Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

Nº 2009-02

**Sobre la Dinámica de la Persistencia de la Inflación
Alrededor del Mundo**

Antonio E. Noriega

Banco de México, Universidad de Guanajuato

Manuel Ramos-Francia

Banco de México

Febrero 2009

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.

Sobre la Dinámica de la Persistencia de la Inflación Alrededor del Mundo*

Antonio E. Noriega[†]

Banco de México, Universidad de Guanajuato

Manuel Ramos-Francia[‡]

Banco de México

Resumen

Estudiamos la dinámica de la persistencia de la inflación en 45 países para el periodo 1960-2008. Utilizamos inicialmente una prueba no paramétrica de raíz unitaria robusta a muchas de las características típicas de los datos de inflación: no linealidades, distribución de los errores, cambios estructurales y observaciones atípicas. En seguida utilizamos una prueba de cambios múltiples en persistencia, que descompone la información muestral en periodos adyacentes $I(0)$ e $I(1)$. Encontramos que (1) Con muy pocas excepciones, la inflación alrededor del mundo rechaza la presencia de una raíz unitaria, (2) Para varios países existe evidencia de cambios significativos en persistencia, (3) Estallidos y caídas en el nivel y en la persistencia de la inflación tienden a coincidir, (4) Estas caídas ocurrieron durante “la Gran Moderación” y durante la adopción del esquema de objetivos de inflación. Concluimos que la inflación se caracteriza por tener un comportamiento ya sea estacionario a lo largo de la muestra, o por observar cambios del tipo $I(0)$ - $I(1)$ - $I(0)$. Para todos los países en nuestra muestra, cualquier indicación de no estacionariedad parece ser temporal.

Palabras Clave: Inflación, Cambios múltiples en persistencia, Estacionariedad, Pruebas de raíz unitaria, Dirección desconocida de cambio, Política monetaria.

Abstract

We study the dynamics of inflation persistence in 45 countries for the period 1960-2008. We use a nonparametric unit root test robust to nonlinearities, error distributions, structural breaks and outliers, many of them typical features of inflation data, and a test for multiple changes in persistence, which decomposes the sample information between adjacent $I(0)$ and $I(1)$ periods. We find that (1) With very few exceptions, inflation around the world rejects a unit root, (2) for several countries there is evidence of significant changes in persistence, (3) bursts and drops in the level of inflation and in inflation persistence tend to coincide, (4) these drops occurred during “the Great Moderation” and during the adoption of inflation targeting. We conclude that inflation is characterized by either a stationary behaviour throughout the sample, or by switches of the type $I(0)$ - $I(1)$ - $I(0)$. For all countries in our sample, any indication of nonstationarity seems to be temporary.

Keywords: Inflation, Multiple persistence change, Stationarity, Unit root tests, Unknown direction of change, Monetary policy.

JEL Classification: C12, C22, E31, E52, E58.

*Agradecemos a Daniel Chiquiar por sus acertados comentarios sobre una versión anterior, a Carlos Capistrán y a participantes de los seminarios del Banco de México, la Universidad de Guanajuato, el CIDE y El Colegio de México, por sus útiles comentarios y sugerencias, y a Mario Alberto Oliva por una excelente asistencia de investigación.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: anoriega@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: mrfran@banxico.org.mx.

1 Introducción

Un aspecto del comportamiento de la inflación que ha llamado la atención tanto de los académicos como de los encargados de formular políticas es el de la persistencia, que se refiere a la reacción de la inflación ante choques, o dicho de otra forma, a la velocidad (o rezago) con la que la inflación responde ante las perturbaciones monetarias o no monetarias. A nivel teórico, el concepto de persistencia de la inflación se ha relacionado con las preferencias del banco central¹, el diseño de una política monetaria robusta², y ha venido a formar parte integral de los modelos macroeconómicos teóricos (véase Benati (2002)). A nivel empírico, el estudio de la persistencia de la inflación se encuentra en un proceso de cambio constante. Como lo afirmaron recientemente Santos y Oliveira (2007, p. 4), “En conclusión, los estudios empíricos no parecen ofrecer ninguna base sólida sobre la cual sustentar una tesis respecto a la persistencia de la inflación, ni en los Estados Unidos, ni en un sentido más general, en la mayoría de las economías de la OCDE. Hacer más investigación empírica... parece ser fundamental para este debate”.

En la práctica, lo que observamos es que la inflación en todos los países ha experimentado épocas de 1) comportamiento estable, que se ha asociado con niveles de inflación bajos, 2) estallidos repentinos de poca duración, y 3) periodos de alta inestabilidad, comúnmente asociados con niveles de inflación altos.^{3,4}

De estas tres posibilidades, hay varias razones por las que la inflación debería comportarse de manera estacionaria, especialmente después de la experiencia de la ‘Gran Inflación’ de los Estados Unidos en la década de 1970. En primer lugar, como argumenta Hall (1999), “...al menos desde 1979, parece haber pocas dudas de que las políticas han procurado y han logrado que la inflación oscile alrededor de una tasa media. Cualquier indicio de un aumento

¹Véase el modelo de Beechey y Osterholm (2007), que sugiere que la variación en la persistencia de la inflación sirve como indicador de la evolución de las preferencias del banco central entre estabilizar la inflación a costa de estabilizar la producción.

²Coenen (2007), advierte sobre los riesgos de basarse en las reglas de política monetaria cuando la suposición sobre el grado de persistencia de la inflación no obedece a la realidad.

³La política monetaria, responsable de esta esquizofrenia, también ha pasado por varios cambios durante los últimos cincuenta años. De hecho, los resultados que se presentan en la literatura han indicado que existe una relación causal entre los periodos de cambio en la persistencia que se han identificado y los periodos de cambio en las reglas de operación de la política monetaria. Para leer más sobre este tema, véanse Benati, L. (2002), que presenta evidencia para los Estados Unidos (desde 1793) y el Reino Unido (desde 1662), Kontonikas (2004) para datos del Reino Unido (desde 1972), Capistrán y Ramos Francia (2006), para el caso de las economías de América Latina (desde 1980), y Chiquiar et al. (2007) para el caso de México (desde 1995).

⁴Ha habido casos en la literatura económica, por ejemplo desde una perspectiva de finanzas públicas, donde la inflación debería seguir (en algún sentido) óptimamente un proceso de martingala. Véanse, por ejemplo Trehan y Walsh (1988, 1990). Sin embargo, hoy en día sería difícil modelar la inflación de esta manera.

en la inflación lleva a que el Banco de la Reserva Federal ponga los frenos para devolver la inflación al nivel meta.” (p. 432) Otra razón para esperar que la inflación oscile alrededor de una tasa media (tema que también se analiza en Hall (1999)) es el hecho de que una de las fuentes principales de perturbaciones en precios -grandes choques en el precio del petróleo- parece revertir a la media. En tercer lugar, las tecnologías de producción han cambiado y se han vuelto más eficientes en términos de consumo de energía, por lo que el traspaso desde los aumentos en los precios del petróleo hacia los precios al consumidor ha disminuido. En cuarto lugar, las sociedades han llegado a tener una preferencia por la estabilidad de precios, lo que ha permitido que los bancos centrales tengan mayor capacidad para combatir la inflación.⁵ Por último, la globalización pudo haber tenido algo que ver en la reducción de la inflación en todo el mundo.⁶

Estos argumentos sugieren que, siempre que la inflación se sale de control, deberíamos observar un periodo de inflación altamente persistente seguido por un periodo estacionario (o de baja persistencia). Dicho de otra forma, cualquier comportamiento no estacionario de la inflación debería observarse sólo temporalmente. Por ende, cualquier cambio en la inflación desde, digamos, $I(0)$ hacia $I(1)$ debería estar seguido por un retorno a $I(0)$. Esto es precisamente lo que pretendemos analizar en este artículo, al aplicar una técnica diseñada para detectar mezclas de comportamiento $I(1)$ y comportamiento $I(0)$ en las series de tiempo.

Creemos que nuestros resultados hacen una contribución importante a la comprensión de la dinámica de la inflación. En primer lugar, las pruebas que empleamos son mucho más robustas a un conjunto de alternativas más grande que muchas de las otras pruebas que se han aplicado en la literatura. En particular, dan cuenta en buena medida de lo que en nuestra opinión son las características más destacadas del proceso inflacionario. En segundo lugar, consideramos que tienen sentido en términos de lo que se cree que debería esperarse de los procesos inflacionarios. La mayoría de los países industrializados han experimentado inflación baja y estable durante periodos prolongados, aunque en algunos casos han registrado episodios de inflación elevada. En estos casos, creemos que la característica dominante debería ser una inflación que se comporta como un proceso $I(0)$, aunque la presencia de algunos episodios de inflación más elevada hace que sea más difícil para muchas de las pruebas poder caracterizar la inflación como un proceso $I(0)$ para muestras extensas que incluyen estos periodos más cortos. En las últimas décadas, muchas economías emergentes, especialmente las de América Latina, han operado durante periodos largos bajo condiciones donde el señoreaje financia el déficit público, lo que ha llevado a la dominancia fiscal y a procesos

⁵Véanse por ejemplo Beechey y Osterholm (2007), Sargent, Williams y Zha (2004) y Primiceri (2005).

⁶Existe un debate constante acerca de si esto es efectivamente cierto. Véanse por ejemplo Rogoff (2003) y Ball (2006).

inflacionarios sumamente inestables. Así la mayoría de las pruebas no podrán rechazar la presencia de raíces unitarias en el proceso inflacionario, a pesar de que estos episodios de inflación alta y crónica tarde o temprano se estabilizan, como sería de esperarse en la mayoría de los casos, por razones de supervivencia política. En resumen, al estudiar la persistencia de la inflación, en las economías en vías de desarrollo o emergentes, creemos que se debe tener en cuenta el comportamiento del tipo $I(0)/I(1)/I(0)$.

De acuerdo con estas ideas, este artículo identifica y estima las fechas de las distintas épocas $I(1)/I(0)$ durante las cuales ha evolucionado la inflación en todo el mundo durante los últimos cincuenta años (aproximadamente). Nuestros resultados parecen apoyar la idea de que la inflación no es, en muchos casos, ni estacionaria ni no estacionaria, sino una combinación de las dos. La persistencia de la inflación es pues una característica en evolución, que cambia, por ejemplo, de ser baja a ser alta para luego volver a bajos niveles de persistencia. Las pruebas de raíz unitaria no son capaces de detectar estos cambios. De hecho, Leybourne, Kim y Taylor (2007, en lo sucesivo LKT) argumentan que la prueba ADF no es consistente cuando se aplica a series con cambios en persistencia, ya que la parte $I(1)$ domina asintóticamente. Además, las pruebas que buscan detectar un *solo* cambio en persistencia (como las de Kim (2000), Harvey *et. al.* (2006) y Leybourne *et. al.* (2006)) no son consistentes contra procesos que muestran múltiples cambios en persistencia.

