

Recuadro 10 PERSISTENCIA ASIMÉTRICA DE LA INFLACIÓN EN AMÉRICA LATINA: EVIDENCIA DE CHILE, COLOMBIA Y PERÚ

¿Regresa la inflación a su nivel de equilibrio con la misma velocidad en respuesta a desvíos positivos o negativos? Un estudio reciente de Aguilar, Garibay y Quineche (2026) examina esta pregunta para Chile, Colombia y Perú utilizando autorregresión cuantílica —una metodología que, a diferencia de las pruebas estadísticas estándar de raíz unitaria, permite identificar dinámicas asimétricas en función de la magnitud y el signo de los choques inflacionarios. El análisis emplea datos mensuales de inflación del período enero 1992 a diciembre 2023, desestacionalizados mediante el procedimiento TRAMO/SEATS⁵¹.

Midiendo la intensidad de los choques de precios

En este estudio se miden los efectos de los desvíos no esperados de la inflación de acuerdo con su tamaño y signo. Para ello, se estiman modelos autorregresivos para distintos puntos de la distribución de los datos, en particular se consideran los efectos de choques en los deciles de la distribución $\tau = [0,1; 0,2; \dots; 0,9]$, donde $\tau = 0,1$ representa el primer decil.

El análisis se realiza sobre las desviaciones de la inflación respecto a su nivel de largo plazo: $z_t = \pi_t - \bar{\pi}$, donde π_t representa a la inflación mensual de un país determinado y $\bar{\pi}$ su nivel de largo plazo, que en este estudio se representará por su meta de inflación oficial. Así, el centro del rango meta para Perú es 2 por ciento; mientras que la meta para Chile y Colombia es 3 por ciento⁵².

La dinámica de las desviaciones de la inflación respecto a su nivel de largo plazo en sus diferentes cuantiles de distribución se puede describir mediante la siguiente ecuación autorregresiva por cuantiles:

$$Q_{z_t}(\tau) = \varphi_0(\tau) + \varphi_1(\tau)z_{t-1} + \sum_{j=1}^q \varphi_{j+1}(\tau)\Delta z_{t-j}$$

donde $\varphi_0(\tau)$ y $\varphi_1(\tau)$ representan el intercepto y el parámetro autorregresivo en el cuantil τ , respectivamente.

En los siguientes cuadros se presentan las estimaciones por cuantil del intercepto ($\varphi_0(\tau)$) y del término que captura la persistencia ($\varphi_1(\tau)$). La significancia de $\varphi_0(\tau)$ evalúa la hipótesis nula $\varphi_0(\tau) = 0$ mediante la prueba t-student; mientras que la significancia de $\varphi_1(\tau)$ evalúa la hipótesis de raíz unitaria⁵³.

Las estimaciones de $\varphi_0(\tau)$ se pueden interpretar como la magnitud de los choques inflacionarios en el τ -ésimo cuantil de distribución: por ejemplo, un valor de -3,5 significa que, en la muestra considerada, el 10 por ciento de los choques negativos de inflación tuvieron un valor menor o igual a -3,5.

Los resultados de la estimación se reportan en la siguiente tabla. Como se observa, a medida que se incrementa el cuantil τ , también lo hace $\varphi_0(\tau)$. Ello indica que los choques de mayor magnitud, negativos y positivos se encuentran en los extremos de la distribución, es decir son menos frecuentes que los choques típicos. Así, en el caso de Chile, por ejemplo, un desvío de la inflación mayor a 4,7 puntos porcentuales, o menor a -3,8 tiene una probabilidad de observarse menor de 10 por ciento; mientras que desvíos que se encuentran entre -1,4 y 1,9 puntos porcentuales, tienen una probabilidad de 40 por ciento. Asimismo, es interesante notar que, en Colombia, los choques han sido, para toda la distribución más pequeños en el caso de Chile y que Colombia, y que Perú tiene la menor mediana de desvíos de la inflación, respecto a los dos otros países que tienen metas de inflación.

Choques positivos son más persistentes que los negativos

51 La importancia de la desestacionalización en la inflación mensual de Perú es documentada por Quineche et al. (2025).

52 Como ejercicio de robustez, Aguilar, Garibay y Quineche (2026) replican el análisis utilizando definiciones alternativas del nivel de largo plazo: la media muestral histórica y una medida híbrida que combina una tendencia estimada por el filtro HP para el período pre-metas con la meta oficial para el período post-metas. El patrón asimétrico se mantiene en todas las especificaciones.

53 Para la prueba de raíz unitaria se utiliza el estadístico $tn(\tau)$ propuesto por Koenker & Xiao (2004).

Los coeficientes $\varphi_1(\tau)$, que miden la persistencia de los desvíos de la inflación respecto al nivel meta, aumentan sistemáticamente hacia los cuantiles superiores de la distribución en los tres países, lo que significa que los aumentos no esperados de la inflación de gran tamaño son considerablemente más persistentes que los desvíos de la inflación por debajo del nivel meta. En los cuantiles bajos, que capturan los desvíos de la inflación por debajo de la meta, la inflación revierte rápidamente, mientras que, en los cuantiles altos, la reversión es mucho más lenta o inexistente. Un resultado central es la identificación de los umbrales a partir de los cuales no puede rechazarse la hipótesis de raíz unitaria —es decir, donde $\varphi_1(\tau)$ deja de ser estadísticamente significativo—: cuantil 60 para Colombia, 70 para Chile y 80 para Perú. Esto implica que, para los tres países, la alta persistencia se concentra en los choques positivos más extremos, mientras que choques de menor magnitud —en particular los negativos— se disipan con mayor rapidez.

