

¿Se mueve la inflación con dos velocidades DIFERENTES?

RICARDO QUINECHE*, JOSÉ AGUILAR**
Y ROMINA GARIBAY***



* Jefe, Departamento de Estadísticas de Precios del BCRP
ricardo.quineche@bcrp.gob.pe



** Especialista, Departamento de Estadísticas de Precios del BCRP
jose.aguilar@bcrp.gob.pe



*** Especialista, Departamento de Estadísticas de Precios del BCRP
romina.garibay@bcrp.gob.pe

Este artículo examina la asimetría en la dinámica inflacionaria peruana entre 1992 y 2023. Utilizando una regresión autorregresiva cuantílica, se demuestra que los choques inflacionarios positivos son más persistentes que los negativos, especialmente en los precios de alimentos y energía. Esta evidencia sugiere respuestas diferenciadas de política monetaria. Además, se destaca que el esquema de metas explícitas de inflación ha reducido la persistencia inflacionaria, fortaleciendo la credibilidad del Banco Central y mejorando la estabilidad de precios.

Durante la crisis del 2008, los precios en Lima —y en el resto del país— aumentaron con rapidez cuando las cotizaciones internacionales de *commodities* alcanzaron máximos históricos. Sin embargo, cuando estas cotizaciones comenzaron a descender, la inflación retornó al rango meta de manera más gradual. Un patrón similar se observó entre 2022 y 2023, cuando las disrupciones en las cadenas globales de suministro impulsaron los precios al alza y su corrección posterior fue lenta. En contraste, episodios de choques negativos —como las caídas de precios observadas en 2009 o durante los meses iniciales de la pandemia en 2020— tendieron a revertirse con mayor rapidez. Es decir, algunos *shocks* deflacionarios se disiparon pronto, mientras que los inflacionarios parecieron más persistentes.

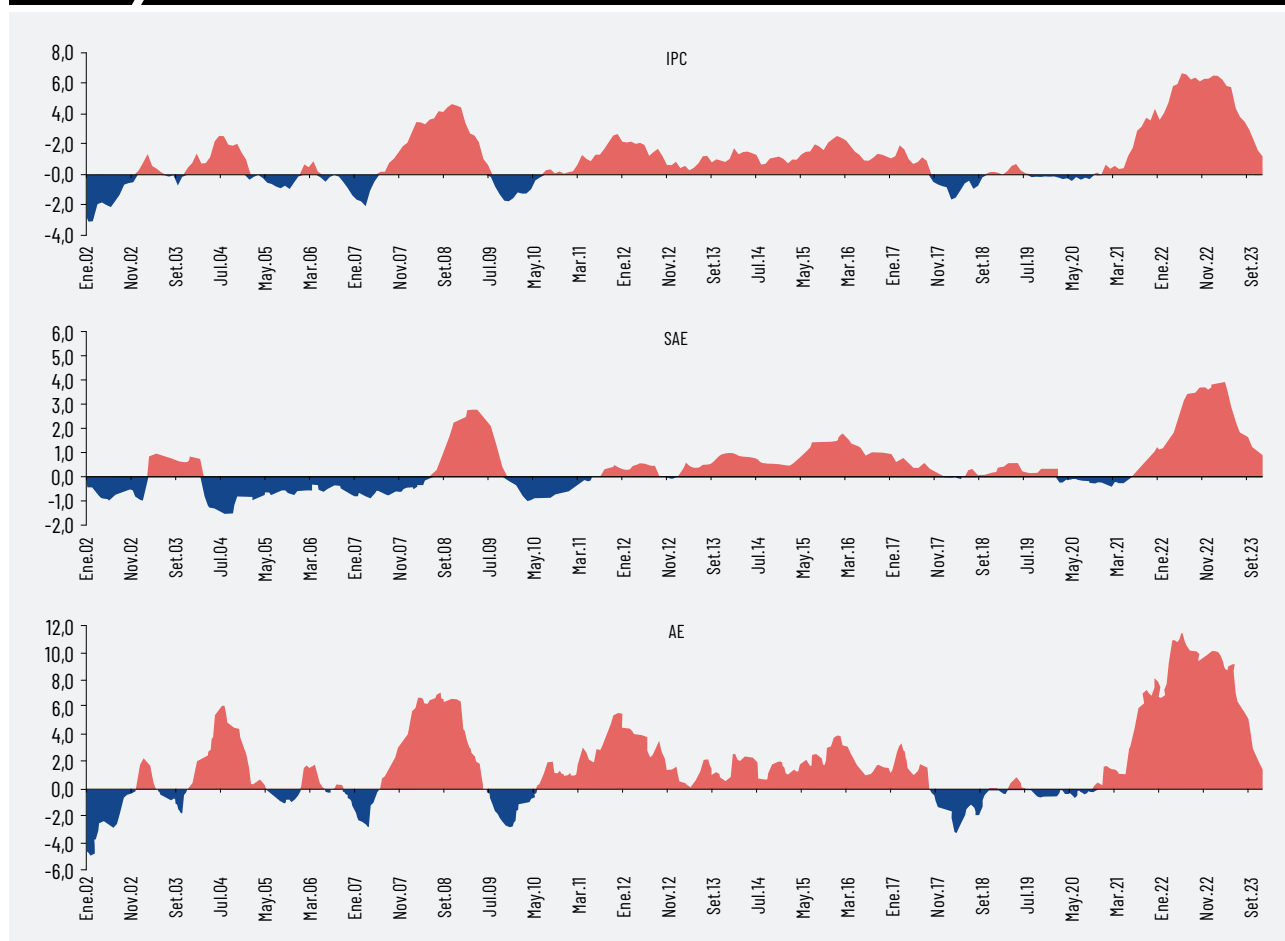
Esta observación plantea una interrogante crucial para el diseño de la política monetaria: ¿la inflación responde de manera simétrica ante choques positivos y negativos? La evidencia que se presenta en este artículo —una versión simplificada y divulgativa del documento técnico de Aguilar et al. (2025)— sugiere que no. La inflación en el Perú exhibe un comportamiento claramente asimétrico: los episodios inflacionarios tienden a ser más persistentes que los deflacionarios.

