Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2008-12

**Una Nota sobre la Dinámica de la Persistencia de la
Inflación en Estados Unidos**

Antonio E. Noriega

Banco de México, Universidad de Guanajuato

Manuel Ramos-Francia

Banco de México

Agosto 2008

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.

Una Nota sobre la Dinámica de la Persistencia de la Inflación en Estados Unidos*

Antonio E. Noriega[†]

Banco de México, Universidad de Guanajuato

Manuel Ramos-Francia[‡]

Banco de México

Resumen

La investigación empírica sobre el grado y la estabilidad de la persistencia de la inflación en los EUA ha producido resultados mixtos: algunos autores sugieren que la persistencia ha sido alta y constante durante las últimas décadas, mientras que otros argumentan a favor de una disminución en la persistencia a partir del principio de los 1980s. Esta nota contribuye a este debate mediante la aplicación de un procedimiento específicamente diseñado para probar la presencia de cambios múltiples en persistencia, que al mismo tiempo provee una estimación consistente de las posibles fechas de cambio, y que es robusto a cambios estructurales en el nivel de la serie. Mostramos que la inflación de la post-guerra en los EUA (tanto mensual como trimestral) se volvió altamente persistente durante el periodo conocido como la “Gran Inflación”, para después cambiar a un proceso de baja persistencia a partir de 1984, manteniéndose así hasta la fecha.

Palabras Clave: Inflación, Cambios múltiples en persistencia, Estacionariedad, Gran Inflación.

Abstract

Empirical research on the degree and stability of inflation persistence in the US has produced mixed results: some suggest high and unchanged persistence during the last few decades, while others argue in favor of a decline in persistence since the early 1980s. We contribute to this debate by applying a test specifically designed to test for multiple changes in persistence, allowing for consistent estimation of the possible change dates, and robust to level breaks. We show that post-WWII US inflation (monthly and quarterly) became highly persistent during the “Great Inflation” period, and then switched back to a low persistence process during 1984, and has remained stationary until the present day.

Keywords: Inflation, Multiple change in persistence, Stationarity, Great inflation.

JEL Classification: C12, C22, E31, E52.

* Agradecemos a Carlos Capistrán, Daniel Chiquiar, Héctor Salgado, Arnulfo Rodríguez y a los participantes del seminario del Banco de México, Universidad de Guanajuato, El Colegio de México y el CIDE por sus comentarios y sugerencias, y a Mario Alberto Oliva por su excelente ayuda en esta investigación.

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

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

1 Introducción

El grado de la persistencia de la inflación contiene información vital para el proceso de toma de decisiones de la política monetaria. En particular, ayuda en el proceso de decisiones acerca del ajuste del instrumento de política para lograr el objetivo deseado y, en general, constituye un elemento muy importante en la formulación de la política monetaria óptima.

La investigación empírica sobre el grado y la estabilidad de la persistencia de la inflación en los Estados Unidos (EUA) ha producido resultados mixtos. El debate gira en torno a una posible disminución en la persistencia durante la Gran Moderación en los principios de los ochentas.¹ Por ejemplo, Beechey y Osterholm (2007) encuentran cambios significativos en la persistencia de la inflación, la cual se demuestra que ha aumentado durante los 1970s y después ha caído durante los 1980s. Utilizando técnicas diferentes, así como una definición diferente de la persistencia, Cogley y Sargent (2002) y Kumar y Okimoto (2007) llegan a conclusiones similares. Algunos otros estudios que documentan una disminución en la persistencia de la inflación en los EUA, incluyen Levin y Piger (2003) y Benati (2002).

En contraste, Pivetta y Reis (2007) muestran que la persistencia de la inflación se ha mantenido alta y sin cambios durante las últimas tres décadas. En el mismo sentido, véase Gadea y Mayoral (2006) y Batini y Nelson (2002). Finalmente, Robalo Marques, C. (2004) argumentan que “la evidencia sobre si la persistencia de inflación fue mayor durante los sesentas y setentas que en las últimas dos décadas o si la inflación es persistente en general, finalmente depende de la media que se asume cuando se calcula la persistencia.” (p.31).

