	0.0355	0.0400
r_t	-3.11(3)	-1.20(3)	8.80(3)*	-3.07	-1.26	-0.71	0.0981	0.7658*
Δr_t	-5.51(2)*	-5.47(2)*	-5.47(2)*	-10.3*	10.2*	-10.2*	0.0754	0.1705
$\Delta \Delta r_t$	-6.43(8)*	-6.45(8)*	-6.48(8)*	-21.7*	-21.8*	-22.0*	0.0555	0.0557

Nota: El asterisco indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor entre paréntesis en ADF indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% para las prueba ADF y PP, en una muestra de $T=100$, son -3.45 incluyendo constante y tendencia (modelo A); -2.89 únicamente la constante (modelo B); y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998: 64). Los valores críticos al 5% para KPSS son $\eta_\mu = 0.463$ y $\eta_\tau = 0.146$, (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992: 166).

⁴ La prueba ADF se realizó considerando un procedimiento 'de lo general a lo específico' estimando en principio regresiones con constante y tendencia y verificando su significancia estadística. El número de rezagos (k) fue seleccionado de acuerdo al procedimiento conocido como 't-sig' (Ng y Perron, 1995). En el caso de la prueba PP, utiliza una corrección semiparamétrica al igual que la prueba KPSS.

El conjunto de variables consideradas en el modelo no tienen el mismo orden de integración, lo cual puede afectar la identificación de una relación estable de largo plazo (Maddala y Kim, 1998; Haldrup, 1998). Johansen (1995) muestra que la presencia de series de orden de integración $I(2)$ genera que el espacio expandido por el vector de variables puede descomponerse en r direcciones estacionarias y $p-r$ direcciones no estacionarias, las cuales serían soluciones en el espacio $I(1)$ o en el espacio $I(2)$. En este último caso, la ecuación de cointegración debería incluir las series $I(2)$ en primeras diferencias con el objetivo de que todas las variables sean del mismo orden de integración. Sin embargo, las pruebas de raíz unitaria señalan que en primera diferencia la constante resulta relevante para caracterizar el proceso estocástico de las series de precios y de M2. En este sentido, puede argumentarse que ambas series tienen un comportamiento cíclico en torno a un valor constante. Por otra parte, la inspección gráfica de las dos series en primera diferencia no muestra una tendencia o que sigan un proceso estocástico de camino aleatorio (véanse gráficas 1.A y 2.A en el Apéndice). En efecto, se aprecian cambios en la evolución de las series asociados a los distintos periodos de crisis de la economía mexicana. Las modificaciones en los parámetros del proceso estocástico de la serie afectan los resultados de las pruebas de raíz unitaria lo cual se identifica como presencia de cambio estructural en la serie (Perron, 1989 y 1997; Banerjee, Lumsdaine y Stock, 1992), Perron (1989) ha demostrado la importancia de especificar correctamente la tendencia en las pruebas de raíz unitaria en virtud de los efectos permanentes de los choques externos sobre las series, los cuales se identifican como un ‘rompimiento en la tendencia’.

De esta manera, el rechazo de estacionaridad de las pruebas de raíz unitaria puede relacionarse con la presencia de cambio estructural en las series, razón por la cual sería necesario aplicar pruebas de raíz unitaria que contemplen la posibilidad de cambio estructural. En el ámbito de la econometría moderna se ha generado un avance importante en la especificación de distintas pruebas ante la presencia de cambios estructurales al identificar la fecha de cambio de manera endógena, toda vez que la elección de la fecha de rompimiento de la tendencia no puede realizarse de manera arbitraria sin considerar la información generada por los propios datos (Zivot y Andrews, 1992; Perron, 1997; Lumsdaine y Papell, 1997). Al respecto, Bai y Perron (1998 y 2003) han desarrollado una metodología para identificar múltiples cambios estructurales en la serie –o bien determinar si existe sólo un cambio estructural– por medio de estimar un modelo de regresión lineal múltiple con m cambios estructurales:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1}, \dots, T_j \quad (14)$$

Donde:

- y_t = es la variable observada;
- x_t = es un vector de variables explicativas;
- z_t = es una matriz de variables *dummy* que registran los cambios estructurales;
- β, δ_j = son los vectores de parámetros;
- u_t el término de error; y
- $(T_1, \dots, T_m)$ = son las fechas de cambio estructural representadas por puntos desconocidos que son estimados junto para los parámetros para T observaciones disponibles.

