

**Banco de México**  
**Documentos de Investigación**

**Banco de México**  
**Working Papers**

**N° 2007-01**

**Un Enfoque de Series de Tiempo para Probar un  
Cambio en Persistencia de la Inflación: La Experiencia  
de México**

**Daniel Chiquiar**  
Banco de México

**Antonio E. Noriega**  
Banco de México

**Manuel Ramos-Francia**  
Banco de México

**Enero 2007**

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

# Un Enfoque de Series de Tiempo para Probar un Cambio en Persistencia de la Inflación: La Experiencia de México<sup>\*</sup>

Daniel Chiquiar<sup>†</sup>  
Banco de México

Antonio E. Noriega<sup>‡</sup>  
Banco de México

Manuel Ramos-Francia<sup>§</sup>  
Banco de México

## Resumen

Cuando la política monetaria tiene un objetivo explícito de inflación, la inflación observada debería ser un proceso estacionario. En países donde, por diversas razones, los determinantes de la inflación pudiesen conducir a que ésta presente un comportamiento no estacionario, la adopción de un régimen de objetivos de inflación debiese en consecuencia inducir un cambio fundamental en el proceso estocástico que la caracteriza. Este documento estudia las propiedades estocásticas de la inflación en México durante 1995-2006. Se utilizan técnicas recientemente desarrolladas para detectar cambios en la persistencia de series de tiempo. De manera congruente con la adopción de un régimen de objetivos de inflación, los resultados sugieren que la inflación en México pasó de ser un proceso no estacionario a ser un proceso estacionario alrededor de finales del año 2000 o de principios del 2001.

**Palabras Clave:** Inflación, Cambio en persistencia, Estacionareidad, Pruebas de raíz unitaria, Dirección desconocida del cambio.

---

<sup>\*</sup> Agradecemos a Carlos Capistrán y a los participantes en el Seminario de Estudios Económicos en Banco de México por comentarios muy útiles, y a Mario Alberto Oliva por su excelente asistencia de investigación.

<sup>†</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: dchiquiar@banxico.org.mx.

<sup>‡</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: anoriega@banxico.org.mx.

<sup>§</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: mrfran@banxico.org.mx.

# 1 Introducción

Cuando las acciones de política monetaria están basadas en una función de pérdida en la cual las desviaciones de la inflación con respecto a algún objetivo tienen un peso positivo, debemos esperar que la inflación observada siga un proceso estacionario. Esto es, la política monetaria debe asegurar que los choques a la inflación tengan solo efectos temporales y, como consecuencia, la inflación debe tender a fluctuar aleatoriamente alrededor del objetivo.<sup>2</sup> Este resultado debe mantenerse en países en donde la autoridad monetaria sigue el llamado régimen de "objetivos de inflación", aunque es claramente no exclusivo de este tipo de marco de operación.<sup>3</sup>

En general, sin embargo, las desviaciones entre la inflación observada y su objetivo pueden exhibir persistencia. El grado de persistencia en la inflación refleja: a) el grado en el cual los choques que afectan a la inflación son ellos mismos persistentes, y b) diversos factores estructurales en la economía, como la presencia de dominancia fiscal, la formación de expectativas de inflación, el régimen de tipo de cambio en operación, el grado de indización de precios y el régimen monetario adoptado por el banco central. En algunos casos, la confluencia de estos factores puede ser tal que, durante un periodo de tiempo específico, la inflación puede comportarse como un proceso no estacionario. Esto es, diversos mecanismos pueden, en algunos casos, llevar a una ausencia de comportamiento de reversión a la media en la inflación observada.

A la luz de esta discusión, y con el propósito de entender mejor los determinantes del comportamiento del componente nominal de una economía, debe ser relevante poder identificar si la inflación sigue un proceso estacionario, permitiendo la posibilidad de cambios en el grado de persistencia, especialmente cuando han ocurrido cambios en la estructura de la economía o en el marco de operación de la política monetaria. Este tema ha atraído la atención de investigadores alrededor del mundo (véase por ejemplo Fuhner y Moore, 1995; Dittmar et al., 2005; Musy, 2006; Angeloni et al., 2003; Coenen, 2007; Hondroyiannis y Lazaretou, 2004). La evidencia empírica sobre cambios en la persistencia de la inflación es ambigua. Por ejemplo, Cogley y Sargent (2001), Benati (2002), Levin y Piger (2003), Harvey, et. al. (2006), entre otros, encuentran evidencia en contra de la estabilidad en la persistencia de la inflación, y sugieren que, en años recientes, la persistencia de la inflación aparentemente ha disminuido junto

---

<sup>2</sup>Formalmente, este resultado se obtiene bajo expectativas adaptativas. La condición para que el nivel de precios esté determinado bajo expectativas racionales es que la autoridad monetaria debe tener un ancla nominal (véase Blanchard y Fischer, 1989). La existencia de este ancla implicaría que la inflación no puede alejarse de algún valor indefinidamente, asegurando así estacionariedad. Nótese también que esta discusión utiliza el supuesto de la presencia de rigideces nominales, tal que la política monetaria puede tener efectos reales en el corto plazo.