Dada la importancia de la persistencia de la inflación para evaluar la optimalidad de políticas monetarias, así como el poco consenso sobre el grado de la persistencia de la inflación en la literatura empírica, el presente documento tiene como objetivo proveer nueva evidencia sobre la dinámica de la persistencia de la inflación, basada por primera vez en un enfoque de series de tiempo recientemente desarrollado y específicamente diseñando para probar la presencia de cambios múltiples en la persistencia que también es robusto a cambios estructurales. Nos concentramos en una prueba que permite cambios estructurales múltiples en persistencia (a diferencia de pruebas para un cambio único en la persistencia), dado que una vez que se detecta un cambio de, por ejemplo, $I(0)$ a $I(1)$ en la tasa de inflación, se espera que este cambio sea temporal, porque finalmente se implementarían medidas correctivas para que la inflación se vuelva

¹Algunos autores argumentan que la ocurrencia de la caída en la persistencia está relacionada con cambios en el entorno de la política monetaria, ya que coincide con un periodo en el cual la Reserva Federal adoptó una respuesta más agresiva a la inflación (Carlstrom y Fuerst (2008)) y las expectativas de inflación (Boivin y Giannoni (2006)). Una vez que las expectativas se han anclado, es poco probable que se ajusten a incrementos temporales en la tasa de inflación, lo que reduce la persistencia de choques.

estacionaria de nuevo.² La aplicación de la prueba desarrollada por Leybourne et al. (2007) a la tasa de inflación estadounidense en la sección 3 muestra que, aparte de un periodo corto de alta volatilidad entre la post-guerra y principios de los cincuentas, así como del periodo conocido como la “Gran Inflación” (principios 1970s-principios 1980s), la inflación en los EUA se ha comportado de manera estacionaria, alrededor de una media no constante.

2 Prueba para cambios múltiples en la persistencia

Se aplica una prueba para cambios en el orden de integración de una serie de tiempo desarrollada por Leybourne, Kim y Taylor (2007, en lo siguiente denominada LKT). Dicha prueba permite una estimación consistente de las fechas de cambios, y sus propiedades asintóticas y de muestras finitas no están afectadas por la presencia de cambios (múltiples) de nivel. También, nótese que las pruebas para un cambio único en la persistencia, como las de Kim (2000), Harvey, et al. (2006) y Leybourne et al. (2006), no son consistentes contra procesos que muestran cambios múltiples en persistencia.³ Por lo tanto, la prueba aplicada en el presente documento es la única metodología en la literatura que es válida ante la presencia de cambios múltiples en persistencia. El proceso de generación de datos (DGP, por sus siglas en inglés) consiste del siguiente proceso $AR(p)$ que varía en el tiempo:

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

donde y_t es la tasa de inflación, $d_t = z_t' \beta$ es el kernel determinístico, que en este caso se simplifica a $z_t = 1$ y $\beta = \beta_0$, el nivel de inflación (posiblemente no constante) y ε_t es una secuencia de martingala en diferencias.⁴ En (1), u_t se muestra como proceso $AR(p)$ que cambia con el tiempo, reescrito 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 a través de $m + 1$ regímenes separados.

²Aunque, cuando se modela la inflación desde una perspectiva de finanzas públicas, el suavizamiento de los rendimientos implicaría, bajo ciertas condiciones, que la inflación óptimamente siguiera un proceso martingala (véase, por ejemplo, Mankiw (1987), Trehan y Walsh (1990), etc.). Sin embargo, en la actualidad probablemente sería difícil encontrar algún hacedor de políticas que piense que la inflación debería determinarse utilizando dicho enfoque.

³Además, tampoco la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) es consistente, cuando se aplica a series de cambios en persistencia, dado que la parte de $I(1)$ dominará asintóticamente.

⁴Se utiliza este DGP dada su simplicidad de presentación, pero métodos en LKT permiten tendencias lineales y cambios en el nivel y la tendencia de d_t .