UN PATRÓN QUE SALTA A LA VISTA: LOS EPISODIOS DE INCREMENTO DE LA INFLACIÓN DURAN MÁS QUE LOS DE DISMINUCIÓN

Cuando se observa la evolución de la inflación en el Perú desde 2002 y se miden las desviaciones respecto al centro de la meta (2%), emerge un patrón revelador. En el Gráfico 1 se presenta la evolución de tres medidas: la inflación total (IPC), la inflación sin alimentos y energía (SAE) y la variación de precios de alimentos y energía (AE). Las áreas rojas representan periodos en que la inflación superó el centro del rango meta, mientras que las azules muestran cuando estuvo por debajo del objetivo.

Una inspección visual sugiere que, ante choques positivos (negativos), las series tardan más (menos) en volver al centro del rango meta. Esta asimetría en la velocidad de ajuste podría depender tanto del signo como de la magnitud del choque. Para capturar estas diferencias en la persistencia inflacionaria, se aplica una regresión autorregresiva cuantílica. Esta técnica permite distinguir cómo se comporta la inflación en distintos tramos de su distribución, como ante presiones inflacionarias extremas versus episodios deflacionarios.

GRÁFICO 1 ■ Desvíos de la inflación interanual respecto al centro del rango meta



¿CÓMO SE ANALIZA LA VELOCIDAD DE AJUSTE ASIMÉTRICA DE LA INFLACIÓN?

Para capturar la posible asimetría en la dinámica inflacionaria, se utiliza una técnica econométrica que permite estudiar cómo se comporta la inflación en diferentes escenarios: la autorregresión cuantílica desarrollada por Koenker y Xiao (2004).

La inflación puede concebirse no como una sola, sino como una autopista con varios carriles (los cuantiles). Este método permite medir la velocidad de ajuste de cada carril por separado. Cada carril representa un escenario de inflación diferente, desde la deflación (cuantiles bajos) hasta la inflación extrema (cuantiles altos). La técnica indica a qué velocidad tiende a corregirse la inflación en cada uno de esos escenarios.

Esta metodología tiene ventajas importantes sobre los métodos tradicionales. Primero, permite identificar velocidades de ajuste variables y potencialmente asimétricas en diferentes cuantiles de la distribución inflacionaria. Esto significa que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo puede diferir según la magnitud y el signo del choque experimentado. Segundo, permite cuantificar la tendencia de reversión a la media según la magnitud del choque que afecta a la inflación. Tercero, no asume que la tasa de inflación sigue una distribución específica, lo cual es crucial ya que la distribución de la inflación tiende a ser diferente de una normal¹.

El análisis se basa en tres series mensuales: inflación total (IPC), inflación sin alimentos y energía (SAE) y precios de alimentos y energía (AE), desde enero de 1992 hasta diciembre de 2023². Todas las variables fueron ajustadas por estacionalidad mediante el algoritmo Tramo-Seats, y se expresan como desviaciones respecto a su nivel estacionario³.