<sup>3</sup>Véase Bernanke et. al. (1999), Clarida et. al. (1999), y Svensson (1997, 2000). Bajo el marco de objetivos de inflación, los efectos de primera vuelta de choques de oferta son acomodados por la política monetaria, mientras que los choques de demanda y los efectos de segunda ronda de choques de empujón de costos no lo son. Por otra parte, dadas ciertas condiciones iniciales, el ancla nominal puede quedar determinada por el objetivo de inflación, si el banco central disfruta de credibilidad.

con su nivel general.<sup>4</sup> Esto contrasta con los hallazgos de O'Reilly y Whelan (2004), Gadea y Mayoral (2006), y Pivetta y Reis (2006), quienes presentan evidencia de persistencia en inflación estable.

La mayoría de estos estudios, sin embargo, han analizado la inflación en economías desarrolladas. Solo unas cuantas excepciones (Borio et. al., 2003; Capistrán y Ramos-Francia, 2006) han estudiado el grado de persistencia de la inflación en economías menos desarrolladas, aún cuando uno esperaría que es precisamente en algunos de estos países en donde hayan ocurrido los cambios mas significativos en persistencia. De hecho, mientras muchos de estos países exhibieron episodios de altos niveles y persistencia de inflación en el pasado, a su vez han hecho también importantes esfuerzos orientados a evitar la ocurrencia de dominancia fiscal, a liberalizar tipos de cambio y mercados financieros, y a adoptar independencia en los regímenes de política monetaria, en muchos casos bajo un esquema de objetivos de inflación.

México es un excelente caso para analizar este fenómeno. Para la primera mitad de los años 1990, este país pareció haber dejado atrás el proceso inflacionario que caracterizó su economía durante la mayor parte de los 80s. Esto reflejó la aplicación de una secuencia de programas de estabilización basados en ingreso, así como la exitosa renegociación de la deuda externa. Estos dos factores en particular parecieron haber contribuido a romper los mecanismos de indización de precios y la situación de dominancia fiscal que mantuvieron a la inflación en niveles altos durante la mayor parte de la década de los 1980.<sup>5</sup> Sin embargo, la repentina devaluación del peso en diciembre de 1994, no solo accionó un nuevo ímpetu a la inflación, sino que generó también una situación de renovado riesgo de dominancia fiscal. El caracter de estos eventos fue, sin embargo, temporal, como resultado del ajuste fiscal emprendido, la respuesta monetaria inmediata y el paquete de apoyo obtenido por parte de la comunidad financiera internacional en 1995.<sup>6</sup>

Una importante consecuencia de estos eventos fue que México adoptó una política de tipo de cambio flexible, que en los siguientes años convirgió gradualmente a un marco de política monetaria basado en principios de objetivos de inflación, tanto en términos de las reglas que gobiernan las respuestas de la política monetaria a choques inflacionarios, como a la transparencia en su implementación. La adopción de este marco de política monetaria, junto con una política fiscal prudente y condiciones inflacionarias globales favorables, contribuyeron al decremento de la inflación de un 52% en 1995, al nivel mas bajo en tres décadas. Así, a partir del año 2000, la inflación anual ha permanecido debajo del 10% y, desde 2005, ha tendido a situarse dentro del intervalo de

---

<sup>4</sup>Existe ya un importante conjunto de evidencia que sugiere una reducción significativa tanto en el nivel, como en la persistencia de la inflación alrededor del mundo. Borio et. al. (2003) documentan el proceso de desinflación como un fenómeno global; véase también Cecchetti y Debelle (2005).

<sup>5</sup>De hecho, Capistrán y Ramos-Francia (2006) sugieren que, durante los 1980s, la inflación en México pudo haber exhibido un comportamiento no estacionario.

<sup>6</sup>Para una detallada discusión de las acciones tomadas después de la crisis, el proceso de desinflación, y la adopción del marco de objetivos de inflación en México, véase Ramos-Francia y Torres (2005).

variación de  $\pm 1\%$  alrededor del objetivo de  $3\%$  establecido en 2002. En este contexto, aún cuando la inflación pudo haber exhibido alta persistencia, o aún un comportamiento no estacionario en el pasado, en años recientes su comportamiento se asemeja más al de un proceso estacionario.

El objetivo principal de este artículo es precisamente probar si el proceso inflacionario en México ha exhibido un cambio estructural y, en particular, si puede asumirse actualmente como un proceso estacionario. Para analizar esta posibilidad, formalmente probamos la existencia de un cambio en la persistencia tanto de la inflación general como de la inflación subyacente, utilizando un enfoque de series de tiempo basado en pruebas estadísticas recientemente desarrolladas por Harvey, Leybourne y Taylor (2006). Este enfoque es particularmente útil ya que contrasta la hipótesis nula de persistencia constante, contra la hipótesis alternativa de un cambio en persistencia, permitiendo endógenamente la estimación del momento de cambio. Esto contrasta con enfoques más tradicionales, usados recientemente para probar cambios en persistencia de la inflación, en los cuales no se define una hipótesis alternativa específica, ni se utiliza un procedimiento estadístico formal para estimar el punto de cambio en la persistencia.<sup>7</sup>

Los resultados sugieren que, en efecto, se puede asumir que el proceso inflacionario en México ha experimentado un cambio estructural alrededor de finales del año 2000 o principios del 2001, como consecuencia del cual la estructura de la inflación cambió de un proceso no estacionario, a uno estacionario. Esto es, los resultados indican que la inflación en México sigue actualmente un proceso  $I(0)$ , en donde ésta fluctúa estacionariamente alrededor de una media bien definida. Como se mencionó anteriormente, este resultado da soporte amplio a la validez de discutir asuntos relacionados con la política monetaria de México bajo un marco de objetivos de inflación, como se hace, por ejemplo, en Ramos-Francia y Torres (2005), así como en diversos documentos oficiales del Banco de México (2006).