Existen dos hipótesis: la hipótesis nula, $H_0 : y_t \sim I(1)$ a todo lo largo de la muestra, o sea, $\rho_i = 1 \forall t$, y la alternativa, $H_1 : y_t$ experimenta uno o más cambios de régimen entre comportamiento $I(1)$ e $I(0)$. Es decir, bajo la alternativa ρ_i está sujeta a $m \geq 1$ cambios no conocidos en persistencia, ocasionando $m + 1$ segmentos con fracciones de puntos de cambio dadas por $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{m-1} < \tau_m$. El procedimiento divide $y_t, t = 1, \dots, T$ en regímenes separados $I(0)$ e $I(1)$, y consistentemente estima las fracciones de puntos de cambio asociadas. LKT definen la fracción $\tau \in (\lambda, 1)$, para una λ en $(0, 1)$ dada, y basan su prueba H_0 vs. H_1 en el estadístico de raíz unitaria ADF sin tendencia, basado en la estimación local de mínimos cuadrados generalizados, que utiliza las observaciones muestrales entre λT y τT , denominado $DF_G(\lambda, \tau)$, que se obtiene como el estadístico t estándar asociado con $\hat{\rho}_i$ en la regresión ajustada

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

donde $y_t^d \equiv y_t - z_t' \hat{\beta}$, con $\hat{\beta}$ siendo la estimación de mínimos cuadrados ordinarios de β obtenida mediante 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 la aplicación empírica (sección 3) se fija $\lambda = 1/T$ tal que $\lambda T = 1$. De igual manera como en LKT, se utiliza $\tau = 0.20$.⁵ Para determinar el valor de k_i , siguiendo Pivetta y Reis (2007), se utiliza el criterio de información bayesiano. Este criterio elige la longitud apropiada del rezago para valores de k_i entre 0 y 4 (0 y 12) para datos trimestrales (mensuales) para cada regresión de la muestra o submuestra estimada.

La prueba se basa en una secuencia doblemente recursiva de estadístico tipo DF de raíz unitaria:

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

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 genera los puntos de inicio y fin (es decir, el intervalo $[\hat{\lambda}, \hat{\tau}]$) del primer régimen $I(0)$ sobre la muestra completa. La presencia de cualquier régimen $I(0)$ adicional se puede detectar secuencialmente mediante la aplicación del estadístico M a cada uno de los subintervalos resultantes $[0, \hat{\lambda}]$ y $[\hat{\tau}, 1]$.⁶ Continuando de esta manera, se pueden identificar todos los regímenes $I(0)$ junto con sus puntos de inicio y fin. Nótese que el periodo entre el último dato de un régimen $I(0)$ y el primer dato del siguiente régimen $I(0)$ tiene que representar un régimen $I(1)$.

⁵ Como prueba de robustez en la aplicación empírica en la siguiente sección, se utilizaron valores diferentes de τ y $\bar{c}$ y se obtuvieron resultados cualitativamente similares.

⁶ Puede ser el caso que el periodo $I(0)$ indicado por la prueba se encuentra en un extremo de la muestra. En este caso, la prueba se puede aplicar al segmento resultante $[0, \hat{\lambda}]$ o $[\hat{\tau}, 1]$.

3 Resultados empíricos

Las series de inflación a investigar son trimestrales y mensuales, desestacionalizadas y abarcan el periodo de 1947:02 a 2008:01 y 1947:02 a 2008:04, respectivamente. Los datos trimestrales se basan en el deflactor del PIB de *Bureau of Economic Analysis* de EUA, mientras que los datos mensuales en el INPC de *Bureau of Labor Statistics* de EUA.⁷