ESTIMACIONES DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA POR CUANTIL

País	τ	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Perú	$\varphi_0(\tau)$	-3,520*	-2,225*	-1,284*	-0,451***	0,206	0,920*	1,562*	2,788*	4,001*
	$\varphi_1(\tau)$	0,688*	0,730*	0,780*	0,778*	0,794*	0,806*	0,867*	0,980	1,125
Chile	$\varphi_0(\tau)$	-3,805*	-2,290*	-1,456*	-0,443***	0,320	1,037*	1,908*	3,427*	4,732*
	$\varphi_1(\tau)$	0,537*	0,546*	0,570*	0,658*	0,709*	0,754*	0,855	0,871	0,914
Colombia	$\varphi_0(\tau)$	-2,086*	-1,339*	-0,718*	-0,430*	0,226	0,702*	1,198*	1,656*	2,543*
	$\varphi_1(\tau)$	0,763*	0,849*	0,904*	0,944***	0,936**	0,961	0,961	1,010	1,076

Nota: Para $\varphi_0(\tau)$, se utiliza para hipótesis nula de cero la prueba de t- student, mientras que para $\varphi_1(\tau)$, la hipótesis nula de raíz unitaria se evalúa con el estadístico $t_\tau(\tau)$.

* Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

*** Significativo al 10%.

Como se aprecia en el siguiente cuadro, al incorporar la adopción del esquema de metas de inflación como quiebre estructural —enero 2002 para Perú y septiembre 1999 para Chile y Colombia—, los coeficientes $\varphi_1(\tau)$ en los cuantiles superiores se reducen de manera sistemática en los tres países. Este resultado podría reflejar una mayor credibilidad de la política monetaria para lograr un retorno más rápido de la inflación al nivel meta, ante desvíos positivos de la inflación de gran magnitud. Asimismo, la mediana de los desvíos de la inflación se ubica más cercana a cero, lo que también indicaría, una distribución de la inflación mejor centrada en el rango meta una vez adoptado el esquema de metas de inflación. No obstante, el patrón asimétrico se mantiene: los choques positivos siguen siendo considerablemente más persistentes que los negativos incluso dentro del período posterior a la adopción del régimen. Este resultado es robusto a quiebres estructurales múltiples identificados mediante el procedimiento de Bai y Perron (2003) y a distintas definiciones del nivel de largo plazo de la inflación.

ESTIMACIONES DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA POR CUANTIL: CON QUIEBRE DE METAS DE INFLACIÓN

País	τ	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Perú	$\varphi_0(\tau)$	-4,716*	-3,382*	-2,354*	-1,148*	-0,280	0,534***	1,416*	2,737*	4,452*
	$\varphi_1(\tau)$	0,826*	0,838*	0,846*	0,806*	0,854*	0,851*	0,890*	0,930	0,954
Chile	$\varphi_0(\tau)$	-4,582*	-3,140*	-1,881*	-1,034*	-0,141	0,747	1,615*	3,176*	4,564*
	$\varphi_1(\tau)$	0,452*	0,461*	0,552*	0,558*	0,597*	0,742*	0,784***	0,789***	0,860
Colombia	$\varphi_0(\tau)$	-2,974*	-1,865*	-1,165*	-0,652*	0,025	0,595*	1,095*	1,782*	3,021*
	$\varphi_1(\tau)$	0,770***	0,770*	0,799*	0,818*	0,813*	0,810*	0,840*	0,860***	0,805***

Nota: Para $\varphi_0(\tau)$, se utiliza para hipótesis nula de cero la prueba de t- student, mientras que para $\varphi_1(\tau)$, la hipótesis nula de raíz unitaria se evalúa con el estadístico $t_\tau(\tau)$.

* Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

*** Significativo al 10%.

Implicancias para la Política Monetaria

Dado que los choques positivos son estructuralmente más persistentes que los negativos, una función de reacción simétrica subestima el esfuerzo de política monetaria necesario para contener episodios altamente inflacionarios. La evidencia empírica sugiere que los bancos centrales deberían responder de manera más agresiva ante presiones inflacionarias por encima de la meta que ante desviaciones





equivalentes en sentido contrario, y que la acción preventiva temprana resulta especialmente valiosa. El episodio inflacionario pospandémico es consistente con estos hallazgos: los tres países experimentaron incrementos de inflación que resultaron persistentes. Perú, notablemente, logró retornar al centro de su rango meta —2,0 por ciento— en diciembre de 2024, un resultado consistente con la estacionariedad global que el análisis documenta.⁵⁴

Referencias

- Aguilar, J., Garibay, R. y Quineche, R. (2026). Asymmetric Inflation Persistence in Latin America: Evidence from Chile, Colombia and Peru Using Quantile Autoregression Analysis. *Latin American Economic Review*, 37.
- Bai, J. y Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.
- Koenker, R. y Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775–787.
- Quineche, R., Aguilar, J. y Garibay, R. (2025). Cuando la inflación sigue un reloj: estacionalidad y patrones mensuales en la inflación del Perú. *Revista Moneda*, (203), 4–9.

54 Aguilar, Garibay y Quineche (2026) documentan que la inflación exhibe estacionariedad global en los tres países: la prueba estadística QKS de Koenker y Xiao (2004) rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 1 por ciento de significancia para Chile, Colombia y Perú