El artículo se organiza como sigue. La siguiente sección presenta en algún detalle las herramientas estadísticas utilizadas para probar un cambio en persistencia de la inflación en México. La sección 3 reporta los hallazgos empíricos. La sección 4 concluye.

## 2 Pruebas de cambio en persistencia en inflación

Probar la presencia de raíces unitarias es ya una práctica rutinaria entre economistas aplicados que analizan las propiedades estocásticas de series de tiempo macroeconómicas. Esta práctica está orientada a la clasificación de las series en estacionarias o no estacionarias. Establecer esta distinción es importante por varias razones. Para los propósitos de este artículo, la más importante es que

---

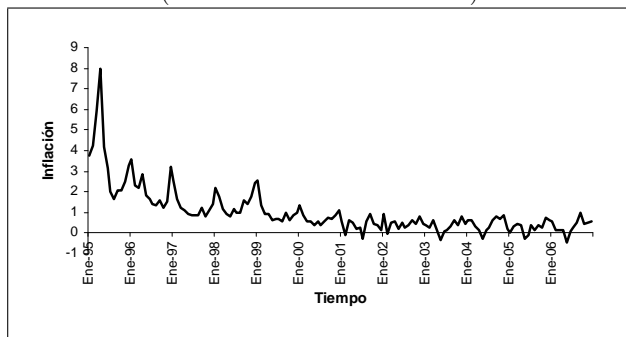
<sup>7</sup>Ejemplos de estos procedimientos tradicionales incluyen las pruebas de estabilidad de la suma de los coeficientes de la variable dependiente rezagada en modelos autoregresivos para la inflación, o las pruebas de cambios en la media no condicional de la inflación, utilizando modelos de cambio estructural.

esta clasificación ayuda a entender el efecto que tienen los choques sobre las variables: mientras que el impacto de tales choques será transitorio para una serie estacionaria, para una no estacionaria cualquier choque puede tener efectos persistentes. En otras palabras, mientras que una serie de tiempo  $I(0)$  mostrará un comportamiento de reversión o regreso a su media, una variable clasificada como  $I(1)$  tendrá un comportamiento persistente, esto es, los choques aleatorios tendrán efectos de larga duración, impidiendo así que la serie regrese a algún nivel definido de largo plazo.

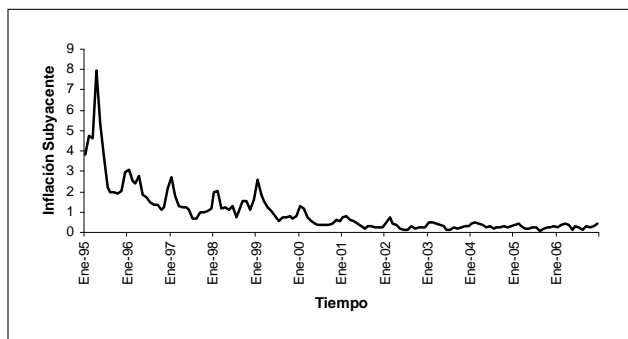
Se ha observado en años recientes, sin embargo, que las variables macro-económicas -como la tasa de inflación- pueden mostrar comportamientos tanto estacionarios como no estacionarios dentro del periodo muestral. En efecto, puede ocurrir que algunas series cambien su comportamiento de  $I(0)$  a  $I(1)$ , o viceversa.

Los datos utilizados en este estudio consisten de observaciones mensuales de la tasa de inflación y de inflación subyacente para México, basadas en el índice de precios al consumidor, reportadas por el Banco de México, a lo largo del período enero de 1995 a diciembre de 2006. Gráficas de las series se presentan en la Figura 1. Una inspección visual sugiere que, después de seguir una tendencia negativa entre 1995 y 2000, las series parecen comportarse de forma estacionaria a partir de 2001. El objetivo de este artículo es precisamente probar formalmente esta hipótesis.<sup>8</sup>

FIGURA 1  
INFLACION MENSUAL GENERAL E INFLACION SUBYACENTE, MEXICO  
(enero 1995 - diciembre 2006)



<sup>8</sup>Capistrán y Ramos-Francia (2006), reportan (a) una caída drástica en la media y desviación estándar de la inflación en México durante el periodo 2000-2006, comparado con las dos décadas previas, (b) evidencia de un cambio estructural en enero de 2001, que redujo el nivel de la inflación, y (c) una reducción en la suma de los parámetros autoregresivos de 0.95 en el período 1990-1999 a 0.31 en 2000-2006.



## 2.1 Procedimiento de prueba

El procedimiento de prueba en este artículo se desarrolla en dos etapas. Primero se aplican a los datos pruebas de raíz unitaria, con el propósito de establecer el orden de integración de cada serie. En seguida se aplican las pruebas de cambio en persistencia, con el objeto de detectar la presencia de un posible cambio en el orden de integración establecido en la primera etapa.