La Tabla 1 resume la información sobre la muestra para la cual se aplica la prueba, los tamaños de muestra correspondientes, los valores estimados del orden $AR(p)$, los valores del estadístico M de LKT y en las dos últimas columnas, el inicio y el fin de los segmentos $I(0)$ identificados. La prueba M se aplica inicialmente sobre la muestra completa, detectando un régimen $I(0)$ interior entre 1950:02 y 1966:01 para el cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significancia de 1% (el estadístico M es -8.36 y el valor crítico de LKT para $T = 250$ es -4.51 a un nivel de significancia de 1%). En seguida, la prueba se aplica para el periodo 1947:02-1950:01 y el estadístico M no resultó significativo a nivel de significancia de 10% (y por lo tanto, no se reporta en la Tabla 1). La búsqueda de un régimen estacionario adicional continua mediante la aplicación de la prueba para la muestra de 1966:02-2008:01, de la cual resulta el segundo régimen $I(0)$, correspondiente al periodo 1992:03-2003:04. Un tercer régimen $I(0)$ se descubre para el periodo 1967:04-1973:01, cuando el procedimiento de la prueba se aplica a la submuestra de 1966:02-1992:02. Continuando de esta manera, el procedimiento encuentra 5 regímenes $I(0)$ en total. Como se puede deducir, los regímenes $I(1)$ deberían corresponder a los periodos 1947:02-1950:01 y 1973:02-1984:01 (que no se reportan) para los cuales no se puede rechazar la existencia de raíz unitaria, utilizando valores críticos en LKT.⁸

⁷La inflación se mide como el cambio trimestral (mensual) anualizado en el deflactor del PIB (INPC) calculado como $400\ln(P_t/P_{t-1})$ ($1200\ln(P_t/P_{t-1})$). Todos los cálculos se realizaron utilizando un código GAUSS, disponible por los autores, bajo solicitud.

⁸Para comparar estos resultados con los de Pivetta y Reis (2007), se aplicó la prueba de LKT sobre su muestra: 1947:02-2001:03 y se constataron los resultados del presente documento, es decir, una disminución en la persistencia durante 1984 a 2001. Estos resultados contradictorios, posiblemente resultan de la gran incertidumbre acerca del valor exacto de la persistencia de la inflación en cualquier punto del tiempo, resultante del amplio intervalo de confianza y conjuntos creíbles estimados por Pivetta y Reis (2007).

Tabla 1
Resultados de la prueba LKT para la Inflación Trimestral

<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>
1947:02 - 2008:01	244	3	-8.36***	1950:02	1966:01
1966:02 - 2008:01	168	0	-5.55***	1992:03	2003:04
1966:02 - 1992:02	105	0	-4.93***	1967:04	1973:01
1973:02 - 1992:02	77	0	-3.90*	1984:02	1992:01
2004:01 - 2008:01 ^a	17	0	-5.31*	2004:01	2008:01

** y * denotan significancia a nivel de 1% y 10%, respectivamente.

^aPara esta muestra Kmax=0, debido a los limitados grados de libertad.

La Figura 1 presenta los resultados de una manera gráfica, donde una línea recta indica un periodo $I(0)$, como lo identificó la prueba M . Por conveniencia, dicha línea se traza en la media de cada uno de los periodos $I(0)$ que define.

Figura 1
Resultados de la prueba LKT para la Inflación Trimestral,
1947:02-2008:01

Como ilustra la gráfica, los dos periodos $I(1)$ detectados por la prueba corresponden al periodo de post-guerra de alta volatilidad y al periodo conocido como la “Gran Inflación”. La Tabla 2 reporta el resumen estadístico para los periodos $I(0)$ y $I(1)$ identificados mediante la prueba M . Nótese que, en general, los periodos después de la “Gran Inflación” registran valores bajos para los estadísticos reportados.

Tabla 2
Resumen Estadístico para la Inflación Trimestral

<i>Muestra</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Corr. Serial</i>	<i>Orden de Integración</i>
1947:02 - 1950:01	2.37	4.49	0.61	I(1)
1950:02 - 1966:01	2.14	2.30	0.36	I(0)
1967:04 - 1973:01	4.69	1.00	-0.14	I(0)
1973:02 - 1984:01	6.98	2.20	0.73	I(1)
1984:02 - 1992:01	3.11	0.88	0.29	I(0)
1992:03 - 2003:04	1.90	0.65	0.17	I(0)
2004:01 - 2008:01	2.91	0.83	0.07	I(0)

La Tabla 3 y la Figura 2 reportan los resultados para la inflación mensual, para la cual se observa un patrón similar, con fechas casi idénticas para los dos periodos $I(1)$ detectados.

