

Acosta, Marco A.

**Un análisis de cambio estructural en la persistencia de
la inflación en México usando la regresión cuantílica***

El trimestre económico, vol. LXXXV(1), núm. 337, 2018, Enero-Marzo, pp. 169-193
Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v85i337.663

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31357556006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

Un análisis de cambio estructural en la persistencia de la inflación en México usando la regresión cuantílica*

Structural Changes in the Inflation Persistence
in Mexico Using the Quantile Regression

Marco A. Acosta**

ABSTRACT

Background: It is well documented that inflation persistence in Mexico has experienced an unstable behavior through time at the conditional mean distribution. However, its behavior at conditional quantiles of the distribution have been not explored.

Methods: This study determines the periods in which inflation persistence in Mexico presented structural changes in its conditional distribution using a quantile regression approach. Additionally, the article examines for each period, if inflation follows a stationary behavior using the Quantile Kolmogorov-Smirnov test, estimate the persistence of inflation shocks, and analyze if inflation is converging to the long-term inflation target of 3% impose by the Central Bank.

Results: The episodes found coincided with periods when Mexico's economic policies underwent drastic changes that altered the price formation process. The evidence indicates that inflation shocks present an asymmetric behavior, while high magnitude negative shocks rapidly vanish, high magnitude positive shocks tend to be long lasting. Inflation converged to a stationary process in all its conditional quantiles under the inflation targeting regime. Besides, since 2009 the hypothesis that inflation adjusted for seasonal effects remains within the range variability of $\pm 1\%$ point of the long-term inflation target of three percent cannot be statistically rejected.

* Artículo recibido el 6 de enero de 2017 y aceptado el 30 de junio de 2017. El autor agradece los comentarios de los dictaminadores anónimos de *El Trimestre Económico* y del Banco de México, así como las sugerencias de Mariana Calderón y Abel Rodríguez en materia de interpretación económica. Cualquier error u omisión que pudiera persistir en el documento es responsabilidad exclusiva del autor.

** Dirección General de Investigación Económica (correo electrónico: macosta@banxico.org.mx).

Conclusion: The quantile regression is a useful and convenient statistical tool to analyze inflation persistence. In particular, it gives a clear picture about the periods in which inflation changed, and on the impact of inflation shocks in a specific quantile.

Key words: inflation; quantile regression; change in persistence; stationarity. *JEL*

Classification: C12, C22, E31, E52.

RESUMEN

Antecedentes: Se ha documentado que la persistencia de la inflación en México ha experimentado un comportamiento inestable a lo largo del tiempo en la distribución de la media condicional. Sin embargo, su comportamiento no ha sido explorado en sus cuantiles condicionales.

Métodos: Este estudio determina los períodos en que la persistencia de la inflación en México presentó un cambio estructural en su distribución, usando el método de regresión cuantílica. Adicionalmente, el artículo examina para cada uno de los períodos encontrados si la inflación sigue un comportamiento estacionario, valiéndose de la prueba cuantílica de Kolmogorov-Smirnov; además estima la persistencia de los choques a la inflación y analiza si la inflación se encuentra convergiendo hacia la meta de inflación de largo plazo de 3% impuesta por el Banco Central.

Resultados: Los episodios encontrados coinciden con períodos en los que las políticas económicas de México experimentaron cambios drásticos que alteraron el proceso de formación de precios. La evidencia indica que los choques a la inflación presentan un comportamiento asimétrico, pues mientras los choques negativos de magnitud alta se desvanecen de manera rápida, los choques positivos de magnitud alta se caracterizan por tener un efecto duradero. La inflación convergió en un proceso estacionario en todos sus cuantiles condicionales bajo el régimen de objetivos de inflación. Además, a partir de 2009 no se puede rechazar estadísticamente que la inflación general ajustada por efectos estacionales se encuentre dentro del rango de variabilidad de $\pm 1\%$ del objetivo de largo plazo de la inflación ubicado en 3%.

Conclusión: La regresión cuantílica es una herramienta estadística útil y conveniente para analizar la persistencia de la inflación. Particularmente, da una idea clara acerca de los períodos en los cuales la persistencia en la inflación cambió y del impacto de los choques a la inflación en un cuantil específico.

Palabras clave: inflación; regresión cuantílica; cambio en persistencias; estacionariedad. *Clasificación JEL:* C12, C22, E31, E52.

INTRODUCCIÓN

El término persistencia, como explica Führer (2009), proviene de su análogo inercia en física, y se define como la resistencia de un cuerpo a modificar su velocidad. Así, en términos económicos, un choque a la inflación es persistente si, manteniendo todo lo demás constante, muestra una tendencia a permanecer sin cambio. En este sentido, el grado de persistencia que la inflación exhibe es relevante, ya que provee de información para la formulación de una política monetaria óptima que tome en cuenta posibles choques sobre esta variable.

La persistencia de la inflación tradicionalmente se estudia en su forma reducida, ya que la interpretación recae sobre las propiedades empíricas de la misma. El análisis de ésta en su forma reducida provee dos aspectos relevantes: el primero, y probablemente el más importante, es proporcionar información sobre si la inflación sigue un proceso estacionario, es decir, si los choques a la inflación son de carácter transitorio o duradero. El segundo, de medición o de fineza, calcula el grado de persistencia, por ejemplo, un número cercano a 1 estaría asociado con una alta persistencia en el proceso inflacionario, mientras que una cifra cercana a 0 estaría asociado a lo contrario, según la metodología de Andrews y Chen (1994).

En América Latina el estudio de la persistencia de la inflación se empezó a documentar tardíamente en comparación con las economías avanzadas. En Capistrán y Ramos-Francia (2009) se encuentra que en los países latinoamericanos hubo múltiples cambios en la media de la inflación, la cual aumentó en la década de 1980 y disminuyó en la de 1990, lo que sugiere que en la región la reducción en la inflación se observó una década después que en los países desarrollados. Por su lado, Noriega y Ramos-Francia (2013) estudian la persistencia en la inflación para 45 países entre 1960 y 2008 con una prueba no paramétrica de raíz unitaria. En México dicho estudio encuentra tres períodos en los que la inflación muestra una integración de orden 0, es decir, el proceso inflacionario es estacionario. Los períodos encontrados en el estudio van de abril de 1961 a diciembre de 1972, de abril de 1973 a noviembre de 1981 y de septiembre de 2002 a abril de 2008. Y Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia (2010) encuentran que la inflación pasó de ser un proceso no estacionario a uno estacionario a finales del año 2000 o principios de 2001.

En este sentido, el presente artículo busca explorar aspectos insuficientemente abordados respecto al proceso inflacionario en México. En particular

se examinan las propiedades de la persistencia condicional de la inflación mediante el método de regresión cuantílica, de enero de 1982 a julio de 2016, propuesto por Koenker y Bassett (1978); para esto se utilizan los fechados encontrados por las pruebas de estabilidad estructural de Oka y Qu (2011), con el fin de relacionar los hallazgos con explicaciones históricas de la economía mexicana. Adicionalmente, se prueba si el proceso inflacionario tiene una raíz unitaria acorde con la metodología desarrollada por Koenker y Xiao (2004) en los períodos definidos por los cambios estructurales. Empíricamente se encuentra que la inflación experimentó tres cambios estructurales, por lo que se pueden definir cuatro períodos históricos del proceso inflacionario: el primero, de enero de 1982 a diciembre de 1987; el segundo, de enero 1988 a febrero 1995; el tercero, de marzo 1995 a diciembre de 2000, y el último, de enero de 2000 a julio de 2016. Al respecto destaca, por un lado, que la inflación condicional es sólo estacionaria en el último periodo para cada uno de sus cuantiles, mientras que la prueba de raíz unitaria presenta evidencia a favor de que la inflación global sigue un proceso estacionario en los últimos tres períodos. Por otro lado, la evidencia indica que los choques a la inflación presentan un comportamiento asimétrico, mientras que los choques negativos de alta magnitud se desvanecen rápidamente en todos los períodos; los choques positivos de alta magnitud, asociados con el cuantil más alto, no revierten la media en los primeros tres períodos y únicamente lo hacen en el último.