### 2.1.1 Pruebas de raíz unitaria

Dos características de muchas series de tiempo económicas tienden a afectar el nivel y potencia de las pruebas comunes de raíz unitaria: una raíz de medias móviles (MA) grande y negativa (cercana a menos uno) puede inducir distorsiones de nivel, mientras que una raíz autoregresiva grande (cercana a la unidad) puede resultar con baja potencia. Para nuestros datos, el ajuste de un modelo  $MA(1)$  produce una raíz de  $-0.80$  para la inflación, y  $-0.81$  para la inflación subyacente. Por otra parte, para un modelo  $AR(1)$  las raíces autoregresivas son  $0.85$  y  $0.88$ , respectivamente. Así, aplicamos las versiones modificadas por Perron y Qu (2007) de las pruebas  $MZ_\alpha$ ,  $MZ_t$ ,  $MSB$ , y  $MP_T$  desarrolladas por Ng y Perron (2001), que están precisamente diseñadas para superar tanto distorsiones de nivel, como problemas de baja potencia para datos con características similares a los nuestros. Estas pruebas son extensiones de las pruebas  $M$  de Perron y Ng (1996) que utilizan eliminación de tendencia con mínimos cuadrados generalizados para la estimación de la densidad espectral autoregresiva, junto con un criterio de información modificado para la selección del parámetro para truncar el número de rezagos (construido usando datos con eliminación de tendencia usando mínimos cuadrados ordinarios, MCO).<sup>9</sup>

<sup>9</sup>No se discuten aquí con más detalle estos estadísticos, ya que son bien conocidos e implementados en paquetes econométricos populares como E-Views. Para detalles véase Ng and Perron (2001). En las aplicaciones empíricas que se presentan mas adelante, utilizamos Matlab 7.1 para calcular los estadísticos basados en las modificaciones sugeridas por Perron y Qu (2007).

### 2.1.2 Pruebas de cambio en persistencia

Para probar un cambio en el grado de persistencia, aplicamos nueve estadísticos de prueba desarrollados por Harvey, Leybourne y Taylor (2006) (HLT en lo sucesivo), que a su vez se basan en el trabajo de Kim (2000), Kim et.al (2002), y Buseti y Taylor (2004). El modelo que subyace las pruebas propuestas por HLT es el siguiente:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + u_t \\ u_t &= \rho_t u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (1)$$

donde  $y_t$  es la inflación (general o subyacente), el vector  $x_t$  contiene ya sea una constante, o una constante y una tendencia lineal, y  $\varepsilon_t$  es una variable aleatoria con media cero que satisface los supuestos en Phillips and Perron (1988). Como nuestros datos parecen exhibir una tendencia (negativa), adoptamos el modelo (1) con  $x_t' = (1, t)$ . Así, los resultados que se reportan mas adelante usan la especificación  $y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$ .

La hipótesis nula establece que la inflación es estacionaria, esto es,  $y_t$  es  $I(0)$ . En este escenario,  $\rho_t = \rho, |\rho| < 1, t = 1, \dots, T$  en el modelo (1). Esta hipótesis se denota por  $H_0$ . Para probar un cambio en persistencia, HLT permiten dos tipos distintos de hipótesis alternativas. La primera corresponde a una cambio de  $I(0)$  a  $I(1)$ , denotada  $H_{01}$ , y la segunda a un cambio de  $I(1)$  a  $I(0)$ , denotada  $H_{10}$ . Especificamente,

$$\begin{aligned} H_{01} &: \rho_t = \rho, |\rho| < 1 \text{ para } t \leq [\tau^* T] \text{ y } \rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T, \text{ para } t > [\tau^* T], \\ H_{10} &: \rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T \text{ para } t \leq [\tau^* T] \text{ y } \rho_t = \rho, |\rho| < 1 \text{ para } t > [\tau^* T]. \end{aligned}$$

donde  $\bar{\alpha} \geq 0$  permite una raíz local a la unidad, y  $\tau^*$  denota la proporción desconocida de la muestra en donde ocurre el cambio en persistencia. Se supone además que  $\tau^*$  pertenece al intervalo  $\Lambda = [\tau_l, \tau_u] \in (0, 1)$ , donde  $\tau_l, \tau_u$  representan valores (arbitrarios) inferior y superior, respectivamente, de  $\tau^*$ . Dado el análisis preliminar presentado antes para nuestros datos, las aplicaciones empíricas que se presentan mas adelante se concentrarán en probar  $H_0$  contra  $H_{10}$ .