Tabla 3
Resultados de la prueba LKT para la Inflación Trimestral

<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>
1947:02 - 2008:04	735	1	-12.60***	1990:11	2007:10
1947:02 - 1990:10	525	0	-8.84***	1951:04	1961:06
1961:07 - 1990:10	652	0	-7.62***	1965:11	1973:01
1973:02 - 1990:10	213	0	-6.53***	1981:10	1989:12
1961:07 - 1965:10	52	2	-7.64***	1961:09	1965:08

*** denota significancia a nivel de 1%.

Figura 2
Resultados de la prueba LKT para la Inflación Trimestral,
1947:02-2008:04

4 Conclusiones

Los resultados en el presente documento parecen indicar que la inflación de la post-guerra en los EUA (trimestral y/o mensual) se ha comportado de manera estacionaria, con excepción de dos periodos, 1947-1950 y 1973-1983, cuando se comportó como proceso $I(1)$. En particular, la inflación cambió de un proceso $I(1)$ a uno $I(0)$ después del final del periodo de “Gran Inflación”, y se mantuvo estacionario hasta la fecha. Estos resultados coinciden con varios estudios empíricos que encuentran evidencia de una disminución de la persistencia de la inflación durante las últimas décadas.

Más importante, los resultados del presente documento son congruentes con los argumentos discutidos en la literatura acerca de por qué la inflación debería comportarse de manera estacionaria, especialmente después de la experiencia de la “Gran Inflación” en los EUA en los 1970s. Primero, como argumenta Hall (1999), “. . . al menos desde 1979, parece haber pocas dudas de que la política ha intentado y logrado que la inflación se revierta a su media. Cada indicio de un aumento de la inflación resulta en que la Reserva Federal toma una medida para frenar dicho desarrollo y que la inflación regresa a su objetivo. Una segunda razón para esperar que la tasa de inflación regrese a su media es que la fuente principal de los disturbios en los precios -cambios en el precio de petróleo- es temporal. Incluso, sin una buena política monetaria, los incrementos de inflación son temporales" (p.432). Tercero, el aprendizaje de los bancos centrales ha inducido cambios en las estrategias de política, desarrollando una preferencia para estabilizar la inflación que genera mejores resultados económicos (véase, por ejemplo, Beechey y Osterholm (2007), Sargent, Williams y Zha (2004) y Primiceri (2006)).

5 Referencias

- Batini, N. y E. Nelson, 2002, The lag from monetary policy actions to inflation: Friedman revisited, *International Finance*, Vol. 4(3), 381-400.
- 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.
- Boivin, J. y M. Giannoni, 2006, Has monetary policy become more effective?, *The Review of Economics and Statistics*, 88 (3), 445-462.
- Carlstrom, C. y T. Fuerst, 2008, Explaining apparent changes in the Phillips curve: Trend inflation isn't constant, Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Commentary* (Enero), 1-7.
- Cogley, T. y T.J. Sargent, 2002, Evolving post-world war II inflation dynamics, *NBER Macroeconomics Annual*, 16, 331-388.
- 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.
- 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, in 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.
- Kumar, M. y T. Okimoto, 2007, Dynamics of persistence in international inflation rates, *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (6), 1457-1479.
- Levin, A. y J.M. Piger (2003), "Is a Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?", Working Paper 023E, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- 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.
- Leybourne, S., T. Kim y A. M. Taylor, 2007, Detecting multiple changes in persistence, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 11 (3), 1-32.
- Mankiw, N.G., 1987, The optimal collection of seigniorage: Theory and evidence, *Journal of Monetary Economics*, 20, 327-341.
- 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, Giorgio E., 2006, Why inflation rose and fell: Policy-makers' beliefs and U. S. postwar stabilization policy, *Quarterly Journal of Economics*, 121 (3), 867-901.
- Robalo Marques, C., 2004, Inflation persistence: Facts of artefacts?, European Central Bank, Working Paper Series No. 371.
- 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, 1990, Seigniorage and tax smoothing in the United States 1914-1986, *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 97-112.