En el caso de una serie de tiempo, la especificación de la ecuación bajo la hipótesis de múltiples cambios estructurales incluye como variables explicativas a la constante y a la variable rezagada un periodo:

$$y_t = \mu_j + \rho y_{t-1} + u_t \quad t = T_{j-1}, \dots, T_j \quad (15)$$

Se asume entonces que los cambios son registrados por la constante μ_j y el parámetro ρ . En principio, la ecuación (15) se estima por el método de mínimos cuadrados ordinarios para m particiones de la muestra $(T_1, \dots, T_m)$. El primer punto de cambio es identificado como aquel en que se minimiza la suma de errores al cuadrado, el cual corresponde a una prueba de parámetros constantes.⁵ En ese punto la muestra es dividida en dos segmentos, en el segundo tramo se sigue un procedimiento similar para estimar un nuevo punto de cambio estructural.⁶

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la prueba de Bai-Perron, la cual indica la presencia de tres fechas de cambio estructural para el nivel de precios; en contraste, para M2 señala sólo una fecha de cambio estructural. Las distintas fechas corresponden al inicio de periodos de crisis de la economía mexicana, caracterizados por un acelerado crecimiento de los precios; en consecuencia, no se puede aceptar que ambas series se caractericen como no estacionarias de orden de integración $I(2)$, por lo cual es factible identificar una relación de cointegración

⁵ Bai (1997) define el estadístico de sup-Wald, cuando este estadístico toma un valor máximo existe evidencia de un cambio en el valor de los parámetros. El estimador que minimiza la suma de errores al cuadrado es el mismo que maximiza al estadístico sup-Wald.

⁶ A cada segmento de la muestra, separado por los puntos de cambio estructural, se le puede aplicar el procedimiento de Bai y Perron (1998) con la finalidad de identificar cambio estructural en cada segmento, el cual se conoce como el refinamiento de Bai. En el presente trabajo no se aplica dicho procedimiento ya que los segmentos señalados contienen pocas observaciones (16 en promedio para cada segmento).

entre el conjunto de variables consideradas en el modelo. Por otra parte, este resultado tiene implicaciones importantes en el contexto del procedimiento de Johansen (1988), toda vez que el modelo de vectores autorregresivos (VAR) debe ser reespecificado incluyendo variables *dummy* que consideren la presencia de cambio estructural (Hansen y Johansen, 1993; Johansen, Mosconi y Nilsen, 2000).

Cuadro 2
Prueba de Bai y Perron para múltiples cambios estructurales

<i>Nivel de precios (p_t)</i>			<i>M2 (m_2)</i>		
<i>Número de cambios</i>	<i>BIC</i>	<i>Fechas de cambio</i>	<i>Número de cambios</i>	<i>BIC</i>	<i>Fechas de cambio</i>
1	-6.78034	1988:1	1	-6.33456	1988:1
2	-7.01679	1988:1, 1994:4	2	-6.31457	1988:2, 1995:2
3	-7.30710	1984:4, 1988:1, 1994:4	3	-6.26429	1984:1, 1988:1, 1995:2
4	-7.25495	1984:4, 1988:1,	4	-6.19044	1984:1, 1988:1,
5	-7.17278	1994:4, 1998:4	5	-6.10298	1995:2, 2001:4
		1984:4, 1988:1, 1994:4,			1984:1, 1988:1, 1994:2,
		1998:4, 2002:4			1998:3, 2002:3

Nota: BIC = Criterio de información bayesiano. El valor en negritas del BIC indica el número de cambios estructurales en la serie

Así, se realizó la estimación de un VAR cuyo número de rezagos fue determinado con base en los criterios de información estadísticos (véase Cuadro A.1 en el Apéndice), la mayoría de los criterios indica que el modelo en niveles debe ser estimado en cinco rezagos. La especificación final del VAR incluye variables *dummy* de cambio de nivel y de pulso para diferentes fechas, lo cual permite garantizar la estabilidad del espacio de cointegración. En el Cuadro 3 se reportan los estadísticos de la prueba de la traza⁷ del método de Johansen (1988), el resultado indica la presencia de al menos un vector de cointegración, es decir, es posible identificar una relación estable en el tiempo entre el nivel de precios, el agregado monetario, el nivel de ingreso y la tasa de interés.

