

Persistencia de la inflación subyacente

Extracto del Informe Trimestral Enero – Marzo 2023, Recuadro 5, pp. 79-81, documento publicado el 31 de mayo de 2023.

Nota: En la versión electrónica de este documento se puede obtener la información que permite generar todas las gráficas y tablas que contiene dando clic sobre ellas, con excepción de aquella que no es producida ni elaborada por el Banco de México.

1. Introducción

Durante 2022, la concurrencia de diversos choques económicos globales ha resultado en un incremento de la inflación en el mundo. Dichos choques fueron resultado de la pandemia de COVID-19 y la guerra entre Rusia y Ucrania y han sido profundos, duraderos y sus efectos se han acumulado. Ello se ha traducido en niveles de inflación subyacente elevados por un periodo de tiempo prolongado. En este contexto, de acuerdo a la estimación de modelos econométricos, la persistencia de la inflación subyacente en México parece haberse incrementado. En particular, este Recuadro muestra un aumento en la magnitud de la persistencia de la inflación subyacente según dos estimadores utilizados en la literatura. Si bien la inflación subyacente mexicana ha comenzado a disminuir, esta mayor persistencia podría implicar retos para el proceso desinflacionario. De este modo, el Banco de México se mantendrá atento a que efectivamente la inflación disminuya a su objetivo en el horizonte de previsiones.

2. Metodología

La persistencia es una propiedad de una serie de tiempo que indica la velocidad a la cual esta regresa a su nivel de largo plazo después de un choque (Andrews y Chen, 1994; Willis, 2002; Marques, 2004; Pivetta y Reis, 2007). Mayor persistencia implica un regreso a una menor velocidad. Dicho de otra forma, un aumento en la persistencia significa un retorno más lento. Por otro lado, una inflación menos persistente regresa a su tendencia de largo plazo más rápido.

En este Recuadro, la persistencia de la inflación subyacente se estima utilizando los métodos siguientes:

- a) **Estimador no paramétrico.** El parámetro de interés, γ , indica la probabilidad no condicional de que un proceso estocástico $\{X_t\}$, $t=1, 2, \dots, T$, no cruce su media en un periodo determinado, donde T es el tamaño de la muestra (Marques, 2004). Dado que γ es una probabilidad, toma valores en el intervalo $[0,1]$, por lo que valores cercanos a 1 indican mayor persistencia.¹

Si n es el número de veces que $\{X_t\}$ cruza su media durante un intervalo de tiempo con $T + 1$ observaciones, el estimador de persistencia está dado por:

$$\hat{\gamma} = 1 - \frac{n}{T}. \quad (1)$$

Los intervalos de confianza de este estimador no paramétrico se aproximan, al 90% de confianza, según la técnica de *bootstrap* en MacKinnon (2006).

- b) **Estimador paramétrico.** La persistencia se mide como la suma de coeficientes autorregresivos de un modelo $AR(p)$, ρ (Andrews y Chen, 1994; Pivetta y Reis, 2007). Este estimador paramétrico ha sido comúnmente

¹ Para la aplicación del estimador no paramétrico se requiere que la serie de tiempo en estudio tenga media constante e independiente del tiempo, es decir, estacionariedad de la media (Marques, 2004).

utilizado en la literatura teórica y empírica como medida de persistencia (Fuhrer, 2010).² Valores más grandes indican mayor persistencia. El método asume que el proceso de inflación $\{Y_t\}$, $t=1, 2, \dots, T$, donde T es el tamaño de la muestra, sigue un proceso autorregresivo de orden p , $AR(p)$ del siguiente modo:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde ε_t es un proceso de ruido blanco con media de cero y varianza σ_ε^2 . El estimador de $\rho \in \mathbb{R}$ (\mathbb{R} denota el conjunto de números reales), $\hat{\rho}$, está dado por:

$$\hat{\rho} = \sum_{j=1}^p \hat{\beta}_j. \quad (3)$$

Los intervalos de confianza del estimador de ρ se aproximan, al 90% de confianza, con la metodología de *grid bootstrap* propuesta por Hansen (1999).