Al explorar la inflación desestacionalizada destaca el hecho de que a partir de 2009 no se puede rechazar estadísticamente la hipótesis de que la τ incondicional de la inflación general ajustada por efectos estacionales se encuentre dentro del rango de variabilidad de $\pm 1\%$ del objetivo de largo plazo de la inflación ubicado en 3%. Esto sugiere que no sólo la media de la inflación ha experimentado un proceso de convergencia al objetivo, sino, al parecer, toda la distribución.

El documento se organiza como sigue. La sección I presenta una revisión de la literatura de la persistencia de la inflación explorada por regresión cuantílica. La sección II describe los datos utilizados. La sección III describe la regresión cuantílica, muestra las herramientas estadísticas para identificar la fecha de los cambios estructurales en los parámetros de la forma funcional del proceso inflacionario y especifica la prueba de raíz unitaria. En la sección IV se presentan los resultados y se comentan a la luz de los acontecimientos ocurridos en la economía mexicana. Finalmente, se presentan las conclusiones.

I. REGRESIÓN CUANTÍLICA Y PERSISTENCIA

El principal propósito del análisis de la persistencia de la inflación de forma cuantílica es proveer herramientas sólidas a los tomadores de política monetaria acerca del comportamiento de la inflación, ya que, como detallan Wolters y Tillman (2015), existen efectos asimétricos de choques en la inflación, los cuales se pueden clasificar en cuatro clases: rigideces salariales (Akerlof, Dickens y Perry, 1996; Messina *et al.*, 2010 y Castellanos, García-Verdú y Kaplan, 2004), costos de menú (Ball y Mankiw, 1994), asimetría de política monetaria (Ruge-Murcia, 1999; e Ibarra, 2016) y cambios de regímenes (Bianchi e Ilut, 2014). En este sentido, una caracterización más precisa acerca de la dinámica inflacionaria, y en particular condicional al cuantil en que se ubica, podría coadyuvar al diseño de políticas en los bancos centrales para mantener una inflación baja y estable como argumentan Cecchetti *et al.* (2007).

Entorno a los motivos anteriormente expuestos, la persistencia en la inflación ha sido estudiada en algunos países con el método de regresión cuantílica controlando por todos sus parámetros para examinar los cambios estructurales de dicha variable macroeconómica con modelos Aumentados de Dickey-Fuller (ADF). Específicamente, todos los estudios por mencionar controlan por la constante, la persistencia y los cambios en la inflación. Çiçek y Akar (2013) encuentran para Turquía que la velocidad de ajuste hacia la reversión a la media varía dependiendo del cuantil estudiado. Además, muestran que la persistencia en la inflación cambia después de la adopción del objetivo de inflación, siendo menor después de la adopción de éste.

Gaglianone, Guillén y Figueiredo (2015) muestran para Brasil que la persistencia en la inflación no es uniforme en distintos cuantiles; sin embargo, la inflación condicional por cuantil es estacionaria para la mayoría de ellos. Además, los autores destacan que los períodos asociados a una inflación inestable se relacionan con incrementos en la aversión al riesgo país, así como al desanclaje de las expectativas inflacionarias, lo que contribuye a una mayor persistencia en la inflación.

Gupta, Jooste y Ranjbar (2015) estudian la inflación general y subyacente de Sudáfrica. Al igual que Gaglianone, Guillén y Figueiredo (2015), el estudio de Gupta, Jooste y Ranjbar (2015) encuentra un menor nivel de persistencia para ambas inflaciones bajo un régimen de objetivos de inflación, además de que el nivel de persistencia es menor para todos los cuantiles en relación con el período sin esquema de objetivos de inflación. Adicional-

mente, su estudio encuentra que la persistencia de la inflación no subyacente es mayor que en la general y la subyacente, lo cual se debe en gran medida a los choques que desestabilizan los precios de los energéticos y los agropecuarios.

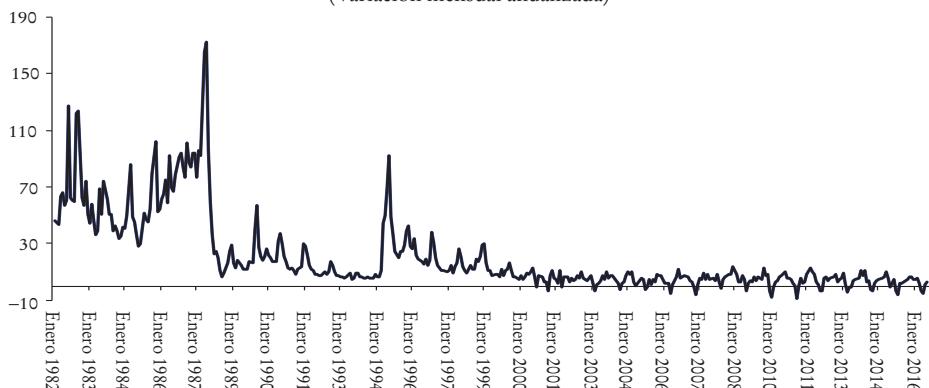
Para el caso de los Estados Unidos, Wolters y Tillman (2015) profundizan en el análisis por cuantil de la inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el deflactor del producto interno bruto (DPIB) y el gasto en consumo personal (PCE, por sus siglas en inglés). Wolters y Tillman (2015) controlan por cambios estructurales y encuentran evidencia de que el proceso inflacionario medido por los tres indicadores mencionados cambió en 1980. En adición, la evidencia sugiere que después del periodo conocido como desinflación de Volcker se puede rechazar que el proceso siga una raíz unitaria, incluyendo los cuantiles altos.

II. DATOS

Los datos utilizados para realizar el análisis propuesto son los correspondientes al Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) de enero de 1982 hasta julio de 2016 proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y el Banco de México (véase la gráfica 1).¹ Así, la inflación en el tiempo t se encuentra definida por $\pi_t = 1200 * \ln(\text{INPC}_t / \text{INPC}_{t-1})$.

GRÁFICA 1. *Índice Nacional de Precios al Consumidor*

(Variación mensual anualizada)



FUENTE: elaboración propia con información de Banco de México e INEGI.

¹ El INPC fue elaborado por el Banco de México desde su creación en enero de 1969 hasta el 14 de julio de 2011, fecha en la que cede el cálculo al INEGI.

El estudio inicia en enero de 1982 debido a que ése fue un año en el que México experimentó una profunda y marcada crisis ocasionada por una alta contratación de deuda que imposibilitó el pago de la misma. El peso sufrió una fuerte devaluación y la inflación repuntó. Previo a este episodio la economía mexicana no tuvo un claro patrón económico; después del fin del desarrollo estabilizador en 1970, la economía siguió creciendo por alrededor de tres años. En 1973 el alza en los precios internacionales del petróleo ocasionó que México redujera su crecimiento y que la inflación subiera; en 1976 el descubrimiento de reservas petroleras generó un nuevo *boom* en la economía, pero en 1981 sobrevino la crisis al bajar los precios de dicha materia prima.

III. METODOLOGÍA

En esta sección se detalla la metodología utilizada en el estudio. En primer lugar se describe la regresión cuantílica, procedimiento propuesto por Koenker y Bassett (1978); en segundo, se muestra la medida de persistencia de la inflación propuesta por Andrews y Chen (1994) y las pruebas de cambios estructurales acordes con Oka y Qu (2011). Finalmente, se procede a mostrar la prueba de raíz unitaria desarrollada por Koenker y Xiao (2004).

1. Regresión cuantílica

La regresión cuantílica propuesta por Koenker y Bassett (1978) busca modelar la distribución de una variable aleatoria (Y) ordenada respecto al tiempo en relación con una serie de variables explicativas (X). Específicamente, esta metodología minimiza las desviaciones absolutas con pesos asimétricos por cuantil τ , $0 < \tau < 1$, de una muestra aleatoria $\{y_t: k = 1, \dots, T\}$ del proceso de regresión $\varepsilon_t = y_t - x_t B$, donde $\{x_t: i = 1, \dots, T\}$ es una secuencia de K -vectores renglón y B es un vector de dimensión K que minimiza las desviaciones absolutas. La representación matemática está dada por:

$$\min_{B \in \mathbb{R}^K} \left[\sum_{y_t \geq x_t B} \tau |y_t - x_t B| + \sum_{y_t < x_t B} (1-\tau) |y_t - x_t B| \right]$$

o, en términos más simples:

$$\min_{B \in \mathbb{R}^K} \left[\sum \varphi_\tau(\varepsilon) \right]$$

tal que $\varphi_\tau(\cdot)$ representa la función de valor absoluto inclinada como:

$$\varphi_\tau = \begin{cases} \varepsilon_t(\tau - 1) & \text{si } \varepsilon_t < 0 \\ \varepsilon_t\tau & \text{si } \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

Para resolver el problema de minimización se utiliza programación lineal, ya que no se puede derivar de algebraicamente una solución.² Es importante mencionar que el ajuste $\hat{y}_t = x_t B$ aproxima una línea cercana a la distribución del cuantil de la variable dependiente acorde con el ajuste proporcionado por los datos de las variables independientes.