Para tratar esta cuestión, aplicamos un procedimiento específicamente diseñado para poner a prueba múltiples cambios en persistencia al tiempo que estima las fechas del cambio de manera consistente. Como resultado obtenemos, ya sea: un conjunto de periodos $I(0)$ e $I(1)$ adyacentes, un conjunto de periodos $I(0)$ adyacentes, o un solo periodo $I(0)$ (no encontramos ninguna evidencia de un solo periodo $I(1)$ en ninguno de los países de nuestra muestra). Además, el procedimiento que aplicamos, propuesto por LKT, es consistente bajo la presencia de cambios de nivel, tanto asintóticamente como en muestras finitas. De hecho, nuestros resultados indican que los cambios en persistencia tienden a coincidir en el tiempo con cambios de nivel. Analizaremos esta cuestión a detalle mas adelante.

Comenzamos por aplicar una (nueva) prueba de raíz unitaria no paramétrica que es robusta a no linealidades, distribuciones de los errores, cambios estructurales y observaciones atípicas; muchas de éstas características son típicas de los datos de inflación. Una vez que se ha determinado un orden de integración inicial (o de referencia) para cada serie de inflación, aplicamos una prueba que identifica los periodos $I(0)$ dentro de la muestra, y descompone los datos eficazmente en submuestras estacionarias y no estacionarias. Cuando no se detecta ningún comportamiento $I(1)$, la serie es estacionaria a todo lo largo de la muestra. Los resultados de esta prueba ayudan a evaluar si hay cambios en el orden de integración no detectados por pruebas de raíz unitaria. Posteriormente, los periodos $I(1)/I(0)$ que se

identifican pueden analizarse en términos tanto de fechas como de reglas de operación de la política monetaria de cada país.

Aplicamos estas pruebas a 45 países de todo el mundo. En 40 de los casos, se rechaza la hipótesis de raíz unitaria (en gran parte) al nivel de 1 %. Este resultado contradice el hecho estilizado de que la inflación parece estar caracterizada por un proceso persistente⁷ (a esto le llamamos **HE1**). Sin embargo, la prueba de cambio en persistencia detecta combinaciones de comportamiento $I(1)$ y comportamiento $I(0)$ dentro de la muestra para un grupo de países, lo que apoya otro hecho estilizado: La persistencia de la inflación no ha sido constante a través del tiempo⁸ (**HE2**). Además, hallamos que la persistencia de la inflación ha disminuido, y en varios casos, el periodo estacionario más prominente (que se definirá mas adelante) se observa hacia el final de la muestra. También encontramos que, en muchos casos, el nivel de inflación que corresponde a los periodos estacionarios más recientes es el nivel más bajo de toda la muestra. Estos hallazgos pueden atribuirse a varios factores, incluyendo 'la Gran Moderación', el final de la dominancia fiscal en muchas economías, la introducción de regímenes cambiarios flexibles, y la introducción de un marco de metas de inflación para la política monetaria.

2 Datos

Las series de inflación que investigamos son mensuales y ajustadas por estacionalidad, a excepción de las de Australia y Nueva Zelanda, que son trimestrales. Los datos se basan en el IPC, tomado de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI, disponibles en <http://www.imfstatistics.org/imf/>.⁹ Entre las excepciones se incluyen los datos de Alemania, Corea, Irlanda e Islandia, que se tomaron de los *Main Economic Indicators* de la OCDE, disponibles en <http://oecd-stats.ingenta.com>.

Medimos la inflación como el cambio mensual (trimestral) anualizado en el IPC, calculado como $1200\ln(P_t/P_{t-1})$ ($400\ln(P_t/P_{t-1})$ para los casos de Australia y Nueva Zelanda).

⁷Con base en diferentes técnicas y definiciones de persistencia, este hecho estilizado surge de los resultados de Pivetta y Reis (2006) para los Estados Unidos durante los años 1947–2001, O'Reilly y Whelan (2004) para la Eurozona (de la década de 1970 en adelante), Gadea y Mayoral (2006) para 21 países de la OCDE (1957–2003), Batini (2002) para la Eurozona y países europeos (de la década de 1970 en adelante), y Batini y Nelson (2002) para el Reino Unido y los Estados Unidos durante el periodo de 1953 a 2001.

⁸Mediante modelos que emplean parámetros que varían en el tiempo, hay varios autores que sugieren que la persistencia de la inflación ha disminuido junto con su nivel general. Véanse Cogley y Sargent (2001), Benati (2002), Levin y Piger (2006), Capistrán y Ramos-Francia (2006), Harvey et. al. (2006), Beechey y Osterholm (2007), Caggiano y Castelnuovo (2007), Kumar y Okimoto (2007), y Noriega y Ramos-Francia (2008). Este hecho estilizado también puede interpretarse de la siguiente manera: *La persistencia de la inflación responde a los regímenes monetarios*.

⁹Para el Reino Unido, el Banco de Inglaterra y el FMI reportan el Índice de Precios al Menudeo (RPI, por sus siglas en inglés) como sustituto del IPC.

Para la mayoría de los países, la muestra abarca el periodo desde 1960:01 hasta 2008:06, correspondiente a una muestra de $T = 569$. Sin embargo, hay 12 países para los cuales el punto de partida no es 1960:01.¹⁰ Los datos están disponibles a solicitud del interesado.

3 Procedimientos de prueba

Debido a la gran variedad de definiciones de la persistencia de la inflación, este fenómeno se ha analizado mediante la aplicación de diversas herramientas estadísticas.¹¹ Muchas de estas técnicas se han aplicado para detectar la simple presencia de persistencia, o para detectar cambios en ella. Sorprendentemente, prácticamente no existe ninguna aplicación de procedimientos específicamente diseñados para detectar cambios en persistencia, como el que se emplea en el presente artículo.¹²

Los procedimientos de prueba que se emplean en este artículo son de dos tipos. El primero tiene como objeto detectar la presencia de una raíz unitaria en los datos, bajo la cual la inflación sería un proceso persistente. Este tipo de procedimiento emplea los métodos desarrollados por Aparicio, Escribano y Sipols (2006, AES en lo sucesivo). El segundo tipo intenta detectar cambios en persistencia, es decir, cambios que dividen los datos en regímenes $I(1)$ e $I(0)$ distintos. Los métodos pertinentes fueron desarrollados por LKT.¹³

Comenzamos nuestra investigación empírica con la aplicación de la prueba de raíz unitaria, a fin de establecer el orden de integración (inicial o de punto de referencia) de las series. Luego implementamos una prueba para detectar los (posiblemente múltiples) cambios en persistencia, a fin de descubrir cualquier cambio en el orden de integración que no fuera detectado por la prueba de raíz unitaria. Las subsecciones que se presentan a continuación ofrecen una breve exposición de cada una de estas pruebas. En apego a los hallazgos de Culver y Papell (1997), no incluimos ninguna tendencia lineal en las distintas pruebas debido a que una tendencia no sería consistente con una inflación positiva pero que no se acelera, en el largo plazo.

¹⁰Estos países son Brasil (1980:01), Dinamarca (1967:02), Alemania (1960:02), Hong Kong (1980:11), Hungría (1976:02), Indonesia (1968:02), Irlanda (1975:12), Islandia (1976:02), Corea (1960:02), Singapur (1961:02), Tailandia (1965:02) y Turquía (1969:02).

¹¹Por ejemplo, la raíz AR más grande, la suma de los coeficientes AR, las vidas medias, los VAR, las pruebas para detectar cambios estructurales en el nivel, la integración fraccional, las pruebas de raíz unitaria (estándar, rolling y de panel), los modelos ARMA con parámetros variables en el tiempo, los modelos GARCH, las pruebas para la detección de cambios basadas en el algoritmo de saturación de impulsos, los modelos estructurales del tipo NKPC, y los modelos DSGE.

¹²Las únicas excepciones son Noriega y Ramos-Francia (2008), y las secciones aplicadas de los artículos en donde se desarrollaron los métodos, es decir, Harvey, *et. al.* (2006), y Leybourne, *et. al.* (2007).

¹³Todos los cálculos se realizaron empleando un código GAUSS que está disponible a solicitud del interesado.

3.1 Prueba de raíz unitaria

Aplicamos una prueba de raíz unitaria no paramétrica formulada por Aparicio, Escribano y Sipols (2006), que es robusta a no linealidades, distribuciones de errores, cambios estructurales y observaciones atípicas. Esta prueba se basa en una secuencia de rangos monotónicamente creciente, definida como $R_t^{(y)} = y_{t,t} - y_{1,t}$, $t = 1, 2, \dots, T$, donde los estadísticos $y_{t,t} = \max\{y_1, \dots, y_t\}$ y $y_{1,t} = \min\{y_1, \dots, y_t\}$ son los t -ésimos extremos de las series de inflación, y_t . AES basan el estadístico de su prueba en una función del número total de 'nuevos extremos' o 'nuevos registros' dentro de la muestra, $\sum_{t=1}^T \mathbf{1}(\Delta R_t^{(y)} > 0)$, donde $\mathbf{1}(\cdot)$ es la función indicadora, y Δ es el operador de diferencias. En particular, el estadístico para poner a prueba la hipótesis nula de una raíz unitaria, $\Delta y_t = \varepsilon_t$, con $\{\varepsilon_t\}_{t \geq 1}$ una secuencia de variables *iid* aleatorias de varianza constante con media cero, se define a continuación:

$$J_0^{(T)} = T^{-1/2} \sum_{t=1}^T \mathbf{1}(\Delta R_t^{(y)} > 0)$$

AES le llaman a ésta la prueba de Raíz Unitaria de Rangos (RUR), y notan que, bajo la hipótesis nula, converge a una variable aleatoria, mientras que bajo la hipótesis alternativa (es decir, $y_t \sim I(0)$), $J_0^{(T)} \rightarrow 0$, conforme $T \rightarrow \infty$. Por ende, los valores más grandes (más pequeños) de la prueba RUR señalan un comportamiento de $I(1)$ ($I(0)$). Además, proponen una extensión de $J_0^{(T)}$, la prueba RUR 'Hacia adelante-Hacia atrás' (FB-RUR, por sus siglas en inglés). Esta extensión reduce las distorsiones de nivel y aumenta la potencia de la prueba RUR en presencia de observaciones atípicas aditivas. Consiste en correr $J_0^{(T)}$ hacia adelante y luego hacia atrás. El mejor rendimiento en cuanto a nivel y potencia se deriva del hecho de que el número de saltos corresponde a una muestra dos veces más grande que la primera. La prueba FB-RUR se define como:

$$J_*^{(T)} = \frac{1}{\sqrt{2T}} \sum_{t=1}^T \left[\mathbf{1}(\Delta R_t^{(y)} > 0) + \mathbf{1}(\Delta R_t^{(y')} > 0) \right]$$

donde $y'_t = y_{T-t+1}$, es decir, la serie de tiempo invertida. AES proporcionan valores críticos para esta prueba en su Cuadro 1. Varios de los experimentos Monte Carlo que se reportaron en AES muestran que esta prueba es robusta ante una gama de características típicas del comportamiento inflacionario, como son las observaciones atípicas y los cambios de nivel. Empleamos esta prueba de persistencia fija (de raíz unitaria) en las siguientes aplicaciones empíricas como punto de referencia de nuestros resultados posteriores donde se permiten *cambios* en persistencia.