La persistencia de la inflación subyacente se estima según los métodos descritos en (1) y (3), dando el siguiente tratamiento a la serie del índice de precios subyacente mensual: i) se elimina la estacionalidad del índice utilizando el procedimiento ARIMA-X13, ii) se calcula la tasa de inflación mensual, y iii) se elimina la tendencia lineal, si existe, utilizando el método lineal generalizado.

3. Evolución de la persistencia de la inflación subyacente en México

Las estimaciones de persistencia se realizan para distintos periodos de tiempo en tres tipos de ejercicios: i) en una muestra que inicia en 2001 y que primero excluye la pandemia, y luego la incluye; ii) en ventanas móviles de 8 años; y iii) en periodos desde 2001 definidos de acuerdo a pruebas de cambio estructural de la inflación subyacente mensual desestacionalizada.

Comparando el periodo de febrero de 2001 a febrero de 2020 contra el periodo de febrero de 2001 a marzo de 2023, la magnitud de la persistencia de la inflación ha aumentado de acuerdo a ambos estimadores (Tabla 1). El periodo de febrero de 2001 a marzo de 2023 incorpora los choques asociados con la pandemia de COVID-19 y el conflicto bélico entre Rusia y Ucrania.³ Así, estos choques parecen haber implicado una magnitud mayor de la persistencia de la inflación subyacente. Para el estimador paramétrico el aumento en la magnitud del estimador es estadísticamente significativo al 10% de confianza estadística.

² Para la aplicación del estimador paramétrico se requiere que la serie de tiempo tenga media y covarianza constantes e independientes del tiempo, es decir, que la serie sea estacionaria en covarianza. Esto significa que el estimador paramétrico es más restrictivo que el no paramétrico.

³ Para el periodo pre-pandemia y el periodo completo se realizaron las pruebas de raíz unitaria propuestas por Ng y Perron (2001). Para el periodo pre-pandemia el estadístico de prueba, $\bar{M}Z_\alpha^{GLS}$, es -2.476 y para el periodo completo el estadístico de prueba, $\bar{M}Z_\alpha^{GLS}$, es -2.008. El número de rezagos se seleccionó utilizando el criterio de información Bayesiano y es igual a dos para ambos periodos. Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 10% de confianza estadística para los periodos en consideración.

Tabla 1
Estimadores de la persistencia de la inflación subyacente

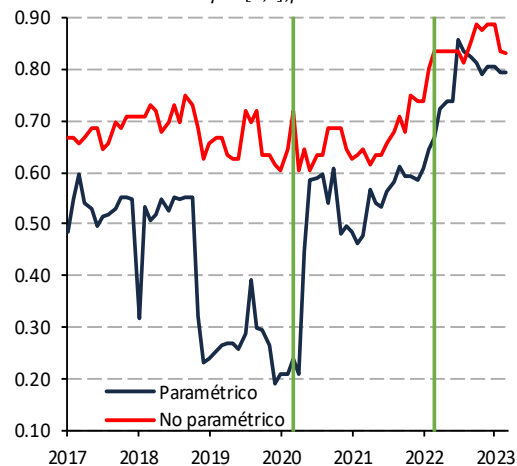
Periodo	No paramétrico	Paramétrico
	$\hat{\gamma} \in [0,1]$	$\hat{\rho} \in \mathbb{R}$
Periodo pre-pandemia	0.664	0.586
feb-2002 a feb-2020	(0.61, 0.71)	(0.47, 0.73)
Periodo completo	0.714	0.834
feb-2002 a mar-2023	(0.66, 0.77)	(0.75, 1.01)

Nota: Estimador no paramétrico según la ecuación (1) y estimador paramétrico según la ecuación (3). Estimadores calculados en variaciones mensuales sin tendencia lineal, si existe, del índice de precios subyacente ajustado por estacionalidad. En paréntesis los intervalos de confianza al 90% de confianza. Aunque el estimador paramétrico tiene un intervalo de confianza que cubre el uno, dicho intervalo se encuentra mayoritariamente en la región de estacionariedad.

Fuente: Elaboración propia con información del INEGI.