2. Medida de persistencia de la inflación

Para calcular la persistencia en la inflación en este estudio, se decidió utilizar un modelo autorregresivo definido por:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde π_t es la inflación, α es el intercepto, ε_t representa el término error serialmente no correlacionado y t es el subíndice que denota el tiempo. La suma de los coeficientes autorregresivos es $\rho = \sum_{j=1}^n \beta_j$. De acuerdo con Andrews y Chen (1994) ρ es el parámetro que mejor mide la persistencia en la inflación y ha sido adoptado en gran parte de la literatura. Reformulando la ecuación (1) puede ser escrita como:

$$\pi_t = \alpha + \rho \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \delta_j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

La ecuación (2) muestra un modelo ADF que tiene como objetivo probar si una serie de tiempo posee una raíz unitaria. En este sentido, si el valor de ρ es mayor o igual a 1, la serie de tiempo analizada posee una raíz unitaria, lo que se interpreta como que la serie no es estacionaria, ya que cualquier

² Se utilizó el software *R* para las regresiones cuantílicas. En particular, el programa *quantreg* desarrollado por Roger Koenker.

choque se encontraría asociado a un impacto permanente en la inflación. En caso de que $|\rho| < 1$, el proceso inflacionario es estacionario y la persistencia puede ser medida. Si ρ es cercano a 1 se dice que la inflación es altamente persistente, y en caso de que ρ sea cercano a 0, la inflación muestra un comportamiento poco persistente; el caso donde $\rho = 0$ se traduce en un proceso sin memoria.

En consecuencia de lo expuesto, la función condicional por cuantil de la inflación se puede definir como:

$$q_\tau(\pi_t | \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j}) = \alpha(\tau) + \rho(\tau)\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \delta_j(\tau)\Delta\pi_{t-j}$$

donde $q_\tau(\pi_t | \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j})$ es la función condicional de la inflación respecto a sus realizaciones pasadas $\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j}$ y τ es el cuantil de interés.

Es importante mencionar que la interpretación de la persistencia en la regresión cuantílica se hace de manera directa, es decir, $\rho(\tau)$ representa la persistencia del cuantil τ condicional a los valores previos de la inflación $\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-n}$. Por ejemplo, en $\tau = 0.8$, $\rho(\tau)$ mide el grado de persistencia cuando la inflación exhibe una desviación relativamente alta de su media. Así, es posible encontrar diversos valores para $\rho(\tau)$ para un mismo periodo, e incluso puede ser que algunos crucen el valor de $\rho(\tau) = 1$ y otros no, lo que implicaría que para ciertos cuantiles los choques a la inflación se diluirían y en otros no lo harían.

Los cambios estructurales en los parámetros de la forma funcional se pueden estimar de acuerdo con la metodología establecida por Oka y Qu (2011), la cual desarrolla dos tipos de pruebas para detectar los cambios de estructura en las regresiones cuantílicas. La primera prueba denominada *DQ* estima la estabilidad estructural del conjunto de cuantiles especificados a lo largo del tiempo, es decir, toma todos los cuantiles de forma conjunta y verifica si los parámetros de la forma funcional del modelo ADF cambiaron en determinado tiempo t . Definiendo el vector de parámetros de la ecuación $q_\tau(\pi_t | \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j})$ como $\xi(\tau) = (\alpha(\tau), \rho(\tau), \delta_1(\tau), \dots, \delta_{n-1}(\tau))$. La hipótesis nula de la prueba *DQ* se define como que los parámetros $\xi(\tau)$ no cambian en el tiempo, mientras que la alternativa es que sí. La hipótesis alternativa es que dichos parámetros cambian en los cuantiles. Formalmente las hipótesis de la prueba *DQ* con T observaciones para $\Psi = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_k\}$ se definen como:

$$H_0^{DQ}: \xi_i(\tau) = \xi_0(\tau) \text{ para todas } i \text{ y para todos los } \tau \in \Psi$$

$$H_1^{DQ}: \xi_i(\tau) = \begin{cases} \xi_1(\tau) & \text{para } i = 1, 2, \dots, t \\ \xi_2(\tau) & \text{para } i = t+1, t+2, \dots, T \end{cases} \text{ para todos los } \tau \in \Psi$$

La prueba DQ sigue un proceso iterativo en las hipótesis nula y alternativa, es decir, la prueba comienza estableciendo la hipótesis nula de 0 cambios estructurales contra la alternativa de un cambio estructural, en caso de que se encuentre evidencia a favor de un cambio estructural la nueva hipótesis nula es la de un cambio de estructura contra dos cambios. El proceso se repite hasta agotar las posibilidades de cambios estructurales. La prueba se define como $DQ(l+1|l)$, donde l denota el número de cambios estructurales.

La segunda prueba que se utiliza es SQ_τ la cual examina si hubo cambios estructurales a lo largo del tiempo en un cuantil determinado. Las hipótesis de la prueba SQ_τ se pueden formular de modo similar a la prueba DQ como:

$$H_0^{SQ}: \xi_i(\tau) = \xi_0(\tau) \text{ para todas } i \text{ y para todos los } \tau \in \Psi$$

$$H_1^{SQ}: \xi_i(\tau) = \begin{cases} \xi_1(\tau) & \text{para } i = 1, 2, \dots, t \\ \xi_2(\tau) & \text{para } i = t+1, t+2, \dots, T \end{cases} \text{ en determinado } \tau \in \Psi$$

Al igual que la prueba DQ la prueba SQ_τ sigue un proceso iterativo en sus hipótesis nula y alternativa. Así, la prueba SQ_τ compara l cambios estructurales contra $l+1$ cambios; la notación es $SQ_\tau(l+1|l)$.

En resumen, la prueba DQ permite identificar cambios estructurales que ocurrieron conjuntamente en todos los cuantiles en la distribución condicional de la inflación, mientras que la prueba SQ_τ provee información acerca del fechado en el que ocurrió un cambio estructural en un cuantil determinado. De acuerdo con Oka y Qu (2011), la prueba SQ_τ puede ser utilizada como un chequeo de la robustez de la prueba DQ al confirmar que los fechados ocurren en períodos próximos en ambas.

Siguiendo la metodología descrita y debido a que no hay información previa relevante acerca de los cambios estructurales por cuantil de la distribución condicional de la inflación en México, se procede a determinarlos

tomando en cuenta una secuencia de rangos cuantílicos con una distancia de 0.15 entre sí, como lo aplican Oka y Qu (2011), de modo que $\tau \in \Psi = \{0.20, 0.35, 0.50, 0.65, 0.80\}$. Hay que mencionar que el número de rezagos es igual a 6, esto para hacer el estudio comparable con el de Wolters y Tillman (2015).

Una vez obtenidos los fechados de la pruebas se procede a evaluar la ecuación $q_\tau(\pi_t | \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j})$ en los periodos establecidos, utilizando el método de regresión cuantílica y reportando gráficamente los intervalos de confianza.