3.2 Prueba de cambio en persistencia

Aplicamos métodos desarrollados por LKT, quienes proponen una prueba para detectar cambios en el orden de integración de una serie de tiempo, al tiempo que considera la estimación consistente de las fechas de los cambios. Asimismo, ésta es la única metodología en la literatura que es válida en presencia de cambios múltiples en persistencia. El proceso de generación de datos (PGD) es el siguiente $AR(p)$ variable en el tiempo (VT):

$$\begin{aligned} y_t &= d_t + u_t \\ u_t &= \rho_i u_{t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \phi_{i,j} \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{1}$$

donde y_t es la tasa de inflación, $d_t = z_t' \beta$ es el kernel determinista, con $z_t = (1, t)'$ y $\beta = (\beta_0, \beta_1)$, que incluye los siguientes dos casos: inflación no acelerada, no nula ($\beta_0 \neq 0, \beta_1 = 0$), e inflación acelerada ($\beta_0 \leq 0, \beta_1 > 0$), y ε_t es una secuencia de martingalas en diferencias.¹⁴ En (1), u_t se considera un proceso $AR(p)$ VT, que se reescribe tal que $k_i = p_i - 1, i = 1, \dots, m + 1$, donde m es el número de cambios en persistencia. Nótese que (1) permite que la raíz AR dominante, ρ_i , y los coeficientes de rezago, ϕ_{ij} , difieran entre los $m + 1$ distintos regímenes.

LKT consideran dos hipótesis: la nula, $H_0 : y_t \sim I(1)$ a lo largo de todo el proceso, es decir, $\rho = 1 \forall t$, y la alternativa, $H_1 : y_t$ *experimenta uno o más cambios de régimen entre comportamiento $I(1)$ y comportamiento $I(0)$* . Es decir, bajo la hipótesis alternativa ρ está sujeto a $m \geq 1$ cambios desconocidos en persistencia, lo que da lugar a $m + 1$ segmentos con fracciones de los puntos de cambio dadas por $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{m-1} < \tau_m$ (LKT siguen la convención de $\tau_0 = \tau_{m+1} = 0$). Su técnica garantiza una 'unión' de los regímenes sucesivos $I(1)$ e $I(0)$ de las series, es decir, de las submuestras sucesivas con un comportamiento de $\rho = 1$ y $|\rho| < 1$.

Así, el procedimiento divide $y_t, t = 1, \dots, T$ en sus distintos regímenes $I(0)$ e $I(1)$, y estima consistentemente las fracciones asociadas a los puntos de cambio. LKT definen la fracción $\tau \in (\lambda, 1)$, para un λ dado en $(0, 1)$, y basan su prueba de H_0 contra H_1 en el estadístico ADF de raíz unitaria GLS local filtrado para eliminar tendencias, que usa las observaciones muestrales entre λT y τT , llamado $DF_G(\lambda, \tau)$, obtenido como el estadístico t estándar asociado con $\hat{\rho}$ en la regresión ajustada

¹⁴Como en LKT, empleamos este PGD para simplificar la presentación, pero los métodos incluidos en LKT permiten cambios en el nivel y la tendencia de d_t .

$$\Delta y_t^d = \hat{\rho}_i y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^{k_i} \hat{b}_{i,j} \Delta y_{t-j}^d + \hat{\varepsilon}_t, \quad t = \lambda T, \lambda T + 1, \dots, \tau T \quad (2)$$

para $i = 1, \dots, m + 1$, donde $y_t^d \equiv y_t - z_t' \hat{\beta}$, siendo $\hat{\beta}$ la estimación de MCO de β obtenida al realizar la regresión de $y_{\lambda,T}$ sobre $z_{\lambda,T}$, donde $y_{\lambda,T} \equiv (y_{\lambda T}, y_{\lambda T+1} - \bar{\alpha} y_{\lambda T}, \dots, y_{\tau T} - \bar{\alpha} y_{\tau T-1})'$ y $z_{\lambda,T} \equiv (z_{\lambda T}, z_{\lambda T+1} - \bar{\alpha} z_{\lambda T}, \dots, z_{\tau T} - \bar{\alpha} z_{\tau T-1})'$, con $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$, y $\bar{c} = -10$. En las aplicaciones empíricas que se presentan a continuación, fijamos $\lambda = 1/T$ de modo que $\lambda T = 1$ siempre. Como en LKT, empleamos $\tau = 0.20$.¹⁵

Para estimar el componente autorregresivo k_i en (2), corrimos el procedimiento para valores de $1 \leq k_i \text{ máx} \leq 4, i = 1, \dots, m + 1$. El valor estimado es aquel que minimiza el criterio de información bayesiano (BIC), que estima consistentemente la longitud del rezago para valores de k_i entre 1 y 4, para la regresión de cada muestra o submuestra que se computa.¹⁶

La prueba se basa en secuencias doblemente recursivas de estadísticos de raíz unitaria de tipo DF :

$$M \equiv \inf_{\lambda \in (0,1)} \inf_{\tau \in (\lambda,1)} DF_G(\lambda, \tau) \quad (3)$$

con estimadores correspondientes $(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \equiv \arg \inf_{\lambda \in (0,1)} \inf_{\tau \in (\lambda,1)} DF_G(\lambda, \tau)$. La aplicación de la prueba M da los puntos de inicio y fin (es decir, el intervalo $[\hat{\lambda}, \hat{\tau}]$) del régimen $I(0)$ 'más prominente' de toda la muestra. Como comentaron LKT, la presencia de regímenes adicionales $I(0)$ puede detectarse secuencialmente al aplicar el estadístico M a cada uno de los subintervalos $[0, \hat{\lambda}]$ y $[\hat{\tau}, 1]$ resultantes. Desde luego, podría ser que el periodo $I(0)$ arrojado por la prueba se ubique en algún extremo de la muestra. En este caso, se puede aplicar la prueba al segmento $[0, \hat{\lambda}]$ o $[\hat{\tau}, 1]$. Continuando de esta manera, se pueden identificar todos los regímenes $I(0)$ así como sus puntos de inicio y fin. Como notaron LKT, el periodo comprendido entre el punto final de un régimen de $I(0)$ y el punto de inicio del régimen $I(0)$ siguiente debe representar un régimen $I(1)$. Por último, con base en argumentos de muestras grandes y simulaciones de Monte Carlo, LKT muestran que un cambio de nivel en los elementos deterministas (un cambio en el parámetro β) tiene poco impacto sobre el nivel y la potencia del procedimiento de prueba.

El procedimiento completo puede resumirse de forma práctica de la siguiente manera: Fije λ de modo que el procedimiento inicie desde la primera observación (es decir, fije $\lambda = 1/T$, lo

¹⁵Como una prueba de robustez en las aplicaciones empíricas de la siguiente sección, utilizamos diferentes valores de τ y $\bar{c}$ y obtenemos resultados cualitativamente similares.

¹⁶Para leer más sobre la consistencia del BIC, véase, por ejemplo, Burridge y Hristova (2008).

que implica que $\lambda T = 1$) y τ de modo que haya suficientes observaciones disponibles para la estimación (usamos el 20 % de los datos, como en LKT: $\tau T = 0.2 \times T$). Compute $y_{\lambda,T}$ y $z_{\lambda,T}$, y obtenga $\hat{\beta}$, la estimación de MCO de β en la regresión de $y_{\lambda,T}$ sobre $z_{\lambda,T}$. Con $\hat{\beta}$, compute los residuales $y_t^d \equiv y_t - z_t' \hat{\beta}$, que son los datos para estimar la ecuación (2), para la submuestra $t = \lambda T, \lambda T + 1, \dots, \tau T$. Una vez estimada la regresión (2), guarde el estadístico t asociado con $\hat{\rho}$, que sería el estadístico $DF_G(T^{-1}, 0.2)$. Repita el proceso con $\tau T + 1 = 0.2 \times T + 1$, es decir, incluyendo una observación adicional en la estimación. Continúe de esta forma para todos los valores de $\lambda \in (0, 1)$ y $\tau \in (\lambda, 1)$, siempre guardando el estadístico t correspondiente que está asociado con $\hat{\rho}$, y obtenga el periodo $I(0)$ más prominente como el que corresponda al menor de estos estadísticos t . Aplique este procedimiento a todas las submuestras restantes.

4 Resultados empíricos

4.1 América Latina

Para todos los países, salvo Argentina, Brasil, y Perú, la prueba J_* de AES rechaza la hipótesis de raíz unitaria, como se puede apreciar en el Cuadro 1.¹⁷ Por ende, los resultados parecen indicar que durante los últimos cincuenta años, la inflación se ha comportado de manera estacionaria, en el sentido de no comportarse como un proceso de raíz unitaria, para la mayoría de las economías de América Latina. Este resultado contradice el **HE1**. Sin embargo, dado el cambiante carácter de la inflación en varios de estos países, parece difícil creer que un orden de integración constante constituya una descripción adecuada de la *dinámica* de la inflación. Ahora estudiamos la posibilidad de cambios en persistencia en la tasa de inflación para los 14 países de AL en su totalidad mediante la prueba M de LKT.

¹⁷Los resultados de aplicar las pruebas de raíz unitaria de Ng y Perron (2001) (modificadas según Perron y Qu (2007)) indican el rechazo de la raíz unitaria en todos los casos, bajo los cuatro estadísticos de prueba. Todos los resultados empíricos a los que se hace referencia pero que no se presentan aquí, están disponibles a solicitud del interesado.

Cuadro 1
Resultados de la Prueba de Raíz Unitaria
de AES en los países de América Latina

<i>País</i>	<i>J_*</i>	<i>Inferencia</i>
Argentina	1.553	I(1)
Bolivia	1.202 **	I(0)
Brasil	2.218	I(1)
Chile	1.026 **	I(0)
Colombia	0.938 ***	I(0)
Ecuador	1.114 **	I(0)
El Salvador	0.762 ***	I(0)
Guatemala	0.821 ***	I(0)
Honduras	0.879 ***	I(0)
México	1.319 *	I(0)
Paraguay	0.528 ***	I(0)
Perú	1.466	I(1)
Uruguay	0.938 ***	I(0)
Venezuela	0.674 ***	I(0)

***, **, * denotan el rechazo de H_0 a niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Los resultados se presentan en el Cuadro 2. Corrimos el procedimiento para valores de $K_i \text{ máx} = 1, 2, 3, 4$ para cada país, y descubrimos que para casi todos los países los resultados son robustos al valor de $k_i \text{ máx}$.