Para las estimaciones de ventanas móviles de ocho años, los resultados indican que la persistencia de la inflación se encontraba, en marzo de 2023, en valores superiores a los estimados en febrero de 2020 (Gráfica 1).⁴ Resalta que la tendencia entre marzo de 2020 a marzo de 2023 es creciente, lo cual ilustra que los choques observados en este periodo fueron grandes, generalizados y duraderos.⁵

Gráfica 1
Estimador no paramétrico y paramétrico de la persistencia de la inflación subyacente en ventanas móviles de 8 años
 $\hat{\gamma} \in [0,1], \hat{\rho} \in \mathbb{R}$



Nota: Estimador no paramétrico según la ecuación (1) y estimador paramétrico según la ecuación (3). La fecha en el eje horizontal indica el último mes incluido en la ventana. Estimadores calculados en variaciones mensuales sin tendencia lineal, si existe, del índice de precios subyacente ajustado por estacionalidad. Las líneas verticales indican el inicio del confinamiento debido a la pandemia del COVID-19 (marzo 2020) y el inicio de la guerra entre Rusia y Ucrania (marzo 2022).

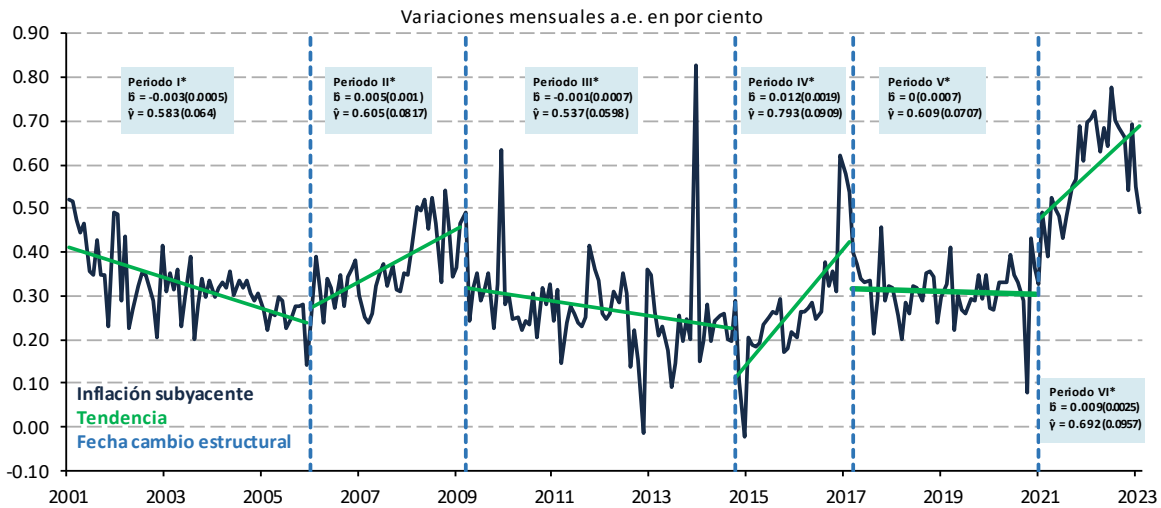
Fuente: Elaboración propia con información del INEGI.

⁴ En el eje horizontal se reporta la fecha del fin de la ventana y se presentan las estimaciones para las ventanas que concluyen en enero de 2017 a la última que termina en marzo de 2023.

⁵ Estos altos niveles de persistencia son un resultado de un fenómeno global derivado de los choques concurrentes y de gran magnitud que han afectado a todo el mundo, generando así desbalances entre oferta y demanda en prácticamente la totalidad de las economías.