3. Prueba de raíz unitaria

Si bien el coeficiente $\rho_{(\tau)}$ define el comportamiento de la persistencia de la inflación en un cuantil determinado, para decidir si existe raíz unitaria en el conjunto de cuantiles evaluados se emplea la prueba cuantílica de Kolmogorov-Smirnov (QKS), propuesta por Koenker y Xiao (2004) y definida como:

$$QKS = \sup |t_n(\tau)|$$

De acuerdo con Koenker y Xiao (2004), $t_n(\tau)$ se puede expresar de la siguiente manera:

$$t_n(\tau) = \frac{\widehat{f(F^{-1}(\tau))}}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (\pi'_{-1} P_x \pi_{-1}) (\hat{\rho}(\tau) - 1)$$

donde $\widehat{f(F^{-1}(\tau))}$ es un estimador consistente de $f(F^{-1}(\tau))$; f y F representan la probabilidad y la probabilidad acumulada del error, respectivamente; P_x es la matriz de proyección del espacio ortogonal a $X = \{1, \Delta\pi_{t-1}, \Delta\pi_{t-2}, \dots, \Delta\pi_{t-q}\}$, y π_{-1} es el vector de la variable de rezagos π_{t-1} .

Así, $t_n(\tau)$ es calculado para $\tau \in \Psi$; con ello se construye el estadístico QKS tomando el valor supremo de $t_n(\tau)$ sobre Ψ . Ya que la distribución límite de $t_n(\tau)$ y, por consiguiente, QKS son no estándares y dependen de parámetros irrelevantes, se utiliza el procedimiento de remuestreo propuesto por Koenker y Xiao (2004) para aproximar su distribución de una pequeña muestra y derivar los valores críticos en su distribución empírica. Es importante mencionar que incluso cuando la inflación tenga una raíz unitaria en ciertos cuantiles, si en el resto no lo es, esto podría garantizar que el proceso inflacionario en su totalidad sea estacionario.

4. Vida media y τ incondicional de choques a la inflación

Por último, se calculan dos estadísticos adicionales: la vida media de los choques $VM = \ln(0.5)/\ln(\tau)$ tomando el cálculo mostrado en Çiçek y Akar (2013) y la τ incondicional por cuantil $\mu(\tau) = \alpha(\tau)/1 - \rho(\tau)$ expresada en el teorema 2 de Koenker y Xiao (2006) para derivar las condiciones de estacionariedad de la serie de tiempo a modelar.

IV. RESULTADOS

El panel (A) del cuadro 1 muestra los resultados para la prueba DQ la cual estudia los cuantiles conjuntamente. El valor de la prueba evaluada para $DQ(1|0)$ es de 1.07, cifra que excede el valor crítico a 5% de 0.95; el resultado previo sugiere al menos un cambio estructural. Al evaluar si existe un cambio estructural adicional, es decir $DQ(2|1)$, el resultado de la prueba se ubica en 1.50, cifra mayor a 1.00, valor crítico al mismo nivel de significación, por lo que se procede a probar un cambio adicional de estructura en el modelo: en específico se evalúa la hipótesis nula $DQ(3|2)$, que nuevamente es rechazada. Finalmente, se prueba si existen tres cambios estructurales contra cuatro, $DQ(4|3)$ el resultado no se puede rechazar, ya que el valor crítico de 1.05 a 5% de significación es mayor que 0.99, cifra estimada por la prueba. Así, la prueba DQ muestra evidencia de la ocurrencia de tres cambios estructurales. El panel (B) del cuadro 1 contiene los resultados por cuantil de la prueba SQ_τ los cuales muestran tres cambios estructurales en $\tau = 0.20$ y $\tau = 0.35$; el resto de los cuantiles no exhibe cambios estructurales.

Los fechados de los cambios estructurales de las pruebas DQ y SQ_τ del modelo autorregresivo se encuentran en el cuadro 2. Para la prueba DQ se encuentran tres períodos específicos que corresponden a diciembre de 1987, febrero de 1995 y diciembre de 2000. Por su parte, la prueba SQ_τ para el cuantil 0.20 encuentra que los fechados fueron en abril de 1987, abril de 1995 y diciembre del 2000. Para el cuantil 0.35, éstos se ubicaron en diciembre de 1987, abril 1995 y diciembre de 2000. Destaca que no se encontraron cambios en estructura para la mediana o cuantiles mayores a ella y que los intervalos de confianza del tercer fechado tienen un sesgo a la derecha de alrededor de dos años. Adicionalmente, puede observarse que los fechados de los cambios estructurales en los cuantiles en la prueba SQ_τ son similares a los provistos en la prueba DQ (véase el cuadro 2).

CUADRO 1. *Cambios estructurales en la inflación en México^a*

A. Prueba DQ. El análisis conjunto de múltiples cuantiles

$DQ(1 0)$	1.07*
$DQ(2 1)$	1.50*
$DQ(3 2)$	1.03*
$DQ(4 3)$	0.99

B. Prueba SQ. Tratamiento por separado de cuantiles

Cuantil	0.20	0.35	0.50	0.65	0.80
$SQ_{\tau}(1 0)$	2.23*	2.06*	1.51	1.29	0.98
$SQ_{\tau}(2 1)$	2.50*	2.99*	—	—	—
$SQ_{\tau}(3 2)$	2.06*	1.95*	—	—	—
$SQ_{\tau}(4 3)$	1.56	1.56	—	—	—

^a La muestra incluye el periodo de enero de 1982 a julio de 2016. Los valores críticos son los provistos en Qu (2008).

* Significación estadística a 10%.

CUADRO 2. *Fechados de los cambios estructurales en la inflación en México^a*

	Cuantiles	Primero	Segundo	Tercero
DQ	Todos	1987-2012	1995-2002	2000-2012
	I. C.	[1987-2006, 1988-2001]	[1995-2001, 1995-2003]	[2000-2011, 2001-2007]
SQ_{τ}	0.20	1987-2004	1995-2004	2000-2012
	I.C.	[1986-2009, 1987-2005]	[1995-2003, 1995-2005]	[2000-2011, 2002-2009]
	0.35	1987-2012	1995-2004	2000-2012
	I. C.	[1987-2004, 1988-2001]	[1995-2003, 1995-2005]	[2000-2011, 2003-2002]

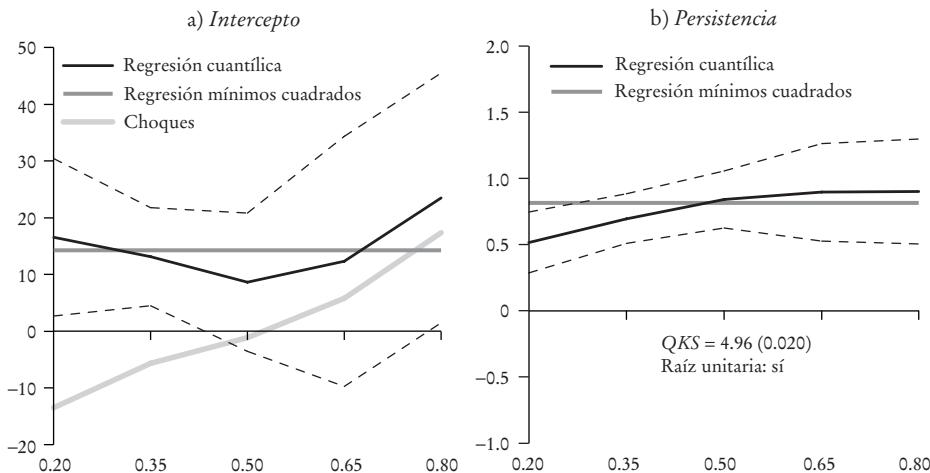
^a La muestra incluye el periodo de enero de 1982 a julio de 2016. Los valores críticos son los provistos en Qu (2008). Adicionalmente, se estimaron los fechados para $\tau' \in \Psi' = \{0.15, 0.30, 0.45, 0.60, 0.75\}$ y $\tau'' \in \Psi'' = \{0.20, 0.275, \dots, 0.80\}$, los resultados no exhibieron cambios mayores a dos periodos para la prueba DQ. I. C. representa los intervalos de confianza de los cambios estructurales a 90%.

Las gráficas 2 a 5 presentan los resultados para el intercepto y la persistencia de la inflación para los cuatro periodos en orden cronológico, en los que hubo cambios estructurales acordes con la prueba DQ. Adicionalmente, se presenta la prueba QKS para verificar si hay raíz unitaria en los cuantiles durante los periodos identificados. Es relevante mencionar la disminución que exhiben los interceptos y la persistencia para los distintos periodos encontrados, ya que éstos denotan el proceso hacia la estabilidad de precios que ha seguido la economía mexicana.