MIDIENDO LA INTENSIDAD DE LOS CHOQUES DE PRECIOS

En este estudio se consideran los cuantiles $\tau = [0.1, 0.2, \dots, 0.9]$. El Cuadro 1 presenta las estimaciones por cuantil del intercepto ($\varphi_0(\tau)$) y del término autorregresivo ($\varphi_1(\tau)$). 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 unitaria⁴.

Las estimaciones de $\varphi_0(\tau)$ representan la magnitud de los choques inflacionarios en el τ -ésimo cuantil de distribución: valores negativos (positivos) de $\varphi_0(\tau)$ indican choques negativos (positivos) que pueden resultar de políticas monetarias restrictivas (expansivas) o recesiones (expansiones) económicas (Tsong y Lee, 2011). En general, se observa que, a medida que se incrementa el cuantil τ , también lo hace $\varphi_0(\tau)$. Es decir, los cuantiles bajos concentran los choques negativos más intensos, mientras que los altos agrupan los choques inflacionarios más severos. Como muestra el Cuadro 1, las magnitudes varían según el componente: para la SAE, el rango va de -3.154 a 2.895; para la AE, de -8.248 a 8.209. Esta diferencia refleja la mayor volatilidad de los precios de alimentos y energía frente a los de bienes y servicios.

EL HALLAZGO CLAVE: LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN ES ASIMÉTRICA

Los resultados más resaltantes se muestran en las estimaciones de $\varphi_1(\tau)$. En los cuantiles más altos, tanto para el IPC total como para la SAE y AE, los coeficientes estimados de $\varphi_1(\tau)$ son cercanos o superiores a uno, lo que indica alta persistencia. En los cuantiles bajos, en cambio, los valores son menores. Esto confirma que la persistencia inflacionaria es asimétrica:

CUADRO 1 ■ Resultados de las estimaciones por cuantiles para las tasas de inflación

Serie	τ	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
IPC	$\varphi_0(\tau)$	-4,864*	-3,388*	-2,233*	-1,406*	-0,681*	0,083	0,991**	2,702*	4,539*
	$\varphi_1(\tau)$	0,688*	0,730*	0,780*	0,778*	0,794*	0,806*	0,867*	0,980	1,125
SAE	$\varphi_0(\tau)$	-3,154*	-2,531*	-1,745*	-1,249*	-0,850*	-0,291	0,128	0,967**	2,895*
	$\varphi_1(\tau)$	0,629*	0,649*	0,733*	0,777*	0,818*	0,870*	0,901*	0,969	1,213
AE	$\varphi_0(\tau)$	-8,248*	-5,593*	-4,126*	-2,074*	-0,913**	0,529	3,112*	5,261*	8,209*
	$\varphi_1(\tau)$	0,458*	0,620*	0,622*	0,685*	0,745*	0,748*	0,881	0,969	1,165

NOTA: PARA $\varphi_0(\tau)$, SE UTILIZA PARA LA 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 $\varphi_n(\tau)$.

* SIGNIFICATIVO AL 1%.
** SIGNIFICATIVO AL 5%.
*** SIGNIFICATIVO AL 10%.

1 Los datos confirman esta última característica. El análisis de los estadísticos muestrales de las tasas de inflación muestra que la curtosis es mucho mayor que 3 para todos los casos, lo que indica la presencia de colas anchas en las funciones de distribución. La prueba de Jarque-Bera rechaza la hipótesis de normalidad a un nivel de significancia de 1 por ciento para las tres series. Esta no normalidad justifica la aplicación de autorregresión cuantílica.
2 El modelo utilizado es univariado y no incluye covariables. Esto permite estudiar la dinámica interna de la inflación, pero limita la capacidad de atribuir causalidad a factores específicos. Una extensión multivariada podría enriquecer el análisis.
3 Para mayor detalle sobre la presencia de estacionalidad en la inflación del Perú, ver Quineche et al. (2025). Siguiendo a Çiçek y Akar (2013), el nivel de estado estacionario de cada variable fue obtenido mediante el cálculo del promedio aritmético de toda la muestra.
4 Para la prueba de raíz unitaria se utiliza el estadístico $\hat{\tau}_n(\tau)$ propuesto por Koenker y Xiao (2004).