Las pruebas estadísticas que serán aplicadas en la siguiente sección están basadas en el cociente propuesto por Kim (2000), diseñado para probar  $H_0$  contra  $H_{01}$ :

$$K_{[\tau T]} = \frac{(T - [\tau T])^{-2} \sum_{t=[\tau T]+1}^T \left( \sum_{i=[\tau T]+1}^t \hat{u}_{i,\tau} \right)^2}{[\tau T]^{-2} \sum_{t=1}^{[\tau T]} \left( \sum_{i=1}^t \hat{u}_{i,\tau} \right)^2} \quad (2)$$



donde  $\hat{u}_{i,\tau}$  en el numerador (denominador) representan los residuales de aplicar MCO a el modelo (1) para  $t = [\tau T] + 1, \dots, T$  ( $t = 1, \dots, [\tau T]$ ). Nótese de (2) que, bajo  $H_0$ , las sumas en el numerador y denominador deben ser iguales. Para probar un cambio en persistencia ( $H_0$  contra  $H_{01}$ ), Kim (2000), Kim et al. (2002) y Buseti y Taylor (2004) consideran los siguientes tres estadísticos, todos ellos función del cociente definido en (2):

$$M(S) = T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} K_t \quad (3)$$

$$M(E) = \ln T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} \exp(0.5K_t) \quad (4)$$

$$M(X) = \max_{\tau \in \{[\tau_l T], \dots, [\tau_u T]\}} K_t \quad (5)$$

donde  $T_* \equiv [\tau_u T] - [\tau_l T] + 1$ . Estos autores derivan las distribuciones asintóticas de estos estadísticos como funcionales de movimientos Brownianos, y muestran que éstas son pivotales (libres de parámetros desconocidos) bajo la hipótesis nula. (3)-(5) corresponden al estadístico 'mean score' de Hansen (1991) ( $S$ ), al estadístico 'mean exponential de Andrews y Ploberger (1994) ( $E$ ), y al estadístico 'maximum' de Andrews (1993) ( $X$ ), respectivamente. Este último permite la estimación de  $\tau^*$ , sobre el intervalo  $\Lambda$ , y es el que se utiliza en las aplicaciones empíricas que se presentan mas adelante para estimar la fecha de cambio en persistencia de la inflación.

Para probar  $H_0$  contra  $H_{10}$  Buseti y Taylor (2004) proponen otros tres estadísticos de prueba basados en el recíproco de  $K_t$ , esto es:

$$M(S)^R = T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} K_t^{-1} \quad (6)$$

$$M(E)^R = \ln T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} \exp(0.5K_t^{-1}) \quad (7)$$

$$M(X)^R = \max_{\tau \in \{[\tau_l T], \dots, [\tau_u T]\}} K_t^{-1} \quad (8)$$

Estas pruebas son las análogas de (3)-(5) con  $K_t$  reemplazada por  $K_t^{-1}$ , la cual utilizaremos en las aplicaciones empíricas de la sección siguiente. HLT proponen otras seis pruebas, que son versiones modificadas de (6)-(8), en donde la modificación es tal que los valores críticos sean exactamente los mismos bajo las hipótesis nula y alternativa, y al mismo tiempo asintóticamente iguales a los estadísticos no modificados. Estos estadísticos modificados son los siguientes

$$M(Z)_m^R = \exp(-bJ_{1,T})M(Z)^R \quad (9)$$

$$M(Z)_{m \min}^R = \exp(-bJ_{\min}^R)M(Z)^R \quad (10)$$

para  $Z = S, E, X$ . En los estadísticos que implican (9) y (10),  $b$  es una constante finita, escogida tal que las pruebas modificadas tengan el nivel correcto asintóticamente bajo  $H_0$  (valores para  $b$  se presentan en la Tabla 2 de HLT para los nueve estadísticos recíprocos), y  $J_{1,T}$  es  $T^{-1}$  multiplicado por el estadístico Wald ( $W$ ) para probar la hipótesis conjunta  $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$  en la regresión

$$y_t = x_t' \beta + \sum_{i=k+1}^9 \gamma_i t^i + error \quad (11)$$

para  $t = 1, \dots, T$ . Para los tres estadísticos en (10),  $J_{\min}^R = \min_{\tau \in \Lambda} J_{[\tau T], T}$  y  $J_{[\tau T], T}$  es  $T^{-1}W$  para probar  $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$  en (11), para  $t = [\tau T] + 1, \dots, T$ . La Tabla 1 de HLT reporta valores críticos (tanto para muestras finitas como asintóticos) para los nueve estadísticos (6)-(10) a ser aplicados en la sección siguiente para probar  $H_0$  contra  $H_{10}$ .

### 3 Resultados Empíricos

La Tabla 1 reporta los resultados de aplicar las pruebas de raíz unitaria de Ng y Perron (2001), utilizando la modificación propuesta por Perron and Qu (2007). En la aplicación de estas pruebas, se utilizó una constante y una tendencia lineal. Con una longitud máxima de 12 rezagos tanto para la inflación general como para la subyacente, el AIC modificado seleccionó 12 rezagos para ambas series. Como se puede apreciar, para la muestra completa, los resultados indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria para ambos índices de inflación con cualquiera de los cuatro estadísticos de prueba.

<b>Tabla 1.</b> Pruebas de Raíz Unitaria (enero 1995 - diciembre 2006 )				
	<b>MZ<math>_{\alpha}</math></b>	<b>MZ<math>_t</math></b>	<b>MSB</b>	<b>MP<math>_T</math></b>
Inflación	-0.703	-0.416	0.592	71.26
Inflación Subyacente	-0.815	-0.468	0.574	66.75

Valores críticos al 10%: -14.2, -2.62, 0.185 y 6.67 para las pruebas  $MZ_{\alpha}$ ,  $MZ_t$ ,  $MSB$  y  $MPT$ , respectivamente. Las pruebas incluyen constante y tendencia.