Con base en la estimación recursiva del procedimiento de Johansen (Hansen y Johansen, 1999) es posible analizar la estabilidad del espacio de cointegración por medio de las pruebas gráficas obtenidas a partir de dos especifi-

⁷ Los valores críticos incluyen una corrección por la incorporación de las variables *dummy*.

caciones denominadas modelo-Z y modelo-R, las cuales se construyen a partir del VAR en su representación de corrección de errores (VECM). En el modelo-Z todos los parámetros del VECM son estimados de manera recursiva, en el modelo-R sólo los parámetros de corto plazo permanecen fijos para toda la muestra. Con base en los residuales de la estimación recursiva, modelo-R y modelo-Z, se obtienen las matrices de momentos para el procedimiento de Johansen (1988). Con estas matrices se construye una secuencia de estadísticos de la traza y se rechaza la hipótesis nula de estabilidad en el caso de que en alguna sub-muestra de la prueba de la traza seleccione un rango distinto al estimado inicialmente para toda la muestra. En el caso de que en ambas especificaciones se reporten resultados contradictorios, la evidencia empírica sugiere aceptar el modelo-R (Hansen y Johansen, 1993). Adicionalmente, con base en los modelos R y Z es posible realizar una segunda prueba gráfica de estabilidad del vector de cointegración denominada ‘constancia de β ’, la cual calcula la diferencia entre el vector de cointegración estimado para todo el periodo (β^T) con el vector resultante de la estimación recursiva (β^n) (Hansen y Johansen, 1999).

Cuadro 3
Prueba de cointegración del procedimiento de Johansen

Valores característicos	$H_0: r$	$P-r$	Traza (calculado)	Traza 95% (tablas)
0.270	0	4	56.235*	40.095
0.113	1	3	23.781	24.214
0.096	2	2	11.447	12.282
0.011	3	1	1.093	4.071

* = rechazo de la hipótesis nula.

Periodo 1981(2)-2006(4). Número de rezagos utilizados en el VAR = 5. Se incluyeron variables *dummy* de pulso para 1988:4, 1989:1, 1990:1 y 1991:1, y de nivel a partir de 1995:1.

Las gráficas A.5 y A.6 (véase el Apéndice) presentan la estimación recursiva del estadístico de la traza, se observa que en el caso del modelo-Z se rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración (toma valores mayores a uno), sin embargo, existe inestabilidad en el espacio de cointegración considerando las hipótesis de rango de cointegración igual a uno e igual a dos, lo cual se registra en algunos periodos de la muestra (se reporta un valor mayor a uno). En contraste, el modelo-R indica que el rango de cointegración es estable a lo largo del periodo, es decir, la hipótesis de que el rango de cointegración sea igual a cero es

rechazada en toda la muestra, en tanto que la hipótesis de un rango igual a uno no es rechazada por los datos (pues en toda la muestra toma valores menores a uno). En la Gráfica A.7 (véase el Apéndice) se presenta el estadístico de la prueba constancia de β para los modelos Z y R, en ambos casos no se rechaza la hipótesis nula (valores menores a uno) de que el vector de cointegración estimado para todo el periodo (β^T) es igual al vector de cointegración resultante de la estimación recursiva (β^n). Las pruebas gráficas concluyen entonces que el espacio de cointegración permanece estable en el periodo de análisis considerado.

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

$$p_t = 0.98m2_t - 0.81y_t + 0.32r_t \quad (16)$$

Los signos de los coeficientes son consistentes con el marco teórico propuesto, la elasticidad del agregado monetario es cercana a uno, por lo tanto un incremento de la cantidad de dinero en la circulación genera un aumento en la misma proporción sobre el nivel de precios. Por su parte, el nivel de ingreso real reporta una elasticidad negativa indicando que una mayor actividad económica disminuye las presiones inflacionarias, en tanto que incrementos en la tasa de interés, al afectar la velocidad de circulación del dinero, provocan un aumento en el nivel de precios. Estos resultados muestran evidencia en favor del modelo P* para la economía mexicana y muestran que puede utilizarse como una regla simple para predecir el comportamiento futuro de los precios, además en el largo plazo el control del agregado monetario es una condición necesaria pero no suficiente para el control de los precios (Galindo y Catalán, 1999; Galindo, 1997).