CUADRO 2 ■ Resultados de las estimaciones por cuantiles para las tasas de inflación antes de la implementación del esquema MEI

Serie	τ	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
IPC	$\varphi_0(\tau)$	-6,818*	-5,309*	-3,284*	-3,272*	-1,878**	-0,227	0,950	2,568**	5,348*
	$\varphi_1(\tau)$	0,717*	0,755*	0,827*	0,838*	0,857*	0,939	0,960	0,983	1,106
SAE	$\varphi_0(\tau)$	-6,426*	-5,627*	-4,158*	-3,255*	-2,651*	-1,594**	-1,091	0,750	3,741**
	$\varphi_1(\tau)$	0,631*	0,669*	0,764*	0,819*	0,823*	0,849*	0,833*	0,950	1,021
AE	$\varphi_0(\tau)$	-11,274*	-8,444*	-4,876*	-3,887*	-2,150**	0,909	3,154**	5,144*	10,146*
	$\varphi_1(\tau)$	0,541*	0,541*	0,774**	0,755*	0,751*	0,871	0,952	0,988	1,155

NOTA: PARA $\varphi_0(\tau)$, SE UTILIZA PARA LA 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 $\varphi_n(\tau)$.

* SIGNIFICATIVO AL 1%.

** SIGNIFICATIVO AL 5%.

*** SIGNIFICATIVO AL 10%.

los choques positivos tienden a durar más que los negativos.

La significancia de las pruebas de raíz unitaria por cuantiles varía entre series. Para la inflación total y la SAE, hasta el percentil 70 se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, lo que significa que estos choques se tienden a revertir. Sin embargo, a partir del percentil 80 no se observa una reversión a la media de la inflación, lo que indica que los choques positivos muy intensos pueden tener efectos permanentes.

El comportamiento de los precios de alimentos y energía es aún más preocupante. Para la AE se rechaza la hipótesis de raíz unitaria hasta el percentil 60, pero a partir del percentil 70 se observa una no reversión a la media. Esto muestra que los choques en la AE, que están asociados generalmente a componentes de oferta, son más persistentes que los choques en la SAE, que están asociados generalmente a componentes de demanda.

Los resultados para el Perú son consistentes con hallazgos similares documentados por Tsong y Lee (2011) para 12 países de la OECD, y por otros investigadores que han utilizado el enfoque de autorregresión cuantílica para analizar diferentes países (Aguilar et al., 2024; Çiçek y Akar, 2013; Gaglianone et al., 2018). Esta consistencia internacional refuerza la validez de nuestros hallazgos y sugiere que las asimetrías inflacionarias son una característica común en las economías modernas.

EL ÉXITO DE LA POLÍTICA MONETARIA: EL ESQUEMA MEI REDUJO LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA

Uno de los hallazgos más relevantes del análisis es el cambio estructural en la dinámica inflacionaria tras la adopción del esquema de metas explícitas de inflación (MEI) en 2002. Al comparar los periodos antes y

después de su implementación, emergen diferencias sustanciales que evidencian la efectividad del nuevo marco de política monetaria⁵.

Para la etapa previa (1992–2001), el Cuadro 2 muestra que la persistencia inflacionaria era elevada en todos los cuantiles. Los choques positivos generaban efectos duraderos y los negativos se corregían con lentitud. La implementación del esquema MEI transformó radicalmente este panorama. Como se observa



La inflación en el Perú
exhibe un comportamiento
claramente asimétrico:
**los episodios inflacionarios
tienden a ser más persistentes
que los deflacionarios.**



5 En Aguilar et al. (2025) también se aplica la regresión cuantílica introduciendo un quiebre estructural a través de una variable *dummy* que captura el inicio del esquema MEI, permitiendo que el nivel de equilibrio de largo plazo de la inflación y/o el coeficiente de persistencia cambien a partir de 2002. Ello les permite evaluar si la implementación del esquema en 2002 generó una reducción en la persistencia y modificó el nivel de equilibrio de largo plazo de la inflación en Perú. Los resultados son similares.

CUADRO 3 ■ Resultados de las estimaciones por cuantiles para las tasas de inflación después de la implementación del esquema MEI

Serie	τ	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
IPC	$\varphi_0(\tau)$	-3,778*	-2,501*	-1,257*	-0,732*	-0,191	0,532**	1,314*	2,450*	3,663*
	$\varphi_1(\tau)$	0,549*	0,405*	0,591*	0,598*	0,548*	0,527*	0,549*	0,766	0,934
SAE	$\varphi_0(\tau)$	-1,706*	-1,122*	-0,733*	-0,449*	-0,109	0,157	0,463*	0,957*	1,735*
	$\varphi_1(\tau)$	0,410*	0,331*	0,470*	0,554*	0,615*	0,627*	0,629*	0,620*	0,777
AE	$\varphi_0(\tau)$	-6,557*	-4,887*	-2,994*	-1,442*	-0,224	1,152**	2,477*	4,751*	7,429*
	$\varphi_1(\tau)$	0,469*	0,482*	0,464*	0,439*	0,486*	0,542*	0,571*	0,597**	0,716

NOTA: PARA $\varphi_0(\tau)$, SE UTILIZA PARA LA 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 $\varphi_n(\tau)$.
* SIGNIFICATIVO AL 1%.
** SIGNIFICATIVO AL 5%.
*** SIGNIFICATIVO AL 10%.

en el Cuadro 3, entre 2002 y 2023 la asimetría persiste, pero con menor intensidad. Los parámetros de persistencia se estabilizan a lo largo de los cuantiles y la velocidad de corrección mejora notablemente. Este cambio es particularmente evidente en la inflación subyacente.