El Cuadro 2 reporta los resultados para $k_i \text{ máx} = 2$ para todos los países salvo Argentina y Venezuela, para los cuales fijamos $k_i \text{ máx}$ en cero, y uno, respectivamente. La selección de $k_i \text{ máx}$ para estos dos países se hizo en función de la capacidad del procedimiento para seleccionar los aparentes cambios de nivel que se presentan en los datos, al hacer que los cambios en persistencia y los cambios de nivel coincidan. Sobre este punto, LKT argumentan que "En la práctica probablemente no es poco razonable suponer que cambios estructurales en el kernel determinista d_t ocurran en el/los mismo(s) punto(s) de la muestra que los cambios en persistencia" (p.20), y discuten cierta evidencia sobre la ocurrencia de esta coincidencia (véase Kurozumi (2005)).¹⁸

¹⁸Para el caso de Argentina, este valor de $k_i \text{ máx} = 0$ da resultados similares a los de $k_i \text{ máx} = 3, 4$. Descartamos los resultados para $k_i \text{ máx} = 1, 2$ ya que no corresponden a los arreglos de políticas fiscales y monetarias implementada, y contradicen resultados obtenidos en investigaciones previas (Capistrán y Ramos-Francia (2006)). Se usa una lógica similar en el caso de Venezuela.

Cuadro 2
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación Latinoamericana

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Argentina	1960:01- 2008:06	582	0	-8.35***	1960:11	1974:08
	1974:09- 2008:06	406	0	-6.68***	1995:02	2001:12
	2002:01- 2008:06	78	0	-4.90***	2004:06	2008:06
Bolivia	1960:01- 2008:06	582	0	-13.12***	1960:01	1973:06
	1973:07- 2008:06	420	0	-8.39***	1974:04	1982:01
	1982:02- 2008:06	317	2	-8.78***	1985:11	1992:04
	1992:05- 2008:06	194	0	-8.94***	2003:03	2007:01
	1992:05- 2003:02	130	0	-6.47***	1996:06	2000:10
	1992:05- 1996:05	49	0	-5.40***	1992:06	1995:09
	2000:11- 2003:02 ^a	28	0	-5.04**	2000:12	2003:02
	2007:02- 2008:06 ^a	17	1	-18.81***	2007:06	2007:11
Brasil	1980:01- 2008:06	342	2	-4.40**	1996:03	2008:06
	1980:01- 1996:02	194	0	-4.75***	1980:01	1983:04
Chile	1960:01- 2008:06	582	0	-18.09***	1981:02	1998:06
	1960:01- 1981:01	253	0	-12.59***	1963:06	1972:06
	1960:01- 1963:05	41	1	-4.59**	1960:11	1961:12
	1998:07- 2008:06	120	0	-6.29***	1998:08	2003:05
	2003:06- 2008:06	61	0	-4.23*	2004:06	2006:07
	2006:08- 2008:06 ^a	23	1	-17.18***	2007:09	2008:02
Colombia	1960:01- 2008:06	582	0	-11.39***	1963:12	2000:03
	1960:01- 1963:11	47	1	-5.29***	1960:03	1961:01
	1961:02- 1963:11	34	2	-4.75*	1961:03	1962:05
	2000:04- 2008:06	99	0	-8.62***	2000:05	2008:04
Ecuador	1960:01- 2008:06	582	0	-14.53***	1962:08	1980:02
	1960:01- 1962:07	31	2	-14.12***	1960:03	1960:10
	1960:11- 1962:07 ^a	21	0	-6.27**	1961:10	1962:07
	1980:03- 2008:06	340	0	-8.01***	1982:11	1999:10
	1980:03- 1982:10	32	1	-5.35**	1981:04	1982:03
	1999:11- 2008:06	104	0	-6.47***	2003:10	2007:06
El Salvador	1960:01- 2008:06	582	0	-16.95***	1960:02	1973:03
	1973:04- 2008:06	423	0	-11.44***	1999:07	2008:01
	1973:04- 1999:06	303	0	-11.33***	1973:10	1994:11
	1994:12- 1999:06	55	0	-5.07**	1994:12	1998:12
Guatemala	1960:01- 2008:06	582	0	-20.98***	1961:04	2007:04
Honduras	1960:01- 2008:06	582	0	-17.37***	1961:03	1989:12
	1960:01- 1961:02 ^a	14	0	-5.88**	1960:04	1960:09
	1990:01- 2008:06	222	2	-38.18***	1999:02	2007:10
	1990:01- 1999:01	109	0	-5.20***	1993:04	1997:08

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^a Para esta muestra $K_{\max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

Cuadro 2
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación Latinoamericana (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
México	1960:01- 2008:06	582	0	-12.43***	1961:04	1972:12
	1973:01- 2008:06	426	0	-5.02***	1973:04	1981:11
	1981:12- 2008:06	319	1	-6.33***	2002:09	2008:04
Paraguay	1960:01- 2008:06	582	0	-15.86***	1971:06	2003:05
	1960:01- 1971:05	137	0	-13.84***	1961:09	1971:03
	1960:01- 1961:08	20	0	-7.69***	1960:02	1960:07
	2003:06- 2008:06	61	0	-9.17***	2005:02	2008:06
	2003:06- 2005:01 ^a	20	0	-5.96**	2003:12	2004:09
Perú	1960:01- 2008:06	582	0	-10.71***	1960:10	1977:05
	1977:06- 2008:06	373	0	-7.25***	1997:01	2008:05
	1977:06- 1996:12	235	0	-7.82***	1978:02	1982:09
Uruguay	1960:01- 2008:06	582	0	-12.91***	1972:05	1990:01
	1960:01- 1972:04	148	0	-6.79***	1960:04	1972:02
	1990:02- 2008:06	221	0	-6.23***	2003:08	2008:04
	1990:02- 2003:07	162	0	-5.79***	1991:02	1994:01
	1994:02- 2003:07	114	0	-5.65***	1998:12	2002:01
	1994:02- 1998:11	58	1	-4.84**	1995:07	1996:11
Venezuela	1960:01- 2008:06	582	1	-11.15***	1962:08	1973:08
	1960:01- 1962:07	31	1	-5.75**	1960:02	1962:07
	1973:09- 2008:06	418	1	-9.64***	1989:02	1996:02
	1973:09- 1989:01	185	1	-6.88***	1975:04	1978:12
	1973:09- 1975:03	19	1	-15.98***	1974:10	1975:03
	1979:01- 1989:01	121	1	-5.88***	1981:02	1986:12
	1996:03- 2008:06	148	0	-6.48***	1998:06	2007:09

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^a Para esta muestra $K_{max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

En el Cuadro 2, la segunda columna se refiere a la muestra o submuestra sobre la cual se aplica el procedimiento de la prueba. $\hat{k}_i$ indica el valor estimado de k_i en (2), según el BIC, mientras que M indica el valor estimado del estadístico de prueba en (3). Las últimas dos columnas muestran el principio y el final de los segmentos $I(0)$ identificadas por el procedimiento. La Figura 1 del Apéndice ofrece una representación gráfica de los resultados; muestra los datos de la inflación junto con líneas horizontales, que indican un periodo $I(0)$, que se identificó mediante la prueba de LKT. Por razones de conveniencia, estas líneas se trazan en la media de cada uno de los periodos $I(0)$ que definen.

Para mostrar el uso del Cuadro 2, examinemos algunos ejemplos. El caso más sencillo es el de Guatemala, para el cual la prueba rechaza una raíz unitaria al nivel de 1 % a partir de una sola aplicación de la prueba M ($M = -20.98$, lo que es significativo al nivel de 1 %,

empleando valores críticos tomados de LKT¹⁹), lo que indica que la inflación es $I(0)$ durante (casi) toda la muestra, es decir, desde 1961:04 hasta 2007:04.²⁰ Como se puede apreciar en la Figura 1, para el caso de Guatemala, la prueba identifica un periodo $I(0)$, que abarca casi toda la muestra.²¹ Esta conclusión concuerda con los resultados de la prueba de raíz unitaria de AES.

El resultado que se obtiene para El Salvador es un poco distinto. La prueba M se aplica inicialmente en toda la muestra (1960:01-2008:06), con lo que se detecta un régimen interior $I(0)$ entre 1960:02 y 1973:03, para el cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al nivel de 1 %. Esto representa la región $I(0)$ 'más prominente' en los datos. Luego se aplica la prueba al periodo 1973:04-2008:06 y el estadístico M rechaza la hipótesis nula nuevamente al nivel de 1 %, e identifica el segundo régimen $I(0)$ entre 1999:07 y 2008:01. A su vez, esta representa la región $I(0)$ 'más prominente' dentro de esta submuestra.

La búsqueda de otro régimen estacionario continúa al aplicar la prueba a la muestra que abarca el periodo 1973:04-1999:06, que señala un tercer régimen $I(0)$ que corresponde al periodo 1973:10-1994:11. Un cuarto régimen $I(0)$ se descubre (al nivel de 5 %) durante 1994:12-1998:12 cuando se aplica el procedimiento de prueba a la submuestra 1994:12-1999:06. Así, el procedimiento detecta 4 regímenes $I(0)$ en total, que abarcan casi toda la muestra. Concluimos que, cuando se toma en cuenta la posibilidad de cambios múltiples en persistencia, la inflación en El Salvador puede representarse como un conjunto de periodos estacionarios adyacentes, cada uno de los cuales fluctúa alrededor de un valor medio distinto (véase la Figura 1). Esto coincide con los hallazgos de la prueba de AES.

Como último ejemplo consideremos el caso de México. Los resultados del Cuadro 2 indican que, después de aplicar el procedimiento a toda la muestra, el primer régimen $I(0)$ se detecta entre 1961:04 y 1972:12, y la hipótesis nula se rechaza al nivel de 1 %. Si buscamos en el periodo 1973:01-2008:06, se produce otro rechazo al nivel de 1 % y se descubre un segundo periodo $I(0)$ entre 1973:04-1981:11. Cuando se aplica el procedimiento al periodo 1981:12-2008:06, se detecta un tercer régimen $I(0)$ entre 2002:09 y 2008:04. Por último, ninguna de las otras submuestras produjo una prueba significativa cuando se aplicó al periodo comprendido entre 1981:12 y 2002:08, lo que implica que la inflación en México cambió de $I(0)$ a $I(1)$ a principios de la década de 1980, para luego revertirse a $I(0)$ a principios de la década de 2000. Parte de estos resultados apoyan los que se reportaron en Chiquiar *et. al.* (2007).

¹⁹El valor crítico para $T = 400$ -el tamaño de muestra que más se aproxima a $T = 582$ - es -4.438 al nivel de 1 %.

²⁰En ocasiones, el procedimiento omite algunas observaciones que no contribuyen a la obtención del doble ínfimo de $DF_G(\lambda, \tau)$ según (3). Todas las submuestras formadas por estas observaciones son muy pequeñas, lo que dificulta, y en muchos casos incluso imposibilita, la aplicación del procedimiento.

²¹Nótese que el procedimiento no puede aplicarse a los pequeños segmentos de datos no cubiertos por este periodo de $I(0)$ (1960:01-1961:03 y 2007:05-2008:06), debido al número limitado de observaciones disponibles.