En el primer periodo, de enero de 1982 a diciembre de 1987, los interceptos estimados poseen magnitudes altas —aunque no significativas— para la mayoría de los cuantiles, lo que indica una alta incertidumbre derivada del

GRÁFICA 2. *Estimación de intercepto y persistencia acorde a cambios estructurales^a*

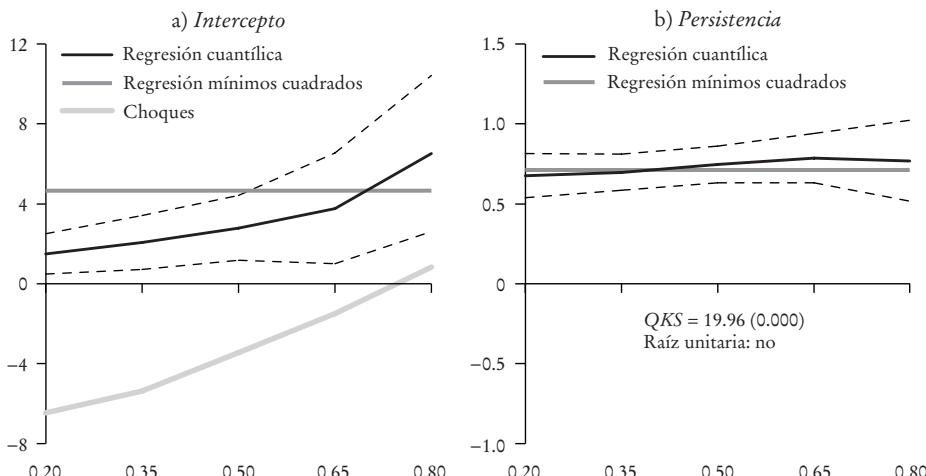
(Enero de 1982-diciembre de 1987)



^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas en negro) son de 90%. La cifra entre paréntesis corresponde al valor p de la prueba QKS. Los choques se calculan con base en Tsong y Lee (2011) mediante un modelo ADF, donde $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$, $y_t = \pi_t - \mu$ y α representan el choque.

GRÁFICA 3. *Estimación de intercepto y persistencia acorde a cambios estructurales^a*

(Enero de 1988-febrero de 1987)



^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas en negro) son de 90%. La cifra entre paréntesis corresponde al valor p de la prueba QKS. Los choques se calculan con base en Tsong y Lee (2011) mediante un modelo ADF, donde $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$, $y_t = \pi_t - \mu$ y α representan el choque.

proceso de formación de precios del periodo (véase la gráfica 2a). Asimismo, la persistencia en la inflación también es alta y presenta un comportamiento creciente de los deciles más bajos hacia los más altos y a partir de la mediana no se puede descartar un comportamiento no estacionario por cuantil de inflación durante este episodio (véase la gráfica 2b). Los choques de magnitudes negativas altas están asociados a un comportamiento de reversión a la media, mientras que los choques de magnitudes positivas están asociados a comportamientos explosivos (véase la gráfica 2). Por su parte, la prueba *QKS*, la cual especifica si el proceso inflacionario global posee una raíz unitaria, indica que esta última muestra un comportamiento explosivo.

Lo anterior se puede deber a que a principios de 1982 las circunstancias económicas englobaban una profunda devaluación del peso, un importante déficit financiero del gobierno federal y una fuga de divisas. En consecuencia, las medidas tomadas para evitar un colapso económico según Lustig y Székely (1997) se concentraron en reordenar las finanzas públicas, controlar la inflación y frenar la pérdida de divisas. Adicionalmente, Heredia (1994) menciona que se limitó la intervención directa del Estado a los sectores estratégicos y se llevó a cabo la apertura comercial. Sin embargo, los indicios de que la economía comenzaba a desacelerarse se vieron consolidados por la caída internacional en las bolsas de valores en 1987, lo que desembocó en un episodio cercano al de una hiperinflación.

En el periodo de enero de 1988 a febrero de 1995 se observa una importante reducción en los interceptos en todos los cuantiles (véase la gráfica 3a). Asimismo, los choques que experimentó la inflación durante este episodio en sus cuantiles son en su mayoría negativos, situación que pudiera deberse a las políticas de estabilización de la época (véase la gráfica 3a). En el caso de la persistencia resalta que ésta es mayor a 0.5 y menor a 1 para todos los cuantiles estudiados excepto el último. De acuerdo con la prueba *QKS* durante este periodo la inflación siguió un proceso estacionario (véase la gráfica 3b).

El comportamiento presentado podría ser explicado de manera más precisa por la conducta adoptada por muchos países latinoamericanos que decidieron basar sus políticas de estabilización inflacionaria al decidir principalmente entre dos anclas nominales: la oferta de dinero o el tipo de cambio; a dichas políticas se les llamó ortodoxas.

Si bien México se concentró en anclar el tipo de cambio como su variable nominal de referencia, su política fue heterodoxa, ya que, como lo

apunta Ten Kate (1992), se puso en marcha el Pacto de Solidaridad Económica (PSE), conocido también simplemente como el Pacto, el cual consideraba la inclusión de diversos sectores para la implantación de políticas económicas enfocadas a controlar las amenazas de hiperinflación de 1987 y principios de 1988. Al respecto, Santaella y Vela (2005) encuentran dos hechos estilizados acerca del control inflacionario en el tipo de cambio. El primero fue el anclaje del tipo de cambio como una herramienta efectiva para reducir la inflación en el corto plazo; y el segundo, fue la complicación de establecer los efectos específicos de un régimen particular de tipo de cambio, ya que éste se sometió a diversas modificaciones durante los años de 1987 a 1994.

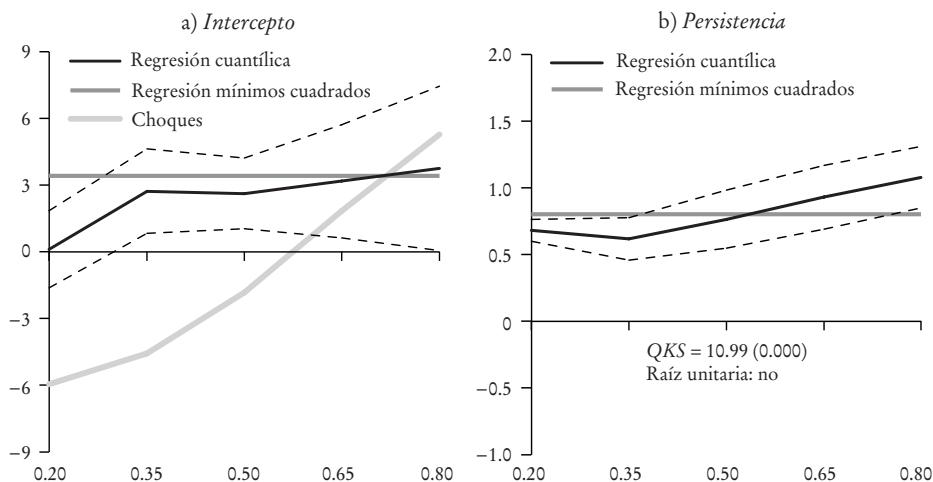
Por otro lado, Lustig y Székely (1997) llaman al periodo comprendido entre 1989 y 1995 la recuperación frustada, ya que al aplicarse las políticas antiinflacionarias dentro del programa del Pacto, la apreciación cambiaria aumentó al ser reforzada por la entrada de capitales en el país, lo que generó un aumento en el déficit de la cuenta corriente. Calvo y Végh (1999) mencionan que México estaba “gastando más allá de sus recursos”, lo que conllevó a drenar las reservas internacionales para conservar la paridad en el tipo de cambio. El desequilibrio en la balanza de pagos, aunado al corto plazo en el que se emitió la deuda, generó que en diciembre de 1994 alrededor de 10 billones de dólares maduraran al siguiente mes, en enero de 1995, y esto dejó sólo seis billones de dólares en reservas internacionales, lo que ocasionó un colapso en el sistema de estabilización y, por ende, la culminación del periodo denominado de desinflación.