Estos resultados sugieren dos posibilidades: que las series de tiempo se caracterizan por un comportamiento no estacionario durante la muestra completa, o que el comportamiento no estacionario aparente durante la primera parte de la muestra domina los resultados para toda la muestra. Para discriminar entre estas dos posibilidades, aplicamos las pruebas de cambio en persistencia discutido arriba. Los resultados se presentan en la Tabla 2.

<b>Tabla 2.</b> Pruebas para cambio en persistencia enero 1995 - diciembre. 2006 ( $T=144$ )					
<b>Inflación</b>			<b>Inflación Subyacente</b>		
$MS^R$	$ME^R$	$MX^R$	$MS^R$	$ME^R$	$MX^R$
$MS_M^R$	$ME_M^R$	$MX_M^R$	$MS_M^R$	$ME_M^R$	$MX_M^R$
$MS_{M_{min}}^R$	$ME_{M_{min}}^R$	$MX_{M_{min}}^R$	$MS_{M_{min}}^R$	$ME_{M_{min}}^R$	$MX_{M_{min}}^R$
52.9***	44.8***	97.1***	259.4***	330.6***	669.4***
51.0***	41.6***	91.9***	249.7***	305.5***	630.5***
35.2***	21.9***	55.5***	175.2***	165.6***	389.7***

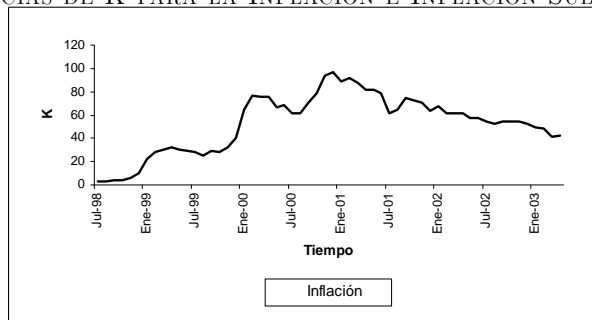
\*\*\* denota rechazo de  $H_0$  al 1%. Cálculos realizados en Matlab 7.1.

Tanto para la inflación como para la inflación subyacente, los nueve estadísticos de prueba coinciden en rechazar (al nivel de 1%) la hipótesis nula de estacionariedad sobre la muestra completa, a favor la hipótesis alternativa de un cambio en persistencia de  $I(1)$  to  $I(0)$ . La Tabla 3 presenta un resumen de los resultados tanto en términos de la dirección como de la fecha de cambio en persistencia.<sup>10</sup> Como se puede apreciar, los resultados sugieren que la inflación (inflación subyacente) cambió de un proceso no estacionario a uno estacionario alrededor de diciembre de 2000 (abril de 2001).

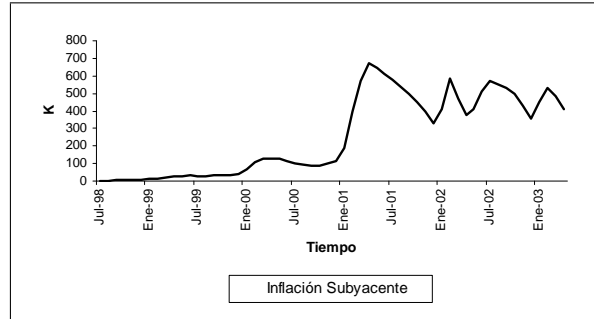
<b>Tabla 3.</b> Resumen de resultados		
	<b>Inflación</b>	<b>Inflación Subyacente</b>
Cambio	$I(1) \rightarrow I(0)$	$I(1) \rightarrow I(0)$
Fecha	diciembre 2000	abril 2001

Nótese que las fechas estimadas de cambio para ambas variables tienden a ser consistentes con los hallazgos de Capistrán y Ramos-Francia (2006). La Figura 2 muestra los valores de la secuencia  $\{K_{[\tau T]}, \tau \in \Lambda = [.3, .7]\}$ , de donde se obtuvieron las fechas de cambio en persistencia. Las gráficas muestran máximos globales en diciembre de 2000 para la inflación general, y en abril de 2001 para la inflación subyacente.

FIGURA 2  
SECUENCIAS DE K PARA LA INFLACION E INFLACION SUBYACENTE



<sup>10</sup>Recuérdese que la estimación del punto de cambio esta basada en el estadístico  $M(X)^R$ .



Para verificar la robustez de los puntos de cambio estimados, las Tablas 4 y 5 reportan estimaciones recursivas de las fechas de cambio en persistencia para la inflación y la inflación subyacente, respectivamente. Nótese de la Tabla 4 que el punto de cambio estimado reportado arriba es ligeramente sensible a la fecha de inicio del periodo de estimación para la inflación general, aunque la fecha de diciembre de 2000 es detectada de forma robusta en la mayoría de los casos. Es interesante notar que esta fecha de cambio coincide con la terminación del patrón en forma de U seguido por la tasa de inflación a partir del principio de la muestra y hasta el final de 2000; esto es, a partir de 2001, este patrón estacional parece haber desaparecido de los datos, como se puede inferir de la Figura 1. Para la inflación subyacente, por otro lado, mover la fecha de inicio de la muestra un año completo no afecta el resultado de la estimación de la fecha de cambio a partir de la cual, según nuestros resultados empíricos, esta variable cambió de un proceso no estacionario a uno estacionario.