Los resultados del Cuadro 2 nos permiten clasificar los países en tres grupos. Para el primero, las tasas de inflación en todo momento son $I(0)$, es decir, sin ningún subperiodo $I(1)$, o, dicho de otro modo, sin cambios en persistencia. Este es el caso de Colombia, El Salvador, Guatemala, y Paraguay. En el segundo grupo hay países cuya inflación se vio afectada por choques efímeros, identificados como periodos $I(1)$ (cortos). Así es en los casos de Bolivia (1982-1985), Ecuador (1980-1982, 2000-2003), Honduras (1990-1993), Uruguay (1994-1998), y Venezuela (1960-1961, 1973-1975, 1979-1981). El último grupo consta de economías en donde los choques tuvieron efectos de más largo plazo, lo que indujo comportamientos $I(1)$ durante periodos de varios años: Argentina (1975-1994), Brasil (1983-1996), Chile (1972-1980), México (1982-2002), y Perú (1982-1996).²² El Cuadro 7 de la Sección 5 resume estos resultados; como se puede apreciar, 10 de los 14 casos (el 71 % de los países de AL de nuestra muestra) experimentaron cambios en persistencia. Esto constituye un fuerte apoyo para el **HE2**.

²²Este último grupo también experimentó choques menos severos como los del grupo dos: Argentina (2002-2004), Chile (1962-1963, 2006-2008), México (1960-1961).

4.2 OCDE

Para todos los países, salvo Australia e Islandia, la prueba J_* de AES rechaza la hipótesis de raíz unitaria, como se puede apreciar en el Cuadro 3.

Cuadro 3
Resultados de la Prueba de Raíz Unitaria
de AES para los Países de la OCDE

<i>País</i>	J_*	<i>Inferencia</i>
Alemania	0.587 ***	I(0)
Australia	1.574	I(1)
Austria	0.967 ***	I(0)
Bélgica	0.850 ***	I(0)
Canadá	0.733 ***	I(0)
Dinamarca	0.856 ***	I(0)
España	0.997 ***	I(0)
Estados Unidos	0.909 ***	I(0)
Finlandia	1.172 **	I(0)
Francia	0.850 ***	I(0)
Grecia	1.231 *	I(0)
Hungría	0.932 ***	I(0)
Irlanda	1.216 *	I(0)
Islandia	1.434	I(1)
Italia	0.997 ***	I(0)
Luxemburgo	0.821 ***	I(0)
Noruega	0.733 ***	I(0)
Nueva Zelanda	1.218 *	I(0)
Países Bajos	0.821 ***	I(0)
Portugal	0.997 ***	I(0)
Reino Unido	0.850 ***	I(0)
Suecia	0.760 ***	I(0)
Suiza	0.762 ***	I(0)
Turquía	1.040 **	I(0)

***, **, * denotan el rechazo de H_0 a niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Como sucede con los países de AL, los resultados parecen indicar que la inflación en la mayoría de las economías de la OCDE se ha comportado de manera estacionaria, en el sentido de que no se ha comportado como un proceso de raíz unitaria. Nuevamente, este resultado contradice el **HE1**.

A continuación investigamos si existen posibles cambios en persistencia dentro de la muestra para los 24 países de la OCDE. Como en el caso de las economías de AL, corrimos

el procedimiento para $k_i \text{ máx} = 1, \dots, 4$. Obtuvimos resultados similares para todos los valores de $k_i \text{ máx}$ para todos los países salvo Australia e Islandia. En estos dos casos, la selección de $k_i \text{ máx}$ se apegó al mismo criterio que se discutió para el caso de las economías de AL. Siguiendo este criterio, el valor de $k_i \text{ máx}$ elegido para Australia fue de tres y para Islandia de uno.

El Cuadro 4 muestra los resultados de la aplicación de la prueba M de LKT, y la Figura 2 grafica los datos de la inflación y los segmentos $I(0)$ correspondientes, según se detectaron en la prueba, trazados en sus valores medios, justo como se hizo en el caso anterior con los países de AL.

Una vez más, estudiemos nuestros resultados por grupos de países. Consideremos el caso de Austria, que es muy sencillo: La inflación es $I(0)$ en todo momento, con una sola aplicación del procedimiento. Luego, consideremos los casos de Alemania, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Finlandia, Grecia, Hungría, Noruega, Nueva Zelanda, los Países Bajos, Portugal, el Reino Unido, Suecia, Suiza, y Turquía. Para todos estos países, la inflación es $I(0)$, aunque con distintos niveles medios, que coinciden con el conjunto de segmentos no traslapados $I(0)$ que detectó el procedimiento. Reunimos estos países junto con Austria para formar el Grupo 1. El Grupo 3 está conformado por los demás países (Australia, los Estados Unidos, Francia, Irlanda, Islandia, Italia y, Luxemburgo), todos los cuales experimentaron cambios importantes en persistencia²³. Para todos los países de este grupo, salvo Australia, se halla un segmento $I(1)$ en algún momento entre principios y mediados de la década de 1970 y la década de 1980. La Figura 2 presenta un cuadro gráfico de los resultados, mientras que el Cuadro 7 recopila los resultados por grupos de países.

Nuestros resultados parecen apoyar el **HE2** menos de lo que lo hacen para las economías de AL: 29% de los países experimentaron cambios en persistencia; en muchos de ellos, los periodos $I(1)$ ocurrieron en torno a la llamada 'Gran Inflación' de los Estados Unidos. Por otro lado, para los demás países de la OCDE, la persistencia de la inflación estuvo ausente en toda la muestra. El comportamiento estacionario de la inflación de estos países está conformado por segmentos $I(0)$ no traslapados, cuyo principio y fin parecen corresponder con los cambios de nivel en los datos.

²³Nótese que para los países de la OCDE, el Grupo 2 está vacío ya que los segmentos $I(1)$ identificados fueron bastante perdurables, por lo que se le asignaron al Grupo 3 del Cuadro 7.

Cuadro 4
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación de los Países de la OCDE

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Alemania	1960:02- 2008:06	581	0	-15.84***	1993:05	2008:05
	1960:02- 1993:04	399	2	-10.96***	1960:05	1972:06
	1972:07- 1993:04	250	0	-9.38***	1972:10	1981:12
	1983:01- 1993:04	124	0	-7.07***	1987:01	1993:04
	1983:01- 1986:12	48	0	-4.44**	1983:12	1985:12
Australia	1960:01- 2008:02	194	0	-5.55***	1991:04	2007:03
	1960:01- 1991:03	127	1	-6.08***	1976:03	1983:04
Austria	1960:01- 2008:06	582	0	-19.39***	1960:02	2008:06
Bélgica	1960:01- 2008:06	582	0	-14.44***	1985:05	2007:09
	1960:01- 1985:04	304	0	-9.34***	1961:08	1985:04
	1960:01- 1961:07 ^a	19	1	-45.36***	1961:01	1961:05
Canadá	1960:01- 2008:06	582	0	-14.30***	1988:01	2008:03
	1960:01- 1987:12	336	0	-8.86***	1962:05	1972:07
	1960:01- 1962:04	28	2	-12.02***	1960:02	1960:08
	1960:09- 1962:04 ^a	20	0	-5.40**	1961:08	1962:03
	1972:08- 1987:12	185	0	-11.49***	1982:12	1987:11
	1972:08- 1982:11	124	0	-9.26***	1977:01	1982:07
	1972:08- 1976:12	53	0	-5.37***	1973:01	1975:11
Dinamarca	1967:02- 2008:06	497	0	-15.21***	1985:05	2008:05
	1967:02- 1985:04	219	0	-13.29***	1967:02	1985:04
España	1960:01- 2008:06	582	0	-10.45***	1986:03	2008:05
	1960:01- 1986:02	314	0	-9.64***	1972:07	1985:04
	1960:01- 1972:06	150	0	-8.66***	1960:09	1972:06
Estados Unidos	1960:01- 2008:06	582	1	-12.09***	1981:10	2007:12
	1960:01- 1981:09	261	2	-7.79***	1960:08	1965:11
	1965:12- 1981:09	190	0	-6.16***	1967:05	1973:01
	1965:12- 1967:04 ^a	17	0	-5.03*	1965:12	1966:11
Finlandia	1960:01- 2008:06	582	0	-13.32***	1992:01	2008:04
	1960:01- 1991:12	384	0	-12.19***	1972:11	1982:06
	1960:01- 1972:11	154	0	-7.94***	1961:10	1968:12
	1969:01- 1972:11	47	0	-5.87***	1969:04	1972:10
	1982:07- 1991:12	114	0	-9.18***	1983:08	1991:12
Francia	1960:01- 2008:06	582	0	-13.80***	1985:08	2008:04
	1960:01- 1985:07	307	0	-11.13***	1962:05	1972:04

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^aPara esta muestra $K_{\max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

Cuadro 4
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación de los Países de la OCDE (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Grecia	1960:01- 2008:06	582	0	-12.24***	1960:04	1979:06
	1979:07- 2008:06	348	0	-12.20***	1997:03	2008:06
	1979:07- 1997:02	212	0	-7.95***	1981:04	1991:04
	1979:07- 1981:03 ^a	21	0	-6.49**	1980:01	1980:07
	1991:05- 1997:02	70	0	-6.55***	1993:05	1996:06
	1991:05- 1993:04 ^a	24	0	-7.32***	1992:02	1992:07
Hungria	1976:02- 2008:06	389	0	-10.57***	1976:02	1988:12
	1989:01- 2008:06	234	0	-7.79***	1989:04	1998:05
	1998:06- 2008:06	121	0	-7.32***	1998:06	2008:06
Irlanda	1975:12- 2008:06	391	0	-9.01***	1990:02	2006:05
Islandia	1976:02- 2008:06	389	1	-6.41***	1990:10	2007:07
Italia	1960:01- 2008:06	582	0	-11.54***	1960:01	1972:06
	1972:07- 2008:06	432	0	-11.34***	1996:08	2006:09
	1972:07- 1996:07	289	0	-8.79***	1991:08	1996:06
	2006:10- 2008:06 ^a	21	0	-5.06*	2006:10	2008:05
Luxemburgo	1960:01- 2008:06	582	0	-17.69***	1990:12	2007:09
	1960:01- 1990:11	371	0	-11.65***	1960:06	1973:10
Noruega	1960:01- 2008:06	582	0	-12.62***	1964:02	1978:12
	1960:01- 1964:01	49	2	-6.78***	1962:05	1963:04
	1960:01- 1962:04	28	2	-20.32***	1960:05	1960:11
	1979:01- 2008:06	354	0	-11.47***	1988:07	2007:10
	1979:01- 1988:06	114	0	-7.34***	1983:02	1986:05
	1979:01- 1983:01	49	0	-6.37***	1979:10	1983:01
Nueva Zelanda	1960:01- 2008:06	194	0	-5.91***	1991:01	2008:01
	1960:01- 1990:04	124	1	-5.67***	1960:04	1969:04
	1970:01- 1990:04	84	0	-4.99***	1970:01	1990:02
Países Bajos	1960:01- 2008:06	582	2	-83.79***	1986:12	1999:08
	1960:01- 1986:11	323	2	-48.85***	1980:11	1986:04
	1960:01- 1980:10	250	0	-18.98***	1961:10	1980:10
	1960:01- 1961:09 ^a	21	0	-4.77*	1960:02	1961:04
	1999:09- 2008:06	106	0	-7.82***	2001:06	2008:04
Portugal	1960:01- 2008:06	582	0	-14.16***	1966:09	1992:08
	1960:01- 1966:08	80	0	-9.89***	1960:01	1966:08
	1992:09- 2008:06	190	0	-11.56***	1993:12	2008:05
Reino Unido	1960:01- 2008:06	582	0	-12.24***	1991:05	2008:03
	1960:01- 1991:04	376	0	-11.49***	1960:07	1970:08
	1970:09- 1991:04	248	0	-7.46***	1977:07	1991:04
	1970:09- 1977:06	82	0	-4.40**	1970:09	1977:06