El término de error de la ecuación de cointegración (ecuación 16) se define como gap_D , gap_F se define en la ecuación (8) y se obtiene aplicando el filtro Hodrick-Prescott (Hodrick y Prescott, 1997) a las series de precios externos y al tipo de cambio real. Ambas brechas se incluyen en dos especificaciones diferentes de un modelo de corrección de errores. El Cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de los modelos de brechas de precios, el modelo I corresponde a la ecuación (12) la cual asume la hipótesis de persistencia de la inflación es explicada por sus propios valores rezagados (Pivetta y Reis, 2007). El modelo II asume una especificación de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) como la ecuación (13), la cual incluye las primeras diferencias de M2, del ingreso real y la tasa de interés. Considerando el primer periodo de análisis (1980-1994), la brecha de precios doméstica resulta estadísticamente significativa en ambos modelos con un mecanismo de ajuste entre 12-16%. La brecha de precios externa sólo es significa-

Cuadro 4
Ecuaciones de corto plazo de la inflación

Variable y prueba	1980-1994		1995-2006	
	Modelo I	Modelo II	Modelo I	Modelo II
Δp_{t-1}	0.66 (0.00)	0.49 (0.00)	0.59 (0.00)	0.35 (0.00)
Δp_{t-2}		-0.21 (0.05)	-0.29 (0.00)	
Δp_{t-3}			0.36 (0.00)	
Δp_{t-4}	0.21 (0.01)			0.37 (0.00)
Δp_{t-5}	-0.16 (0.03)			-0.48 (0.00)
Δy_t				
Δy_{t-1}		0.31 (0.00)		
Δy_{t-2}				-0.13 (0.03)
Δy_{t-3}		0.25 (0.03)		-0.16 (0.02)
Δy_{t-4}		0.27 (0.03)		0.43 (0.00)
Δr_t		0.09 (0.00)		0.04 (0.00)
Δr_{t-1}		0.03 (0.04)		
Δm_{2t}		0.18 (0.00)		
Δm_{2t-3}		-0.13 (0.05)		
gap_{Dt-1}	-0.16 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.02 (0.05)	-0.03 (0.01)
gap_{Ft-1}	0.0006 (0.79)	-0.06 (0.01)	-0.06 (0.01)	-0.08 (0.01)
R^2	0.91	0.93	0.87	0.86
JB	1.53[0.46]	1.98[0.37]	2.48[0.28]	0.51[0.77]
LM(4)	F = 0.35[0.83]	F = 1.11[0.36]	F = 3.87[0.00]	F = 0.17[0.94]
ARCH(4)	F = 0.93[0.45]	F = 0.40[0.80]	F = 2.13[0.09]	F = 0.58[0.67]
CUMUS	Cambio en 1989:2	Sin cambio	Sin cambio	Sin cambio
CUSUM SQR	Cambio en 1990:2	Sin cambio	Cambio en 1998:2	Sin cambio

Los valores entre paréntesis y corchetes indican la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula. JB = prueba de normalidad Jarque-Bera; LM = prueba de autocorrelación multiplicadores de Lagrange; ARCH = prueba de heteroscedasticidad condicional; CUSUM y CUSUM SQR = prueba de estabilidad de la suma acumulada de errores recursivos.

tiva en el modelo II, sin embargo, la magnitud del mecanismo de ajuste es sólo 6%. En consecuencia, la cantidad de dinero en la economía resultaba relevante para predecir el comportamiento de la inflación, en tanto que la inflación externa no tiene impactos significativos sobre los precios.

Es importante señalar que durante el primer periodo la economía mexicana aplicó un régimen de tipo de cambio basado en control de cambios y posteriormente uno de flotación en bandas. Asimismo, de 1982 a 1988 el déficit del sector público llegó a 10% del PIB en promedio y la política monetaria se orientaba a apoyar la expansión fiscal del sector público mediante el crédito interno, situación que se tradujo en un exceso de oferta monetaria y, en consecuencia, en una mayor inflación. Por otra parte, debido a que la economía aún no se abría por completo al exterior y tampoco se contaban con fuentes de financiamiento externo, los principales efectos de la economía internacional provenían de la caída de los precios internacionales del petróleo que afectaban negativamente a los ingresos del sector público. Por tanto, que en este primer periodo las condiciones internas de la economía determinaron en gran medida la trayectoria de la inflación.