El episodio de marzo de 1995 a diciembre de 2000 muestra interceptos más estables en los cuantiles (véase la gráfica 4a). Sin embargo, la persistencia únicamente posee propiedades estacionarias en los cuantiles 0.20 y 0.35, mismos que se encuentran asociados a choques negativos en la inflación, mientras que en los demás los choques sobre la inflación parecen tener un comportamiento explosivo (véase la gráfica 4). No obstante, destaca que la prueba QKS presenta evidencia a favor de un comportamiento estacionario en todos los cuantiles para este periodo.

El aumento en la persistencia pudo ser ocasionado por la fragilidad acumulada a principios de la década de 1990 causada por los grandes influjos de capital y la liberalización financiera, además de los choques internos y externos que dieron cabida al crecimiento del déficit de cuenta corriente que desembocó en la crisis financiera de 1994, como señalan Carstens y Werner

GRÁFICA 4. Estimación de intercepto y persistencia acorde a cambios estructurales^a

(Marzo de 1995-diciembre de 2000)



^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas en negro) son de 90%. La cifra entre paréntesis corresponde al valor p de la prueba QKS. Los choques se calculan con base en Tsong y Lee (2011) mediante un modelo ADF, donde $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$, $y_t = \pi_t - \mu$ y α representan el choque.

(2000). El resultado inmediato fue una presión importante sobre el tipo de cambio, en la que el Banco de México decidió que el peso flotara. Además, la devaluación cambiaria ocasionó un incremento en la inflación, lo que generó una política monetaria restrictiva que se enfocó en la estabilización de la inflación como única ancla nominal para el buen funcionamiento de la economía.

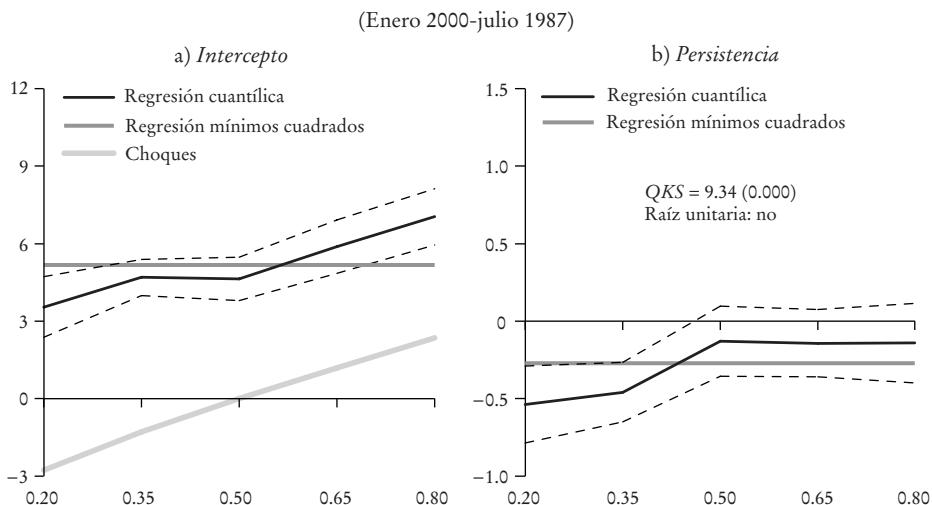
Como consecuencia del episodio de diciembre de 1994, conocido internacionalmente como efecto tequila, la credibilidad del Banco de México fue dañada por la falta de transparencia en la conducción de política monetaria. Así, para re establecer la confianza, el Banco Central se encomendó a la tarea de afianzar su credibilidad como un organismo autónomo.

Entre las políticas que se aplicaron para aumentar la credibilidad se implementaron los anuncios programados de cambios en el instrumento denominado el corto, referente al saldo sobre las cuentas corrientes que los bancos comerciales mantenían en el Instituto Central, y el hecho de que en 1999 se estableció la meta inflacionaria para el cierre de 2003 para la inflación general. De esta manera se restableció la confianza del Instituto Central y la inflación fue controlada nuevamente.

De enero de 2001 a julio 2016, si bien los interceptos se encuentran en un nivel más alto que en el periodo anteriormente analizado, éstos siguen siendo relativamente estables en los cuantiles estudiados (véase la gráfica 5a). Además, los choques a la inflación son más bajos respecto a periodos anteriores (véase la gráfica 5a). La persistencia durante este periodo presentó un comportamiento negativo para los cuantiles 0.20 y 0.35, y no distinto de 0 para los cuantiles en adelante (véase la gráfica 5b). El impacto negativo o nulo de la persistencia puede ser resultado, como destacan Cecchetti y De belle (2006) y Khundrakpam (2008), de una alta persistencia en los precios de los bienes y servicios producidos en una economía. En particular, los modelos de inflación agregada, entre los que destacan los modelos tiempo y estado dependiente, concluyen dicho resultado para países con una inflación baja y estable. Por su parte, la prueba QKS durante este episodio no muestra evidencia de que el proceso inflacionario exhiba una raíz unitaria.

En este último episodio, una de las principales razones que explica el cambio en la persistencia de la inflación en todos sus cuantiles es el establecimiento de un esquema de objetivos de inflación, ya que refuerza la credibilidad del Instituto Central, como señalan Ramos-Francia y Torres (2005).

GRÁFICA 5. *Estimación de intercepto y persistencia acorde a cambios estructurales^a*



^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas en negro) son de 90%. La cifra entre paréntesis corresponde al valor p de la prueba QKS. Los choques se calculan con base en Tsong y Lee (2011) mediante un modelo ADF, donde $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$, $y_t = \pi_t - \mu$ y α representan el choque.

Sobre el asunto, en 2001 se anuncia formalmente la adopción de un esquema de objetivos de inflación y la misma se implementa en 2002, cuando se establece un objetivo a largo plazo de 3% para la inflación general anual con un rango de variabilidad de \pm un punto porcentual. Adicional a esto, en 2003 se publica un calendario para los anuncios de política monetaria.

Cabe destacar que la acentuación en la credibilidad del Banco de México aunada al establecimiento de objetivos cambia la dinámica inflacionaria y ancla las expectativas de mediano y largo plazo para el periodo analizado, como lo mencionan Carrasco y Ferreiro (2013).

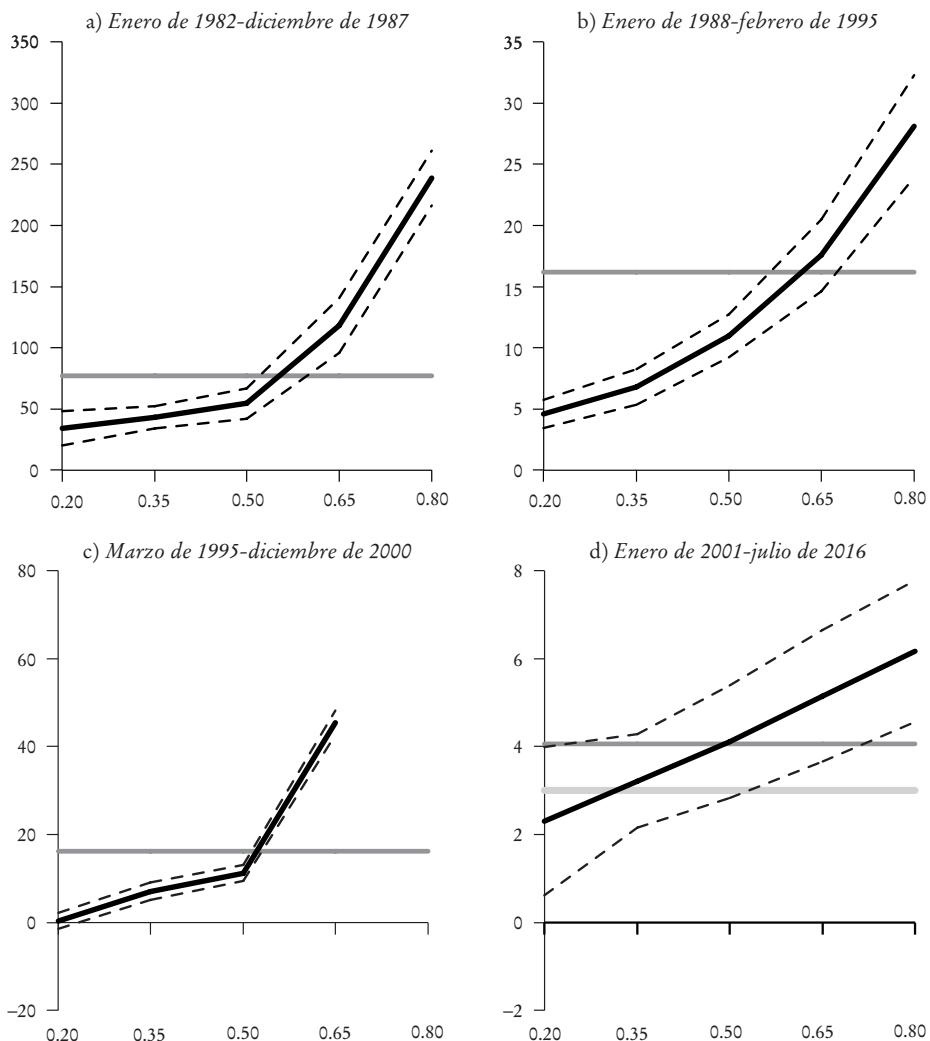
Respecto a la vida media de los choques, el cuadro 3 presenta el número de periodos, en meses, que un choque en la inflación toma en reducirse a la mitad. Si bien en los cuantiles más bajos $\tau = 0.20$ y $\tau = 0.35$ los choques tardan menos de dos meses en desvanecerse en todos los periodos, en los cuantiles más altos presentan un comportamiento heterogéneo en la duración de la vida media de los choques. Es importante mencionar que en los periodos de enero de 1988 a febrero de 1995 y de enero de 2001 a julio de 2016 la vida media de los choques es relativamente baja, mientras que los periodos de enero de 1982 a diciembre de 1987 y marzo de 1995 a diciembre de 2000 muestran efectos más duraderos.