**Tabla 4.** Resultados de las pruebas recursivas de cambio en persistencia  
*Inflación*

	muestra		detección	fecha de cambio
enero	1995	- diciembre 2006	si <sup>a</sup>	diciembre 2000
febrero	1995	- diciembre 2006	si <sup>a</sup>	diciembre 2000
marzo	1995	- diciembre 2006	si <sup>a</sup>	diciembre 2000
abril	1995	- diciembre 2006	si <sup>a</sup>	diciembre 2000
mayo	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
junio	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
julio	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
agosto	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
septiembre	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
octubre	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	diciembre 2000
noviembre	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	febrero 2000
diciembre	1995	- diciembre 2006	si <sup>b</sup>	febrero 2000

<sup>a</sup>denota cambio detectado por todas las pruebas

<sup>b</sup>denota cambio detectado por la pruebas modificadas y no modificadas

**Tabla 5.** Resultados de las pruebas recursivas de cambio en persistencia  
*Inflación Subyacente*

muestra				detección	fecha de cambio
enero	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
febrero	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
marzo	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
abril	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
mayo	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
junio	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
julio	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
agosto	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
septiembre	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
octubre	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
noviembre	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001
diciembre	1995	-	diciembre 2006	si <sup>a</sup>	abril 2001

<sup>a</sup>denota cambio detectado por todas las pruebas

Como una verificación final de nuestros hallazgos, las Tablas 6 y 7 reportan los resultados de aplicar las pruebas raíz unitaria de Ng y Perron (2001) (con las modificaciones propuestas por Perron y Qu (2007), utilizando una longitud máxima de 12 rezagos) a cada una de las dos submuestras divididas por el punto de cambio estimado, para inflación e inflación subyacente, respectivamente.

**Tabla 6.** Pruebas de raíz unitaria para las dos submuestras de inflación

Submuestra	$MZ_{\alpha}$	$MZ_t$	MSB	$MP_T$
enero 1995 - diciembre 2000 <sup>a</sup>	-1.06	-1.01	0.96	178.5
enero 2001 - diciembre 2006 <sup>b</sup>	-25.42*	3.56*	0.14*	0.97*

<sup>a</sup> incluye tendencia, lag length = 11 usando Perron y Qu (2007)

<sup>b</sup> incluye constante, lag length = 1 con Perron y Qu (2007)

\* denota rechazo de  $H_0$  al nivel de 1%

**Tabla 7.** Pruebas de raíz unitaria para las dos submuestras de inflación subyacente

Submuestra	$MZ_{\alpha}$	$MZ_t$	MSB	$MP_T$
enero 1995 - abril 2001 <sup>a</sup>	-2.59	-1.01	0.42	33.82
mayo 2001 - diciembre 2006 <sup>b</sup>	-18.78*	-3.05*	0.16*	1.34*

<sup>a</sup> incluye tendencia, longitud de rezago = 6 usando Perron y Qu (2007)

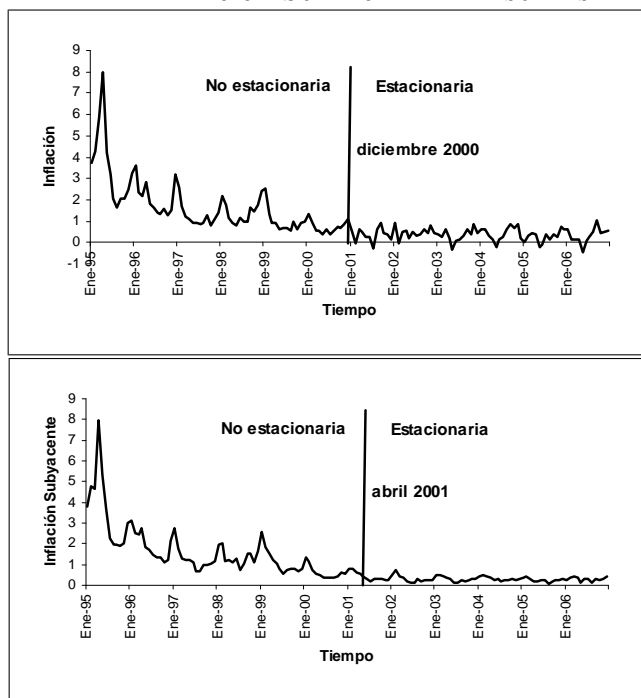
<sup>b</sup> incluye constante, longitud de rezago = 0 usando Perron y Qu (2007)

\* denota rechazo de  $H_0$  al nivel de 1%

Nótese de la Tabla 6 que la hipótesis nula de una raíz unitaria en la inflación no se rechaza para la primera submuestra, mientras que para la segunda submuestra esta hipótesis se rechaza al nivel de 1%. La misma conclusión se aplica para la inflación subyacente, como lo muestra la Tabla 7. Así, los resultados de las pruebas de raíz unitaria son consistentes con los resultados anteriores de cambio en persistencia para ambas series, utilizando las fechas estimadas de cambio.