En el segundo periodo de análisis (1995-2006) las brechas doméstica y externa resultaron estadísticamente significativas en ambos modelos. No obstante, la brecha doméstica observa una disminución con respecto al primer periodo de análisis en la magnitud del mecanismo de ajuste de 2 y 3%. Por su parte, la brecha externa es estadísticamente significativa y la magnitud del ajuste es mayor en referencia con la brecha doméstica (valores de 6 y 8%). Este resultado indica que bajo el esquema de metas de inflación y de libre flotación, la trayectoria de los precios externos adquiere mayor relevancia para predecir la inflación que la evolución de los agregados monetarios. En este mismo sentido, los resultados del modelo II indican que las variaciones de M2 no son estadísticamente significativas, de tal manera que desviaciones del nivel de precios con respecto a los precios internacionales, o desviaciones del tipo de cambio nominal con respecto al tipo de cambio real, tienen efectos en la dinámica de corto plazo de la inflación doméstica. Por lo tanto, los *shocks* externos que se transmiten a los precios internacionales tendrán efectos en la inflación doméstica, información que debe ser considerada por el banco central con la finalidad de lograr su objetivo de inflación.

Conclusiones

La evidencia empírica presentada en este trabajo indica que es posible especificar un modelo de inflación, en el contexto del modelo P*, el cual incluye las brechas de precios doméstica y externa. La brecha de precios doméstica se define a partir de la

ecuación cuantitativa del dinero, y con base en el procedimiento de Johansen (1988) es posible identificar la presencia de un vector de cointegración entre el nivel de precios, M2, el ingreso en términos reales y la tasa de interés. La brecha de precios externa se define a partir de la hipótesis de PPP.

Las estimaciones de los modelos de corto plazo de la inflación consideran dos periodos de análisis: 1980-1994 caracterizado por un régimen de tipo de cambio basado en control de cambios y que fue modificado por uno de fluctuación en banda; y 1995-2006 el cual corresponde al esquema de metas de inflación y a un régimen de libre flotación. Los resultados muestran que durante el primero la brecha de precios doméstica resultó estadísticamente significativa y aportaba información relevante para predecir a la inflación, indicando que las condiciones monetarias de la economía mexicana determinaban en buena medida la trayectoria de los precios. Es importante mencionar que en este periodo la economía mexicana iniciaba el proceso de apertura comercial y existía un fuerte déficit fiscal el cual se financió mediante el crédito interno generando una expansión de la cantidad de dinero en la economía. En este lapso, la inflación externa no tenía efectos importantes en la inflación doméstica.

En el segundo periodo, además de una completa integración a la economía internacional, la política monetaria se apoya en un régimen de libre flotación. En este caso, tanto la brecha de precios externa como la interna resultaron estadísticamente significativas, sin embargo, las desviaciones del nivel de precios con respecto a los precios internacionales tienen un mayor impacto sobre la inflación doméstica que las desviaciones de los precios en referencia con la trayectoria del agregado monetario. En este sentido, los *shocks* externos que afecten los costos internacionales tendrán un impacto positivo en la inflación doméstica, este resultado es relevante desde el punto de vista de la política monetaria. En efecto, la política de metas de inflación en general requiere que la inflación no se encuentre sujeta a los *shocks* externos, en particular, a los originados por movimientos bruscos del tipo de cambio (Baqueiro, Díaz y Torres, 2003) y de los precios externos debido a que esta situación modifica las expectativas de los agentes generando presiones inflacionarias.

En efecto, en una situación donde los agentes consideran creíble el anuncio de la meta de inflación las expectativas inflacionarias disminuirán, lo cual ayudará a las autoridades monetarias a mitigar la inflación. Por el contrario, en el caso donde los agentes no creen en el anuncio de las autoridades las expectativas inflacionarias crecerán generando una inflación aun mayor, obligando al banco central a cambiar su objetivo de inflación con un impacto negativo sobre su credibilidad. Dada la importancia de las expectativas, el BANXICO debe considerar los

efectos de los *shocks* externos en la inflación doméstica para lograr una política monetaria exitosa. Por ejemplo, durante 2007 se ha registrado un repunte en la tasa de inflación doméstica explicado en buena medida por el incremento en los precios internacionales del maíz. En este sentido, en el mediano plazo se espera un repunte de los precios internacionales de distintos productos agrícolas los cuales son materia prima de biocombustibles, esta situación tendrá efectos negativos en la economía mexicana que deben ser considerados en la instrumentación de la política monetaria durante los próximos años.