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^a Para esta muestra $K_{\max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

Cuadro 4
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación de los Países de la OCDE (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Suecia	1960:01- 2008:06	582	0	-15.77***	1964:07	1993:04
	1960:01- 1964:06	54	0	-6.70***	1960:02	1964:06
	1993:05- 2008:06	182	0	-11.36***	1993:07	2007:09
Suiza	1960:01- 2008:06	582	0	-13.23***	1992:12	2007:09
	1960:01- 1992:11	395	0	-9.85***	1976:12	1992:10
	1960:01- 1976:11	203	0	-8.00***	1961:05	1971:10
	1960:01- 1961:04 ^a	16	0	-4.90*	1960:06	1960:10
	1971:11- 1976:11	61	0	-5.15***	1971:11	1975:06
Turquía	1969:02- 2008:06	473	0	-10.89***	1974:03	2003:03
	1969:02- 1974:02	61	0	-6.98***	1969:12	1973:11
	2003:04- 2008:06	63	1	-5.19***	2003:09	2008:03

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^a Para esta muestra $K_{max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

4.3 Asia

Para todas las economías asiáticas, la prueba J_* de AES rechaza la hipótesis de raíz unitaria, como se muestra en el Cuadro 5.

Cuadro 5
Resultados de la Prueba de Raíz Unitaria
de AES para la Inflación Asiática

<i>País</i>	J_*	<i>Inferencia</i>
Corea	1.144 **	I(0)
Hong Kong	0.970 **	I(0)
Indonesia	0.899 ***	I(0)
Japón	0.850 ***	I(0)
Malasia	0.674 ***	I(0)
Singapur	0.889 ***	I(0)
Tailandia	0.991 ***	I(0)

***, **, * denotan el rechazo de H_0 a niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

Ya que los resultados de la prueba M fueron robustos a la selección de k_i máx, el Cuadro 6 presenta los resultados para k_i máx = 2.

Cuadro 6
Resultados de la Prueba de LKT para la Inflación Asiática

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Tamaño de Muestra</i>	$\hat{k}_i$	<i>M</i>	<i>Periodos I(0)</i>	
					<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>
Corea	1960:02- 2008:06	581	0	-17.36***	1960:05	2008:06
Hong Kong	1980:11- 2008:06	332	0	-13.59***	1987:04	1995:09
	1980:11- 1987:03	77	0	-7.88***	1981:04	1987:03
	1995:10- 2008:06	153	2	-11.92***	2003:08	2007:09
	1995:10- 2003:07	94	0	-7.72***	1998:06	2003:05
	1995:10- 1998:05	32	0	-6.49**	1996:01	1997:12
Indonesia	1968:02- 2008:06	485	0	-10.63***	1970:06	2008:06
Japón	1960:01- 2008:06	582	0	-17.82***	1981:07	2008:05
	1960:01- 1981:06	258	0	-11.78***	1960:12	1981:06
Malasia	1960:01- 2008:06	582	0	-16.60***	1976:03	2008:05
	1960:01- 1976:02	194	0	-12.29***	1960:02	1972:11
Singapur	1961:02- 2008:06	569	0	-15.99***	1987:06	2007:06
	1961:02- 1987:05	316	0	-15.96***	1961:02	1972:07
	1972:08- 1987:05	178	0	-8.70***	1981:09	1987:05
	1972:08- 1981:08	109	0	-6.83***	1974:06	1981:03
	2007:07- 2008:06 ^a	12	0	-4.82*	2007:09	2008:06
Tailandia	1965:02- 2008:06	521	0	-13.98***	1981:05	2007:09
	1965:02- 1981:04	195	0	-8.81***	1965:03	1972:07
	1972:08- 1981:04	105	0	-8.17***	1974:06	1979:06

***, ** y * denotan significancia a los niveles de 1 %, 5 %, y 10 %, respectivamente.

^a Para esta muestra $K_{max} < 2$, debido a los limitados grados de libertad.

Como se puede deducir del Cuadro 6 (o Figura 3), el Grupo 1 está conformado por Corea, Hong Kong y Japón, para los cuales la inflación es $I(0)$ durante todo el periodo. El Grupo 2 está conformado por Indonesia, Malasia, Singapur y Tailandia. Para este grupo, la única temporada corta de comportamiento $I(1)$ ocurrió durante la primera mitad de la década de 1970. En el caso de Asia, parece que la inflación no sufrió ningún choque de importancia durante las últimas décadas, o, si lo sufrió, la política monetaria logró eficazmente evitar periodos de persistencia prolongados.

5 Discusión

En primer lugar, para todos los países para los cuales la prueba de AES detectó una raíz unitaria, la prueba M detecta un segmento $I(1)$ prolongado. Sin embargo, es evidente que la prueba de AES no está diseñada para detectar cambios en persistencia.

El Cuadro 7 resume los resultados cuando los grupos están conformados dependiendo de si la inflación fue $I(0)$ durante todo el periodo, o si cambió de $I(0) - I(1) - I(0)$ con segmentos

$I(1)$ cortos o largos. Como se puede apreciar en el Cuadro 7, el Grupo 1 es el más grande al abarcar 24 países, lo que representa el 53 % de toda la muestra de países. Los países de AL están distribuidos de manera uniforme entre los 3 grupos. Sin embargo, la mayoría de ellos han experimentado cambios breves o prolongados en persistencia. En cuanto a los países de la OCDE, la mayoría de ellos se han comportado como $I(0)$ durante todo el periodo.

Cuadro 7
Resumen de los resultados

<i>Grupos</i>	<i>Resultados generales</i>
Grupo 1 AL (4): Colombia, El Salvador, Guatemala, Paraguay OCDE (17): Alemania, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Finlandia, Grecia, Hungría, Noruega, Nueva Zelanda, los Países Bajos, Portugal, el Reino Unido, Suecia, Suiza, y Turquía ASIA (3): Corea, Hong Kong, Japón	$I(0)$ durante todo el periodo
Grupo 2 AL (5): Bolivia, Ecuador, Honduras, Uruguay, Venezuela ASIA (4): Indonesia, Malasia, Singapur, Tailandia	$I(0) - I(1) - I(0)$ con segmentos $I(1)$ cortos
Grupo 3 AL (5): Argentina, Brasil, Chile, México, Perú OCDE (7): Australia, Francia, Irlanda, Islandia, Italia, Luxemburgo, Estados Unidos	$I(0) - I(1) - I(0)$ con segmentos $I(1)$ largos

Bajo una clasificación distinta, para 1 país de AL (Brasil), 15 de la OCDE²⁴ y 4 de Asia²⁵, el periodo $I(0)$ más reciente es también el más prominente (o el primero en detectarse), según la prueba M de LKT.²⁶ Esto significa que, para estas 20 economías, el periodo de mayor estabilidad de precios ocurrió hacia la parte final de la muestra.

Por último, los Cuadros 8-10 presentan la media y la desviación estándar de cada uno de los periodos $I(0)/I(1)$ detectados por la prueba M en orden cronológico para AL (Cuadro 8), la OCDE (Cuadro 9), y Asia (Cuadro 10). Considere por ejemplo el caso de Brasil. El procedimiento detecta un segmento $I(0)$ entre el inicio de la muestra (1980:01) y 1983:04. Para

²⁴ Alemania, Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, los Estados Unidos, Finlandia, Francia, Islandia, Irlanda, Luxemburgo, Nueva Zelanda, el Reino Unido, y Suiza.

²⁵ Japón, Malasia, Singapur, y Tailandia.

²⁶ Para ver esto, nótese que en los Cuadros 2, 4 y 6, el primer segmento $I(0)$ que se reporta corresponde al más prominente.

este periodo, la media se calculó en 71.07 con una desviación estándar de 10.53. De 1983:05 a 1996:02 la prueba de LKT detecta un segmento $I(1)$ con estadísticos correspondientes de 182.89 y 135.90. Por último, para el periodo 1996:03–2008:06, se detecta un periodo $I(0)$ con una media de 6.52 y una desviación estándar de 4.73.²⁷ Brasil es un ejemplo de un país para el que *a)* el segmento $I(0)$ más reciente corresponde a los valores más bajos de media y desviación estándar, y *b)* el segmento $I(1)$ corresponde a los valores más altos de media y desviación estándar. De hecho, estas dos características son válidas no sólo en el caso de Brasil, sino también en los de Chile, Islandia, Perú, Francia, Italia, Luxemburgo, e Indonesia.

Cabe destacar en los Cuadros 8-10 que para 26 países²⁸, el segmento $I(0)$ más reciente corresponde al valor más bajo de la media para cada país. Por otro lado, para 17 países²⁹, el segmento $I(1)$ corresponde a los valores más altos de la media ³⁰. Estos hallazgos parecen sugerir que la persistencia y la inflación promedio tienden a disminuir -y aumentar- al mismo tiempo. Esto implica que las políticas buenas pueden inducir simultáneamente tanto estabilidad como bajos niveles de inflación -y viceversa-.

De los doce países con periodos $I(1)$ prolongados³¹ 8 de ellos (Argentina, Chile, Francia, Irlanda, Islandia, Italia, Luxemburgo, y los Estados Unidos) experimentaron el inicio de persistencia alta entre principios y mediados de la década de 1970. Al otro extremo de este segmento $I(1)$, el periodo conocido como 'la Gran Moderación' parece corresponder sólo a Chile, Francia, y los Estados Unidos, en cuyos casos el final de sus grandes inflaciones ocurrieron en torno a la primera mitad de la década de 1980.³² Para los países de AL de este

²⁷Nótese que este periodo es el que la prueba M señala como el más prominente; véase el Cuadro 2.

²⁸Australia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Islandia, Italia, Luxemburgo, Nueva Zelanda, Noruega, España, Suecia, Suiza, Turquía, el Reino Unido, Indonesia, y Japón.

²⁹Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, México, Perú, Venezuela, Francia, Islandia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, los Estados Unidos, Indonesia, Malasia, Singapur, y Tailandia.

³⁰En el caso de las economías asiáticas con cambios en persistencia, el segmento $I(1)$ corresponde a los valores más altos de la media y la desviación estándar.