*CUADRO 3. Vida media de los choques a la inflación
(Meses)*

Cuantiles	Enero de 1982-diciembre de 1987	Enero de 1988-febrero de 1995	Marzo de 1995-diciembre de 2000	Enero de 2001-julio de 2016
0.20	1.05	1.77	1.81	1.12
0.35	1.92	1.93	1.44	0.89
0.50	4.03	2.37	2.60	0.34
0.65	6.31	2.88	9.54	0.36
0.80	6.71	2.63	n. d.	0.35

n. d. Se refiere a un dato no disponible, ya que el choque no se disuelve, algunos estudios lo expresan como infinito.

Además de esto, se expresa la τ incondicional de la inflación por periodo y cuantil (véase la gráfica 6). Destaca que las taus incondicionales presentan un comportamiento monotónico. Asimismo, destaca el comportamiento de la τ incondicional del periodo de enero de 1988 a febrero de 1995 (véase la gráfica 6b), ya que en dicho periodo, si bien el estimador puntual de la persistencia de la inflación fue menor a la unidad en todos sus cuantiles, la τ incondicional es alta y en el último cuantil, $\tau = 0.80$, se ubica en 27%, cifra considerablemente

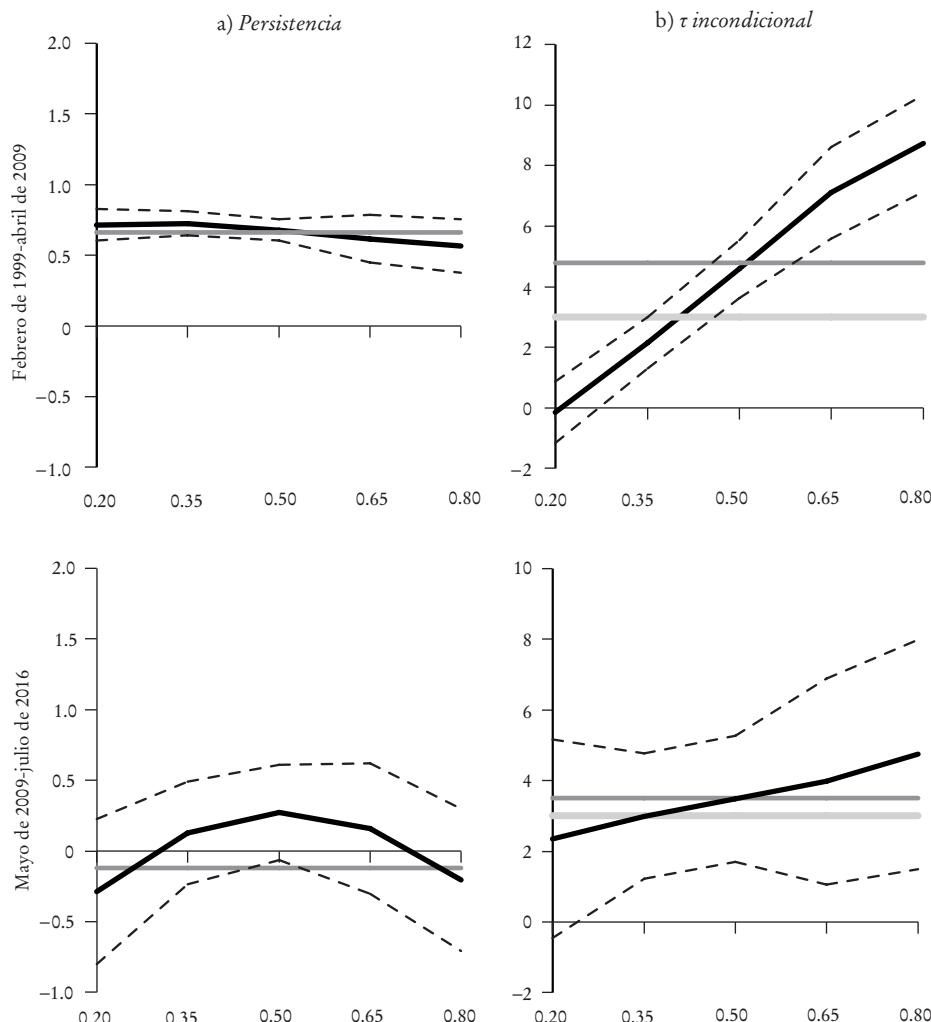
GRÁFICA 6. τ incondicional de la inflación^a

^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas negras) son de 90%. La línea gris oscura representa la media incondicional derivada de una estimación de mínimos cuadrados, mientras que las líneas gris suave sólida y las grises punteadas en la gráfica d marcan el objetivo a largo plazo de la inflación y su intervalo de variabilidad de \pm un punto porcentual.

por encima de la meta a largo plazo de la inflación general que se estableció en 2001. Por su parte, el periodo de enero de 2001 a julio de 2016 muestra τ incondicionales más bajas por cuantil (véase la gráfica 6d), aunque todavía muy por encima de la meta de largo plazo de la inflación.

Debido a que la persistencia de la inflación en el último periodo definido por los cambios estructurales es negativa en los cuantiles más bajos, se explorará la serie de la inflación desestacionalizada con el fin de observar si los efectos calendario afectan a dicho indicador. La gráfica 7 muestra el

GRÁFICA 7. τ incondicional de la inflación



^a Los intervalos de confianza (líneas punteadas negras) son de 90%. La línea gris oscura representa la media incondicional derivada de una estimación de mínimos cuadrados, mientras que las líneas grises sólidas y las grises punteadas en la gráfica d marcan el objetivo a largo plazo de la inflación y su intervalo de variabilidad de \pm un punto porcentual.

intercepto y la τ incondicional para los dos últimos periodos encontrados por la prueba DQ . La evidencia sugiere que a partir de mayo de 2009 la τ incondicional se estabilizó, y su intervalo de confianza contiene el intervalo de variabilidad de la meta de inflación del Instituto Central, es decir, no se puede descartar que ésta se encuentre en un nivel entre dos y 4%.

Los resultados de este estudio sugieren que los periodos establecidos por la prueba DQ definen etapas de gran relevancia en la historia económica del país. Las variables económicas en México cambiaron dramáticamente, en especial la inflación, debido a las políticas diseñadas y aplicadas. Destaca, entre las políticas implementadas, el esquema de objetivos de inflación, ya que después de ser implementado, la inflación pasó a ser un proceso estacionario en todos sus cuantiles. Más aún, no se puede rechazar estadísticamente que la τ incondicional de la inflación ajustada por efectos estacionales se encuentre en el rango de variabilidad de $\pm 1\%$ de la meta a largo plazo de 3% de la inflación después de mayo de 2009.