Referencias bibliográficas

- Arzbach, M. (1995). "Programación monetaria del Bundesbank concepto, evidencia empírica y desafíos de la integración europea", *Revista de Economía*, 2(2), noviembre, pp. 103-104.
- Bai, J. (1997). "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models", *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), pp. 551-563.
- Bai, J, y P. Perron (2003). "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), pp. 1-22.
- (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.
- Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies", J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, *NBER Series in Business Cycles*, vol. 31, pp. 319-341.
- BANXICO (1996). *Informe Anual 1995*, México.
- Banco de Japón (1992). "A Study of Potential Pressure of Prices: Application of P^* to the Japanese Economy", *Special Paper 186*, Research and Static Department, febrero.
- Baqueiro, Armando, Alejandro Díaz de León y Alberto Torres (2003). "¿Temor a la Flotación o a la Inflación?, La Importancia del 'Traspaso' del Tipo de cambio a los Precios", *Documento de Investigación*, núm. 2002-02, Dirección General de Investigación Económica, BANXICO, enero.
- Bårdsen G. y R. Nymoen (2003). "Testing Steady-State Implications for the NAIRU", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp. 1070-1075.
- Bartholomae, A. (1992). "Aspectos operativos e instrumentales de la programación monetaria en Alemania", *Monetaria*, 15(1), enero-marzo, pp. 39-65.
- Batini, N., B. Jacksonb y S. Nickellc (2005). "An open-economy new Keynesian Phillips curve for the U.K.", *Journal of Monetary Economics*, 52(6), pp. 1061-1071.

- Benerjee, A., R. L. Lumsdaine y J. H. Stock (1992). "Recursive and Sequential Test of the unit root and trend break test hypotheses: Theory and International evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp. 271-87.
- Clarida R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1661-1707.
- Christiano, L. J. (1989). "P* Is Not the Inflation Forecaster's Holy Grail", *Quarterly Review Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 13, pp. 3-18.
- Capistrán C. y M. Ramos-Francia (2006). "Inflation Dynamics in Latin America", *Documento de Investigación Banco de México*, núm. 2006-11.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1077.
- Engel, R. F., y C. W. J. Granger (1987). "Coitegration and Error Correction: Representation, Estimation and Tesing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Estrella, Arturo y Frederic S. Mishkin (1997). "The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank", *European Economic Review*, 41(7), pp. 1375-1401.
- Fuhrer, J. y G. Moore (1995). "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), pp.127-160.
- Galindo, L. M. y H. Catalán (1999). "Regla simple para predecir el comportamiento de los precios en México: El modelo P*", *Problemas del Desarrollo*, núm. 115/116, pp. 9-27.
- Galindo, L. M. (1997). "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *El Trimestre Económico*, 64(2), pp. 221-239.
- García-Herrero, A. y M. Vasant Pradhan (1998). "The domestic and foreing price gaps in the P-STAR Model: evidence from Spain", *IMF Working Papers*, julio.
- Hansen, H. y S. Johansen. (1993). "Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models", *Econometric Journal*, 2(2), pp. 306-333.
- Harldrup, N. (1998). "An econometric analysis of I(2) variables", *Journal of Economic Surveys*, 12(5), pp. 595-650.
- Hallman, J. J., R. D. Porter y D. H. Small (1991). "Is the Price Level Tied to M2 Monetry Aggregate in Long Run?", *American Economic Review*, 81(4), pp. 841-858.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott (1997). "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money Credit and Banking*, 29(1), pp. 1-16.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.
- (1995). "A statistical analysis of cointegration for I(2) variables", *Econometric Theory*, 11(1), pp. 25-59.