³¹Argentina, Brasil, Chile, México, Perú, Australia, Francia, Irlanda, Islandia, Italia, Luxemburgo y los Estados Unidos (véase el Cuadro 7).

³²Nuestros resultados para Francia y los Estados Unidos coinciden con los de otros estudios, basados en técnicas distintas, que documentan caídas en la persistencia de la inflación, comenzando cerca del inicio de la década de 1980. Por ejemplo, Kumar y Okimoto (2007) computan el estimador local de Whittle exacto factible modificado del orden de integración fraccional para los G7, y documentan una disminución de la persistencia a principios de la década de 1980. Para los Estados Unidos, Beechey y Osterholm (2007), emplean un proceso AR para la inflación, derivado del problema de optimización del banco central, y estiman la ruta del parámetro variable con el tiempo de la persistencia de la inflación durante los últimos 50 años. Empleando un modelo de espacio estado y el filtro de Kalman, hallan reducciones significativas de la persistencia, que inician a principios de la década de 1980. Benati (2002) llega a conclusiones similares mediante modelos AR de coeficientes aleatorios con efectos GARCH para el Reino Unido y los Estados Unidos. Noriega y Ramos-Francia (2008) también hallan reducciones significativas en la persistencia de la inflación en los Estados Unidos al emplear datos tanto mensuales como trimestrales para una muestra más grande. Véase Levin y Piger (2006) para una reseña reciente.

grupo (Brasil, México y Perú) las grandes inflaciones comienzan a principios de la década de 1980, y no empiezan a desacelerarse sino hasta mediados de la década de 1990. Para muchos países de AL y de la OCDE, las fechas estimadas de los cambios tanto en el nivel como en la persistencia, parecen estar relacionados con cambios en las reglas de operación de la política monetaria.³³

A finales de la década de 1980, la recién adquirida independencia (o autonomía) de muchos bancos centrales, y su apego a esquemas de política monetaria que explícitamente propugnaron una inflación baja y estable, por ejemplo el de las metas inflacionarias, empezaron a sentar las bases para un ámbito de estabilidad y política monetaria transparente, que rápidamente empezó a extenderse en todo el mundo. Para 1995, ocho países (Australia, Canadá, Chile, España, Finlandia, Nueva Zelanda, el Reino Unido, y Suecia) tenían metas fijas de inflación a mediano plazo, y unos cuantos más (Brasil, Corea, Colombia, Indonesia, México, Noruega, y Tailandia) se unieron a este grupo durante la siguiente década. Nuestros resultados parecen ser consistentes con la expectativa de un panorama de persistencia relativamente baja de la inflación en años recientes, que resultó de la credibilidad del compromiso de los bancos centrales por lograr tasas de inflación bajas.

Una de las implicaciones teóricas de nuestros hallazgos es que la evaluación de marcos de política monetaria alternos, y el cálculo de políticas monetarias óptimas basadas en modelos con persistencia de inflación integrada quizá produzcan indicaciones engañosas (como en efecto se indicó en Benati (2002)), ya que la persistencia de la inflación no parece ser una característica estructural de la economía. Sin embargo, nuestros resultados no pueden esclarecer las fuentes de la persistencia de la inflación, como las restricciones sobre el procesamiento de información a las que están sujetas los agentes, la estructura de los contratos nominales, y el proceso mediante el cual el choque estructural afecta la economía.

³³Por ejemplo, Altissimo *et. al.* (2006) argumentan que “Hay [...] abundante evidencia de que cambios en la media de la inflación coincidieron con importantes cambios en el régimen de política monetaria. Los cambios de principios de la década de 1990 corresponden a la adopción de metas inflacionarias (Benati 2006) o [...] a la implementación del criterio de Maastricht sobre la convergencia nominal. En comparación, los cambios a principios de la década de 1980 por lo general reflejan las políticas de desinflación que ocurrieron en los Estados Unidos y el Reino Unido, así como el lanzamiento en 1979 del Sistema Monetario Europeo, momento en que la unión monetaria de los países Benelux, Francia, Italia, y los Países Bajos, comenzaron a fijar sus monedas respecto al marco alemán”. (p. 587). Para una discusión del caso de AL, véase Capistrán y Ramos-Francia (2006).

Cuadro 8
Resumen Estadístico de la Inflación Latinoamericana

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Argentina	1960:11 - 1974:08	24.46	21.28	I(0)
	1974:09 - 1995:01	120.51	143.57	I(1)
	1995:02 - 2001:12	-0.23	3.27	I(0)
	2002:01 - 2004:05	16.17	24.20	I(1)
	2004:06 - 2008:06	9.13	2.44	I(0)
Bolivia	1960:01 - 1973:06	6.78	22.97	I(0)
	1974:04 - 1982:01	15.73	28.99	I(0)
	1982:02 - 1985:10	271.08	241.73	I(1)
	1985:11 - 1992:04	22.80	41.64	I(0)
	1992:06 - 1995:09	8.32	3.13	I(0)
	1996:06 - 2000:10	4.88	5.23	I(0)
	2000:12 - 2003:02	1.59	3.34	I(0)
	2003:03 - 2007:01	4.86	3.31	I(0)
Brasil	1980:01 - 1983:04	71.07	10.53	I(0)
	1983:05 - 1996:02	182.89	135.90	I(1)
	1996:03 - 2008:06	6.52	4.73	I(0)
Chile	1963:06 - 1972:06	26.02	27.46	I(0)
	1972:07 - 1981:01	92.53	93.68	I(1)
	1981:02 - 1998:06	14.62	17.58	I(0)
	1998:08 - 2003:05	3.22	1.59	I(0)
	2004:06 - 2006:07	3.23	1.27	I(0)
Colombia	1963:12 - 2000:03	17.66	11.29	I(0)
	2000:05 - 2008:04	5.88	3.20	I(0)
Ecuador	1962:08 - 1980:02	8.57	12.91	I(0)
	1982:11 - 1999:10	33.30	17.97	I(0)
	1999:11 - 2003:09	28.33	33.34	I(1)
	2003:10 - 2007:06	2.61	2.53	I(0)
El Salvador	1960:02 - 1973:03	0.88	10.52	I(0)
	1973:10 - 1994:11	15.09	12.17	I(0)
	1994:12 - 1998:12	6.03	8.44	I(0)
	1999:07 - 2008:01	3.70	5.81	I(0)
Honduras	1961:03 - 1989:12	5.56	11.27	I(0)
	1990:01 - 1993:03	18.00	14.89	I(1)
	1993:04 - 1997:08	20.88	9.70	I(0)
	1999:02 - 2007:10	10.83	29.82	I(0)
México	1961:04 - 1972:12	3.23	6.82	I(0)
	1973:04 - 1981:11	19.79	9.68	I(0)
	1981:12 - 2002:08	31.21	28.75	I(1)
	2002:09 - 2008:04	4.06	2.00	I(0)

Cuadro 8
Resumen Estadístico de la Inflación Latinoamericana (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Paraguay	1961:09 - 1971:03	2.51	7.14	I(0)
	1971:06 - 2003:05	14.65	16.76	I(0)
	2005:02 - 2008:06	9.33	6.46	I(0)
Perú	1960:10 - 1977:05	12.03	16.28	I(0)
	1978:02 - 1982:09	51.28	20.69	I(0)
	1982:10 - 1996:12	116.08	190.14	I(1)
	1997:01 - 2008:05	3.06	3.80	I(0)
Uruguay	1960:04 - 1972:02	35.71	36.94	I(0)
	1972:05 - 1990:01	47.91	30.93	I(0)
	1991:02 - 1994:01	48.16	14.45	I(0)
	1996:12 - 1998:11	11.79	5.13	I(1)
	1998:12 - 2002:01	4.28	4.13	I(0)
	2002:02 - 2003:07	18.91	15.69	I(1)
	2003:08 - 2008:04	6.97	4.33	I(0)
Venezuela	1960:02 - 1962:07	-0.48	22.70	I(0)
	1962:08 - 1973:08	2.04	3.47	I(0)
	1975:04 - 1978:12	7.11	3.53	I(0)
	1979:01 - 1981:01	18.45	7.06	I(1)
	1981:02 - 1986:12	9.79	6.41	I(0)
	1987:01 - 1989:01	31.73	19.14	I(1)
	1989:02 - 1996:02	41.69	29.84	I(0)
	1996:03 - 1998:05	44.75	26.41	I(1)
	1998:06 - 2007:09	17.53	9.46	I(0)

Cuadro 9
Resumen Estadístico de la Inflación en Países de la OCDE

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Alemania	1960:05 - 1972:06	2.93	3.07	I(0)
	1972:10 - 1981:12	4.95	2.87	I(0)
	1983:12 - 1985:12	1.79	1.80	I(0)
	1987:01 - 1993:04	3.19	3.36	I(0)
	1993:05 - 2008:05	1.66	2.30	I(0)
Australia	1960:01 - 1976:02	5.26	4.87	I(1)
	1976:03 - 1983:04	9.62	3.07	I(0)
	1984:01 - 1991:03	6.31	2.95	I(1)
	1991:04 - 2007:03	2.47	2.07	I(0)
Bélgica	1961:08 - 1985:04	5.61	4.49	I(0)
	1985:05 - 2007:09	2.00	2.64	I(0)

Cuadro 9
Resumen Estadístico de la Inflación en Países de la OCDE (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Canadá	1962:05 - 1972:07	3.21	2.26	I(0)
	1973:01 - 1975:11	9.89	2.77	I(0)
	1977:01 - 1982:07	9.71	2.83	I(0)
	1982:12 - 1987:11	4.15	2.23	I(0)
	1988:01 - 2008:03	2.38	3.24	I(0)
Dinamarca	1967:02 - 1985:04	8.44	8.22	I(0)
	1985:05 - 2008:05	2.47	2.77	I(0)
España	1960:09 - 1972:06	6.31	7.16	I(0)
	1972:07 - 1985:04	14.33	7.18	I(0)
	1986:03 - 2008:05	4.02	2.59	I(0)
Estados Unidos	1960:08 - 1965:11	1.32	1.61	I(0)
	1967:05 - 1973:01	4.44	1.72	I(0)
	1973:02 - 1981:09	8.99	3.70	I(1)
	1981:10 - 2007:12	3.12	2.67	I(0)
Finlandia	1961:10 - 1968:12	6.00	5.92	I(0)
	1969:04 - 1972:10	5.31	5.20	I(0)
	1972:11 - 1982:06	11.59	7.43	I(0)
	1983:08 - 1991:12	4.93	2.90	I(0)
	1992:01 - 2008:04	1.59	2.66	I(0)
Francia	1962:05 - 1972:04	4.22	3.15	I(0)
	1972:05 - 1985:07	9.74	3.24	I(1)
	1985:08 - 2008:04	2.05	1.97	I(0)
Grecia	1960:04 - 1979:06	5.78	18.18	I(0)
	1981:04 - 1991:04	17.12	6.65	I(0)
	1993:05 - 1996:06	8.99	3.03	I(0)
	1997:03 - 2008:06	3.44	2.58	I(0)
Hungría	1976:02 - 1988:12	7.20	9.26	I(0)
	1989:04 - 1998:05	21.01	13.36	I(0)
	1998:06 - 2008:06	6.48	4.16	I(0)
Irlanda	1975:12 - 1990:01	9.61	9.75	I(1)
	1990:02 - 2006:05	2.85	2.27	I(0)
	2006:06 - 2008:06	4.70	0.47	I(1)
Islandia	1976:02 - 1990:09	30.88	25.65	I(1)
	1990:10 - 2007:07	3.67	3.04	I(0)
Italia	1960:01 - 1972:06	3.74	4.40	I(0)
	1972:07 - 1991:07	11.57	6.61	I(1)
	1991:08 - 1996:06	4.51	1.97	I(0)
	1996:08 - 2006:09	2.21	1.15	I(0)

Cuadro 9
Resumen Estadístico de la Inflación en Países de la OCDE (Cont.)