La intención de ofrecer un marco histórico para las pruebas de cambio estructural es mostrar el poder de identificación de éstas, además de abrir nuevas líneas de investigación sobre el comportamiento de la inflación bajo los escenarios de rigideces salariales, costos de menú, asimetría de política monetaria y cambios de regímenes que pudieran reforzar la toma de decisiones de la política monetaria en México.

CONCLUSIONES

En este documento se mostraron los cambios estructurales en la inflación general de enero de 1982 a julio de 2016 por cuantil. Los resultados de la prueba DQ , la cual especifica el fechado de los cambios estructurales en diversos puntos del tiempo, señalan cuatro períodos en que los parámetros que describen la forma funcional de la inflación cambiaron. En particular, las etapas encontradas son las siguientes: enero de 1982 a diciembre de 1987, enero de 1988 a febrero de 1995, marzo de 1995 a diciembre de 2000 y enero de 2001 a julio de 2016. Respecto a la persistencia en la inflación, los cuantiles más bajos de la inflación (0.20 y 0.35) presentaron coeficientes menores a 1 en todos los períodos definidos por la prueba DQ (es decir, son estacionarios), mientras que para los cuantiles más altos (0.65 y 0.80) sólo muestran un comportamiento estacionario en el último periodo, que argumentalmente se debe a la transición a un esquema de objetivos de inflación.

Los choques a la inflación tienen efectos asimétricos sobre la misma: mientras que los choques negativos generalmente se relacionan con comportamientos de reversión a la media, los choques positivos de magnitud alta se caracterizan por fomentar comportamientos explosivos. En este sentido, es interesante explorar las posibles acciones en política monetaria del Instituto Central ante tales asimetrías.

A la par de la búsqueda de evidencia estadística de los cambios estructurales en la inflación, se procede a describir ciertos factores económicos históricos que pudieron incidir en éstos. La evidencia muestra que el comportamiento inflacionario se encuentra fuertemente relacionado con el tipo de cambio, por lo que podría ser relevante investigar la vía de transmisión por la cual tal fenómeno ocurre y el impacto que dicha variable pudiera tener sobre los cuantiles de inflación.

Por último, una agenda de investigación en la que sería importante avanzar se centra en los efectos que la política monetaria tiene sobre distintos niveles condicionales de inflación, ya que, como se mostró, la persistencia de ésta es distinta para los diferentes cuantiles por lo que el funcionamiento de la política monetaria, por ende, también lo es, de manera que las herramientas del Instituto Central deben de ser evaluadas a la luz de esta nueva evidencia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens y G. L. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 1-76.
- Andrews, D. W., y H. Y. Chen (1994), "Approximately Median-unbiased Estimation of Autoregressive Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 12, núm. 2, pp. 187-204.
- Ball, L., y N. Mankiw (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *The Economic Journal*, vol. 104, núm. 423, pp. 247-261.
- Bianchi, F., y C. Ilut (2014), "Monetary/Fiscal Policy Mix and Agents' Beliefs", documento de trabajo núm. 20194, NBER, Cambridge, Massachussets.
- Calvo, G., y C. Végh (1999), "Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries", *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, parte C, pp. 1531-1614.
- Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2009), "Inflation Dynamics in Latin America", *Contemporary Economic Policy*, vol. 27, núm. 3, pp. 349-362.
- Carrasco, A., y J. Ferreiro (2013), "Inflation Targeting and Inflation Expectations in Mexico", *Applied Economics*, vol. 45, núm. 23, pp. 3295-3304.

- Carstens, A., y A. Werner (2000), "Mexico's Monetary Policy Framework Under a Floating Exchange Rate Regime", *Money Affairs*, vol. 13, núm. 2, pp. 113-165.
- Castellanos, S. G., R. García-Verdú y D. Kaplan (2004), "Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records", *Journal of Development Economics*, vol. 75, núm. 2, pp. 507-533.
- Cecchetti, S., P. Hooper, B. Kasman, K. Schoenholtz y M. Watson (2007), "Understanding the Evolving Inflation Process", reporte núm. 1 del US Monetary Policy Forum, University of Chicago Graduated School of Business, Chicago, Illinois.
- , y G. Debelle (2006), "Inflation Persistence: Does it Change?", *Economic Policy*, vol. 21, núm. 46, pp. 312-352.
- Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia (2010), "A Time-series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience", *Applied Economics*, vol. 42, núm. 24, pp. 3067-3075.
- Çiçek, S., y C. Akar (2013), "The Asymmetry of Inflation Adjustment in Turkey", *Economic Modelling*, vol. 31, núm. C, pp. 104-118.
- Führer, J. (2009), "Inflation Persistence", documento de trabajo de la Reserva Federal de Boston núm. 09-14, Boston, Massachusetts.
- Gaglianone, W., O. Guillén y F. Figueiredo (2015), "Local Unit Root and Inflationary Inertia in Brazil", documento de trabajo del Banco Central de Brasil núm. 406, Brasilia, Brasil.
- Gupta, R., C. Jooste y O. Ranjbar (2015), "The Changing Dynamics of South Africa's Inflation Persistence: Evidence from a Quantile Regression Framework", documento de trabajo núm. 201563 de la Universidad de Pretoria, Pretoria, Sudáfrica.
- Heredia, B. (1994), "Estructura política y reforma económica: el caso de México", *Política y gobierno*, vol. 1, núm 1, pp. 5-46.
- Ibarra, R. (2016), "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy in Mexico?", *Applied Economics*, vol. 48, núm. 36, pp. 3462-3484.
- Khundrakpam, J. (2008), "How Persistent is Indian Inflationary Process, Has it Changed?", *Reserve Bank of India Occasional Papers*, vol. 29, núm. 2, pp. 24-45.
- Koenker, R., y G. Bassett (1978), "Regression Quantiles", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 46, núm. 1, pp. 33-50.
- , y Z. Xiao (2004), "Unit Root Quantile Autoregression Inference", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 99, núm. 467, pp. 775-787.
- , y Z. Xiao (2006), "Quantile Autoregression", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 101, núm. 475, pp. 980-990.
- Lustig, N., y M. Székely (1997), "México: evolución económica, pobreza y desigualdad", documento preparado para el proyecto "Los determinantes de la pobreza en América Latina", Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D. C.
- Messina, J., C. Izquierdo, M. Caju y N. Hansen (2010) "The Incidence of Nominal and

- Real Wage Rigidity: An Individual-based Sectoral Approach”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 8, núms. 2-3, pp. 487-496.
- Noriega, A., C. Capistrán y M. Ramos-Francia (2013), “On the Dynamics of Inflation Persistence Around the World”, *Empirical Economics*, vol. 44, núm. 3, pp. 1243-1265.
- Oka, T., y Z. Qu (2011), “Estimating Structural Changes in Regression Quantiles”, *Journal of Econometrics*, vol. 162, núm. 2, pp. 248-267.
- Qu, Z. (2008), “Testing for Structural Change in Regression Quantiles”, *Journal of Econometrics*, vol. 146, núm. 1, pp. 170-184.
- Ramos-Francia, M., y A. Torres (2005), “Reducción de la inflación a través de un esquema de objetivos de inflación: la experiencia mexicana”, documento de trabajo núm. 2005-01 del Banco de México, México.
- Ruge-Murcia, F. (1999), “Monetary Policy Delegation to an ‘Asymmetric’ Central banker”, documento no publicado de la Universidad de Montreal, Canadá.
- Santaella, J., y A. Vela (2005), “The 1987 Mexican Disinflation Program: An Exchange-rate-based Stabilization?”, *Economía Mexicana*, vol. 14, núm. 1, pp. 5-40.
- Ten Kate, A. (1992), “Trade Liberalization and Economic Stabilization in Mexico: Lessons of Experience”, *World Development*, vol. 20, núm. 5, pp. 659-672.
- Tsong, C., y C. Lee (2011), “Asymmetric Inflation Dynamics: Evidence from Quantile Regression Analysis”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 33, núm. 4, pp. 668-680.
- Wolters, M., y P. Tillmann (2015), “The Changing Dynamics of US Inflation Persistence: A Quantile Regression Approach”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 19, núm. 2, pp. 161-182.