Los resultados obtenidos en este artículo se resumen en la Figura 3, que grafica los datos de inflación, junto con las fechas estimadas de cambio y la correspondiente dirección del cambio en persistencia encontrada.

FIGURA 3  
FECHAS DE CAMBIO ESTIMADAS PARA LA INFLACION  
Y LA INFLACION SUBYACENTE MENSUALES



## 4 Conclusión

Los resultados de este artículo sugieren que la inflación en México parece haber cambiado de un proceso no estacionario a uno estacionario alrededor del final del año 2000 o el principio de 2001. Aunque el enfoque puramente estadístico utilizado no permite la identificación de los factores económicos que pudieron provocar este cambio estructural, éste sí sugiere que parece razonable suponer la ausencia de no estacionariedades en el proceso estocástico que caracteriza a la inflación en México.

Como se mencionó, ésta es una condición relevante sobre la cual las actuales acciones de política monetaria descansan en México, y puede ser en parte resultado del marco de política monetaria que ha adoptado México en los últimos años. Un análisis más estructural de los factores que han contribuido al proceso de desinflación y a la aparente estabilización eventual de la inflación en México a niveles bajos es una agenda relevante para investigación futura.

## 5 Referencias

Andrews, D.W.K (1993), "Tests for Parameter Instability y Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica* 61, 821-856.

Andrews, D.W.K. y W. Ploberger (1994), "Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Econometrica* 62, 1383-1414.

Angeloni, I., G. Coenen y F. Smets (2003), "Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy", Working Paper 250, European Central Bank.

Banco de México (1996), Informe Anual. Banco de México, México.

\_\_\_\_\_ (1999), Informe Anual. Banco de México, México.

\_\_\_\_\_ (1999), Política Monetaria. Informe sobre el Primer Semestre de 1999. Banco de México, México.

\_\_\_\_\_ (2000), Informe sobre Inflación Enero-Marzo 2000. Banco de México, México.

\_\_\_\_\_ (2002), Informe sobre Inflación Abril-Junio 2002. Banco de México, México.

\_\_\_\_\_ (2006), Informe sobre Inflación Octubre-Diciembre 2005 y Programa Monetario para 2006. Banco de México, México.

Benati, L. (2002), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes I: Empirical Evidence", Working Paper, Bank of England.

Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin y A. S. Posen (1999), *Inflation Targeting*. Princeton University Press, New Jersey, USA.

Blanchard, O. J. y S. Fisher (1989) *Lectures on Macroeconomics*. MIT Press.

Borio, C., W. English y A. Filardo (2003), "A Tale of Two Perspectives: Old or New Challenges for Monetary Policy?", Bank for International Settlements Papers No. 19.

Bussetti, F. y A.M.R. Taylor (2004), "Tests of Stationary Against a Change in Persistence", *Journal of Econometrics* 123, 33-66.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006), "Inflation Dynamics in Latin America", Working Paper 2006-11, Banco de México.

Cecchetti, S. y G. Debelle (2005), "Has the Inflation Process Changed?", Bank for International Settlements Working Papers No. 185.

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.

Coenen, G. (2007), "Inflation Persistence y Robust Monetary Policy Design", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 111-140.

- Cogley, T. y T.J. Sargent (2001), "Evolving Post-World War II Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, 16.
- Dittmar, R., W. Gavin y F. Kydland (2005), "Inflation Persistence and Flexible Prices", *International Economic Review* 46(1), 245-61.
- Fuhrer, J. and G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-59.
- Gadea, M.D. y L. Mayoral (2006), "The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach", *International Journal of Central Banking*, March (4), 51-104.
- Hansen, B.E. (1991), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 321-335.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne y A.M.R. Taylor (2006), "Modified Tests for a Change in Persistence", *Journal of Econometrics*, 134, 441-469.
- Hondroyannis, G. y S. Lazaretou (2004), "Inflation Persistence During Periods of Structural Change: An Assessment using Greek Data", Working Paper No. 370, European Central Bank.
- Kim, J. (2000), "Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series", *Journal of Econometrics* 95, 97-116.
- Kim, J., J. Belaire-Franch, y R. Badillo Amador (2002), "Corrigendum to 'Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series'", *Journal of Econometrics* 109, 389-392.
- Levin, A. y J.M. Piger (2003), "Is a Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?", Working Paper 023E, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Musy, O. (2006), "Inflation Persistence and the Real Costs of Disinflation in Staggered Prices and Partial Adjustment Models", *Economics Letters* 91, 50-55.
- Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica* 69(6), 1519-54.
- O'Reilly, G. y K. Whelan (2004), "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?" Working Paper 335, European Central Bank
- Perron, P. y S. Ng (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Econometrica* 45, 463-485.
- Perron, P. y Z. Qu (2007) "A Simple Modification to Improve the Finite Sample Properties of Ng and Perron's Unit Root Tests", *Economics Letters*, 94, 12-19.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series", *Biometrika* 75, 335-346.
- Pivetta, F. y R. Reis (2006), "The Persistence of Inflation in the United States" *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
- Ramos-Francia, M. y A. Torres (2005), "Reducing Inflation Through Inflation Targeting", Working Paper 2005-01, Banco de México.
- Svensson, L. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review*, 4(6), 1111-1146.
- Svensson, L. (2000), "Open-Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.