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Luxemburgo	1960:06 - 1973:10	3.18	4.27	I(0)
	1973:11 - 1990:11	5.40	4.46	I(1)
	1990:12 - 2007:09	2.17	2.76	I(0)
Noruega	1964:02 - 1978:12	6.67	6.17	I(0)
	1979:10 - 1983:01	11.46	4.34	I(0)
	1983:02 - 1986:05	5.76	1.70	I(0)
	1988:07 - 2007:10	2.24	3.51	I(0)
Nueva Zelanda	1960:04 - 1969:04	3.41	2.62	I(0)
	1970:01 - 1990:02	10.92	5.22	I(0)
	1991:01 - 2008:01	2.07	1.67	I(0)
Países Bajos	1961:10 - 1980:10	5.92	7.17	I(0)
	1980:11 - 1986:04	7.22	31.40	I(0)
	1986:12 - 1999:08	0.40	20.14	I(0)
	2001:06 - 2008:04	1.83	1.51	I(0)
Portugal	1960:01 - 1966:08	2.67	7.06	I(0)
	1966:09 - 1992:08	14.17	13.69	I(0)
	1993:12 - 2008:05	2.99	2.56	I(0)
Reino Unido	1960:07 - 1970:08	4.00	4.12	I(0)
	1970:09 - 1977:06	13.27	7.76	I(0)
	1977:07 - 1991:04	7.61	6.06	I(0)
	1991:05 - 2008:03	2.80	2.13	I(0)
Suecia	1960:02 - 1964:06	3.01	3.40	I(0)
	1964:07 - 1993:04	7.09	6.45	I(0)
	1993:07 - 2007:09	1.28	2.46	I(0)
Suiza	1961:05 - 1971:10	3.81	2.55	I(0)
	1971:11 - 1975:06	7.96	5.69	I(0)
	1976:12 - 1992:10	3.35	3.48	I(0)
	1992:12 - 2007:09	0.96	2.15	I(0)
Turquía	1969:12 - 1973:11	13.10	14.12	I(0)
	1974:03 - 2003:03	43.50	27.58	I(0)
	2003:09 - 2008:03	9.21	4.54	I(0)

Cuadro 10
Resumen Estadístico de la Inflación en Países Asiáticos

<i>País</i>	<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Orden de Integración</i>
Corea	1960:05 - 2008:06	8.70	13.75	I(0)
Hong Kong	1981:04 - 1987:03	6.97	7.23	I(0)
	1987:04 - 1995:09	9.00	4.27	I(0)
	1998:06 - 2003:05	-3.15	5.77	I(0)
	2003:08 - 2007:09	1.45	4.95	I(0)
Indonesia	1968:02 - 1970:05	18.29	63.88	I(1)
	1970:06 - 2008:06	11.47	15.07	I(0)
Japón	1960:12 - 1981:06	7.10	8.01	I(0)
	1981:07 - 2008:05	0.85	3.36	I(0)
Malasia	1960:02 - 1972:11	1.16	6.60	I(0)
	1972:12 - 1976:02	9.31	10.94	I(1)
	1976:03 - 2008:05	3.22	4.30	I(0)
Singapur	1961:02 - 1972:07	1.24	7.98	I(0)
	1972:08 - 1974:05	20.74	21.32	I(1)
	1974:06 - 1981:03	3.71	6.78	I(0)
	1981:09 - 1987:05	0.79	4.84	I(0)
	1987:06 - 2007:06	1.49	3.14	I(0)
Tailandia	1965:03 - 1972:07	2.35	5.33	I(0)
	1972:08 - 1974:05	20.28	11.56	I(1)
	1974:06 - 1979:06	6.03	7.61	I(0)
	1981:05 - 2007:09	3.56	4.84	I(0)

6 Conclusiones

Mediante técnicas basadas en series de tiempo, analizamos la dinámica de la persistencia en las tasas de inflación de 45 países, empleando (en su mayoría) datos mensuales ajustados por estacionalidad correspondientes al periodo 1960–2008. Nuestros resultados indican que para la mitad de los países que se analizaron, la inflación es estacionaria durante toda la muestra. Para este grupo de países, el nivel alrededor del cual la inflación (no persistente) ha fluctuado no parece ser constante. Para muchos de los países de este grupo, particularmente los que pertenecen a la OCDE, los niveles de inflación más bajos corresponden a los periodos más recientes, es decir, desde principios de la década de 1980 hasta la fase final de la muestra en algunos países, o desde la década de 1990 hasta la fase final de la muestra en otros. Este fenómeno podría estar relacionado con la 'Gran Moderación', y la introducción de metas inflacionarias como un marco para la política monetaria.

Por otro lado, la presencia de cambios en persistencia parece ser dominante: en la mitad de los países se detectaron mezclas de episodios de persistencia baja y alta a lo largo del periodo muestral, sobre todo entre las economías de América Latina. En la gran mayoría de los países en este segundo grupo, los periodos de alta persistencia también son los que tienen la media y desviación estándar más altas para la inflación en toda la muestra.

7 Apéndice

Figura 1

Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación Latinoamericana

Figura 1
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación Latinoamericana (Cont.)

Figura 2

Resultados de las pruebas de LKT para la inflación de los países de la OCDE

Figura 2

Resultados de las pruebas de LKT para la inflación de los países de la OCDE (Cont.)

Finlandia

Francia

Grecia

Hungría

Irlanda

Islandia

Italia

Luxemburgo

Figura 2

Resultados de las pruebas de LKT para la inflación de los países de la OCDE (Cont.)

Figura 3
Resultados de las Pruebas de LKT para la Inflación Asiática

Corea

Hong Kong

Indonesia

Japón

Malasia

Singapur

Tailandia

8 Referencias

Altissimo, F., L. Bilke, A. Levin, T. Mathä y B. Mojon (2006), "Sectorial and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area" *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 585-593.

Aparicio, F., A. Escribano y A. E. Sipols (2006), "Range Unit-Root (RUR) Tests: Robust Against Nonlinearities, Error Distributions, Structural Breaks and Outliers" *Journal of Time Series Analysis*, 27(4), 545-576.

Ball, L. (2006) "Has Globalization Changed Inflation", NBER Working Paper 12687.

Batini N. (2002) "Euro Area Inflation Persistence" Working Paper 201, European Central Bank.

Batini N. y E. Nelson (2002), "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited", Discussion Paper 6, Bank of England.

Beechey, M. y P. Osterholm (2007), "The Rise and Fall of U.S. Inflation Persistence", Working Paper 2007:18, Department of Economics Uppsala University.

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

Benati, L. (2006), "UK Monetary Regimes and Macroeconomic Stylized Facts", Working Paper No. 290, Bank of England.

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.

Burridge, P. y D. Hristova (2008), "Consistent Estimation and Order Selection for Nonstationary Autoregressive Processes with Stable Innovations", *Journal of Time Series Analysis*, 29(4), 695-718.

Caggiano, G. y E. Castelnuovo (2007), "Investigating Inflation Persistence in the ACF Domain", no publicado, University of Padua.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006), "Inflation Dynamics in Latin America", Working Paper 2006-11, Banco de Mexico, por aparecer en *Contemporary Economic Policy*.

Chiquiar, D., A. E. Noriega, y M. Ramos-Francia (2007), "A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience", Banco de México Working Papers 2007-01. Por aparecer en *Applied Economics*.

Coenen, G. (2007), "Inflation Persistence and 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 US Inflation Dynamics", NBER Macroeconomics Annual, 16.

Culver, S. y D. Papell (1997), "Is There a Unit Root in The Inflation Rate? Evidence

From Sequential Break and Panel Data Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 435-444.

Gadea, M. y L. Mayoral (2006), “The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach”, *International Journal of Central Banking*, Marzo (4), 51-104.

Hall, R., (1999), “Comment on Rethinking the role of NAIRU in monetary policy: Implications of model formulation and uncertainty”, por A. Estrella y F. Mishkin, en J. B. Taylor ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.

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.

Kim, J. (2000), “Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series”, *Journal of Econometrics*, 95, 97-116.

Kontonikas, A. (2004), “Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence from GARCH Modelling”, *Economic Modelling*, 21, 525-543.

Kumar, M. y T. Okimoto (2007), “Dynamics of Persistence in International Inflation Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), 1457-1479.

Kurozumi, E. (2005), “Detection of Structural Change in the Long-Run Persistence in a Univariate Time Series”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(2), 181-206.

Levin, A. y J.M. Piger (2006), “Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?”, mimeo.

Leybourne, S., T. Kim y A. M. Taylor (2007), “Detecting Multiple Changes in Persistence”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 11(3), 1-32.

Leybourne, S., R. Taylor y T. Kim (2006), “CUSUM of Squares-based Tests for a Change in Persistence”, *Journal of Time Series Analysis*, 28(3), 408-433.

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.

Noriega, A. y M. Ramos-Francia (2008), “A Note on the Dynamics of Persistence in US Inflation”, Banco de México Working Paper 2008-12.

O’Reilly, G. y K. Whelan (2004), “Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?” Working Paper 335, European Central Bank.

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.

Pivetta, F. y R. Reis (2007), “The Persistence of Inflation in the United States”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(4), 1326-1358.

Primiceri, G. E. (2006), “Why inflation rose and fell: Policy-makers’ beliefs and U. S. postwar stabilization policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 121 (3), 867-901.

Rogoff, K. (2003) “Globalization and Global Disinflation”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, cuarto Trimestre, 88(4), 45-78.

Santos, C. y M. A. Oliveira (2007), “Assessing French inflation persistence with impulse saturation break tests and automatic general-to-specific modelling”, Working Paper 10/2007, Facultad de Economia e Gestão, Universidade Católica Portuguesa, Porto.

Sargent, T., N. Williams y T. Zha (2004), “Shocks and Government Beliefs: The Rise and Fall of American Inflation”, NBER working paper 10764.

Trehan, B. y C. Walsh (1988), “Common Trends, the Government Budget Constraint and Revenue Smoothing”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 425-444.

- - - - - , (1990), “Seigniorage and Tax Smoothing in the United States 1914-1986”, *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 97-112.