- Johansen, S., R. Mosconi y B. Nilsen (2000). "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometric Journal*, 3(2), pp. 216-249.
- Kool y Tatom (1994). "The P-star model in five small economies", *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mayo/junio, 76(3), pp. 133-165.
- Krugman, Paul (1989). *Exchange Rate Instability*, MIT Press.
- Kydland, F. E. y E. C. Prescott. (1977), "Rules versus discretion: The inconsistency of optimal plans", *Journal of Political Economy*, 85, pp. 473-492.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Lumsdaine, R. L. y D. H. Papell (1997). "Multiple Trend Breaks and the unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Maddala, G. S. y I. Kim (1998). *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge University Press.
- Menon, J. (1995). "Exchange rate pass-through", *Journal of Economic Surveys*, 9(2), pp. 197-23.
- Ng, S. y P. Perron (1995). "Unit root tests in ARMA models with data depend methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 268-281.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence from Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80(2), pp. 355-385.
- (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(5), pp. 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988). "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.
- Pivetta, Frederic y Ricardo Reis (2007). "The persistence of inflation in the United States", *Journal of Economics Dynamics & Control*, 31, pp. 1326-1358.
- Santaella, J. A. (2002). "El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", *Gaceta de Economía*, número especial, pp. 428-467.
- Tsionas, E. G. (2001). "P-STAR analysis in a converging economy: the case of Greece", *Economic Modelling*, 18(1), pp. 49-60.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary theory and policy*, MIT Press.
- Zivot E., y D. W. K. Andrews (1992). "Further evidence on the great Crash, the oil price shock, and the unit root hipótesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp. 251-270.

Anexo

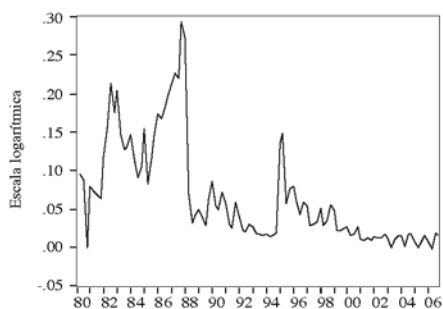
Base de datos utilizada

Todas las series son trimestrales para el periodo 1985-2006.

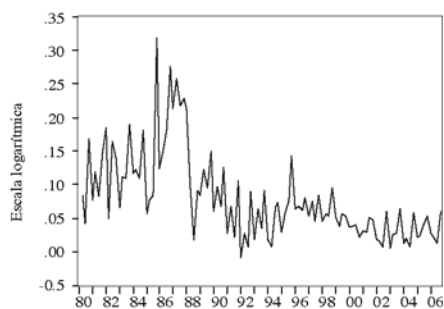
- P = Índice nacional de precios al consumidor, base segunda quincena de junio 2002(=100), observación del último mes de cada trimestre. Fuente: BANXICO.
- $M2$ = agregado monetario M2 en millones de pesos. Fuente: BANXICO.
- Y = Producto Interno Bruto en millones de pesos a precios de 1993. Fuente: Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- R = Tasa de interés de los CETES a 91 días, observación del último mes de cada trimestre. Fuente: BANXICO.
- S = Tipo de cambio interbancario pesos por dólar. Se utilizó el tipo de cambio a la compra del último mes de cada trimestre. Fuente: BANXICO.
- PX = Índice de precios al consumidor de los EUA, base 1982-84=100, observación del último mes de cada trimestre. Fuente: U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics.

Gráficas A.1 - A.4

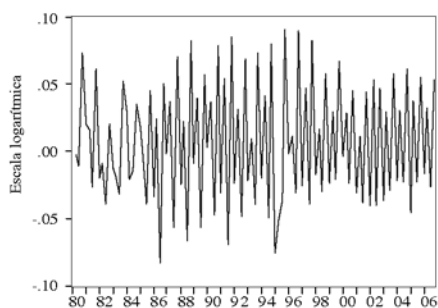
Gráfica A.1
Primera diferencia de LP



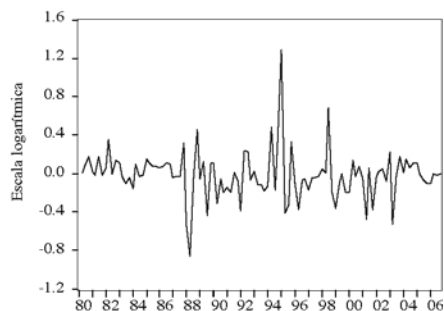
Gráfica A.2
Primera diferencia de LM2



Gráfica A.3
Primera diferencia de LY



Gráfica A.4
Primera diferencia de LR



LP = logaritmo del nivel de precios; LM2 = logaritmo natural de M2; LY = logaritmo natural del nivel de producto; y LR = logaritmo natural de la tasa de interés.