IMPLICANCIAS PARA LA POLÍTICA MONETARIA

Estos hallazgos tienen consecuencias directas para la conducción de la política monetaria del Banco Central de Reserva del Perú. La respuesta asimétrica de la inflación sugiere que el banco central debería considerar estrategias diferenciadas según el tipo de choque.

Ante choques deflacionarios, que se caracterizan por su naturaleza menos persistente, respuestas más graduales pueden ser apropiadas. Los datos muestran que estos choques tienden a autocorregirse en períodos relativamente cortos, lo que permite un enfoque de política más paciente.

En contraste, ante presiones inflacionarias extremas, se requieren acciones más decididas. La alta persistencia de estos choques implica que la demora en la respuesta puede resultar en costos económicos mayores, ya que será más difícil y costoso corregir la trayectoria inflacionaria una vez que se establezca. Esto es particularmente relevante para choques que afecten percentiles superiores de la distribución inflacionaria.

La evidencia también resalta la importancia de monitorear de cerca el componente de alimentos y energía. La mayor volatilidad y persistencia asimétrica de este componente pueden contaminar las expectativas inflacionarias generales si no se gestiona apropiadamente⁶.

CONCLUSIÓN

En este artículo se muestra la existencia de una asimetría significativa en la dinámica inflacionaria peruana: los choques deflacionarios se corrigen rápidamente, mientras que los episodios inflacionarios extremos muestran una persistente resistencia a la baja. Estos resultados sugieren que el Banco Central podría adoptar

una política monetaria diferenciada: respuestas más graduales ante presiones deflacionarias y acciones más decididas y oportunas frente a episodios inflacionarios intensos. Finalmente, la menor persistencia observada tras la adopción del esquema de metas explícitas de inflación refuerza el papel esencial de la credibilidad institucional para anclar las expectativas de precios.

Aunque este estudio se centra en la inflación agregada, una extensión natural consiste en analizar los componentes desagregados del IPC, lo que permitiría identificar los sectores que más contribuyen a las asimetrías observadas y diseñar políticas más focalizadas. Futuras investigaciones podrían también explorar cómo factores estructurales —como la dolarización financiera, la informalidad laboral o la dependencia de *commodities*— interactúan con estas asimetrías, para ofrecer un marco más completo para entender la dinámica inflacionaria en economías emergentes como la peruana.

REFERENCIAS

• Aguilar, J., Garibay, R., & Quineche, R. (2024). *The asymmetric inflation dynamics in LATAM: Evidence from a quantile regression approach*. Available at SSRN 5011075.

• Aguilar, J., Garibay, R., & Quineche, R. (2025). *¿La inflación en el Perú presenta una dinámica asimétrica?: Un enfoque cuantílico*. Documento de trabajo N.º 2025-005. Banco Central de Reserva del Perú.

• Çiçek, S., & Akar, C. (2013). The asymmetry of inflation adjustment in Turkey. *Economic Modelling*, 31, 104-118.

• Gaglianone, W. P., de Carvalho Guillén, O. T., & Figueiredo, F. M. R. (2018). Estimating inflation persistence by quantile autoregression with quantile-specific unit roots. *Economic Modelling*, 73, 407-430.

• Koenker, R., & Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775-787.

• Quineche, R., Aguilar, J., & Garibay, R. (2024). Analizando las expectativas de inflación de los agentes económicos durante el periodo pospandémico de COVID-19 en Latinoamérica. *Moneda*, (198), 4-9.

• Quineche, R., Aguilar, J., & Garibay, R. (2025). Cuando la Inflación Sigue un Reloj: Estacionalidad y Patrones Mensuales en la Inflación del Perú. *Moneda*, (203), 4-9.

• Tsong, C.-C., & Lee, C.-F. (2011). Asymmetric inflation dynamics: evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 668-680.

6 Este es un riesgo que, por el momento, no se ha materializado en el Perú, incluso durante el reciente episodio inflacionario. La capacidad del BCRP para mantener las expectativas de inflación ancladas ha sido destacada en Quineche et al. (2024).