Para la estimación por periodos definidos de acuerdo a pruebas de cambio estructural, en primer lugar, se identificaron las fechas de cambio estructural. Esta identificación se realizó sobre la inflación subyacente ajustada por estacionalidad de acuerdo a la prueba de Bai y Perron (2003). Como ilustra la Gráfica 2, se detectaron cinco fechas de cambio estructural. Las fechas detectadas son febrero de 2006, abril de 2009, noviembre de 2014, abril de 2017 y febrero de 2021. Utilizando dichas fechas se divide la serie de inflación subyacente en seis periodos. Para cada periodo se estimó la media, constante y tendencia de un modelo de regresión lineal relacionando el nivel de inflación con el tiempo. También se estimó la persistencia con el estimador no paramétrico descrito en la ecuación (1) para cada periodo.⁶ Se destaca que la persistencia de la inflación ha sido mayor en periodos con tendencia creciente: periodo II, periodo IV y periodo VI. De acuerdo a la estimación puntual del parámetro de persistencia con el método no paramétrico, la persistencia fue mayor en el periodo IV que comprende de noviembre de 2014 a marzo de 2017 seguido por el valor estimado para el periodo VI que comprende de febrero de 2021 a marzo de 2023. Sin embargo, los intervalos de confianza de los estimadores puntuales de la persistencia para los periodos IV y VI, así como para los periodos V y VI se traslapan.

Gráfica 2
Índice subyacente



Nota: Variaciones mensuales ajustadas por estacionalidad. */ $\hat{\beta}$ denota la pendiente de un modelo de regresión lineal que tiene como variable dependiente el nivel de inflación y como variable independiente el tiempo. A su vez $\hat{\gamma}$ denota al estimador no paramétrico de la persistencia. Entre paréntesis se muestran los errores estándar.

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI.

4. Consideraciones finales

Un incremento en la persistencia de la inflación puede ser resultado de la magnitud y duración de los choques que la afectan o puede surgir de una contaminación en el proceso de fijación de precios. Los modelos econométricos utilizados en este Recuadro no permiten identificar las causas del incremento en la persistencia. La pandemia y la guerra en Ucrania han significado choques concurrentes muy profundos, generalizados y duraderos. Así, se puede interpretar que la naturaleza de estos choques ha dado lugar al incremento en la persistencia de la inflación subyacente que se identifica en este Recuadro. De esta forma las afectaciones han sido muy significativas. Más recientemente, a las presiones externas que, si bien se han mitigado, todavía persisten, se les ha añadido la de una mayor actividad económica. En adición, la asimetría en los traspasos de los choques en ciertas referencias internacionales también podría ocasionar una reducción más lenta de la inflación,

⁶ El estimador paramétrico no se utilizó debido a que se requiere validar supuestos que requieren un tamaño de muestra grande.

relativo al incremento que se presentó cuando las afectaciones fueron al alza.⁷ En contraposición, la evidencia no sugiere que se esté dando una contaminación en la formación de precios. El anclaje de las expectativas de inflación da cuenta de ello y es resultado de las acciones de política monetaria que el Banco ha venido implementando frente a las importantes presiones inflacionarias.⁸ Sin embargo, el Banco de México se mantendrá atento a que el proceso desinflacionario que ya se ha iniciado se consolide, que las expectativas de inflación se mantengan ancladas y que la inflación converja a la meta.

5. Referencias

- Andrews, D. W. y H.-Y. Chen (1994). Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models. *Journal of Business & Economic Statistics* 12(2), 187–204.
- Bai, J., y Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- Fuhrer, J. C. (2010). Inflation persistence. En B. Friedman y M. Woodford (Ed). *Handbook of monetary economics*, pp. 423-486. North-Holland.
- Hansen, B. E. (1999). The grid bootstrap and the autoregressive model. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 594-607.
- Levin, A. T., y Piger, J. (2003). Is inflation persistence intrinsic in industrial economies? Disponible en SSRN 384584.
- MacKinnon, J. G. (2006). Bootstrap methods in econometrics. *Economic Record*, 82, S2-S18.
- Marques, C. (2004). Inflation persistence: Facts or artefacts? Documento de trabajo 374, Banco Central Europeo.
- Ng, S., y Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Pivetta, F. y R. Reis (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(4), 1326–1358.
- Willis, J. L. (2002). Implications of structural changes in the US economy for pricing behavior and inflation dynamics. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 88(1), 5-28

⁷ Ver Recuadro 4 “Efecto Asimétrico de Cambios en los Precios Internacionales” en el Informe Trimestral, Julio-Septiembre 2022.

⁸ Ver Recuadro 5 “Comportamiento de las Expectativas de Inflación de Largo Plazo en el Contexto de Presiones Inflacionarias”, en el Informe Trimestral, Octubre-Diciembre 2022.