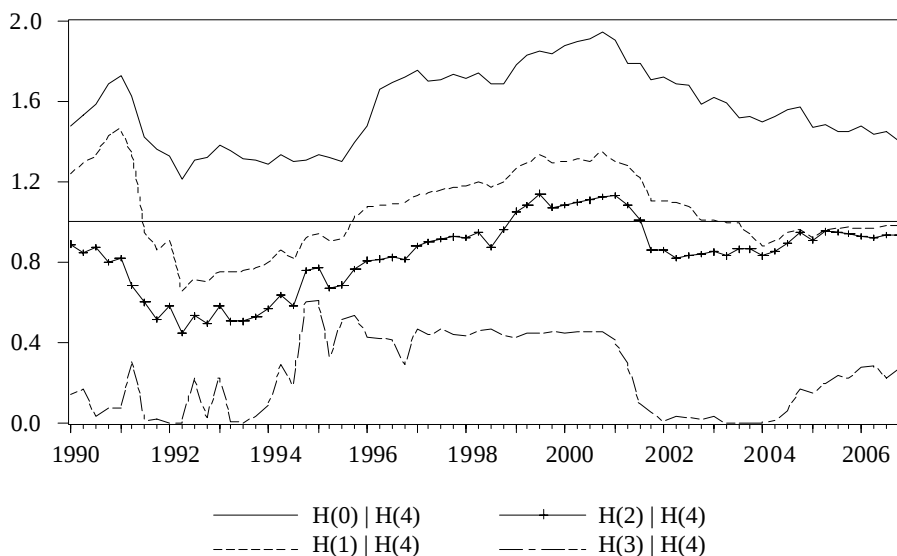
Cuadro A.1
Criterios de información del VAR

<i>Rezago</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0		3.96e-05	1.214680	1.318887	1.256854
1	1250.824	1.04e-10	-11.63189	-11.11086	-11.42102
2	121.8797	3.77e-11	-12.65123	-11.71337*	-12.27166
3	36.21592	3.44e-11	-12.74750	-11.39281	-12.19924
4	62.62007	2.24e-11	-13.18196	-11.41045	-12.46500
5	51.85508*	1.62e-11*	-13.51835*	-11.33001	-12.63269*
6	21.03674	1.72e-11	-13.47884	-10.87367	-12.42449
7	22.88218	1.76e-11	-13.48113	-10.45913	-12.25807
8	15.19034	2.00e-11	-13.38785	-9.949025	-11.99610

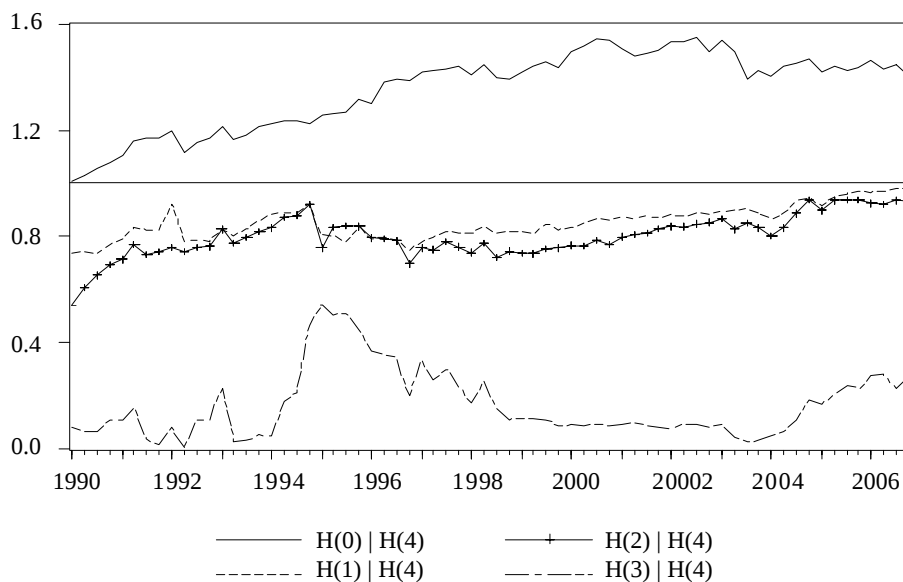
* Se minimiza el estadístico de los criterios de información.

LR: Estadístico de razón de verosimilitud; FPE: Estadístico de error de pronóstico; AIC: Criterio de información de Akaike; SC: Criterio de información de Schwarz; HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn.

Gráfica A.5
Estimación recursiva del estadístico de la traza (Modelo-Z)



Gráfica A.6
Estimación recursiva del estadístico de la traza (Modelo-R)



Gráfica A.7
Prueba de constancia de β

