



# ¿Existe asimetría en la dinámica de la inflación en el Perú?

---

Romina Garibay, Ricardo Quineche y José Aguilar

22 de octubre de 2024

XLII Encuentro de Economistas  
Departamento de Estadísticas de Precios  
Estudios Económicos  
Banco Central del Perú

1. Introducción

2. Metodología

3. Datos

4. Análisis empírico

5. Conclusiones

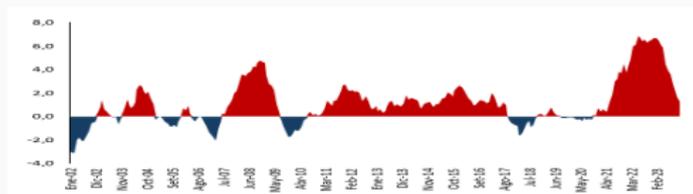
## Introducción

---

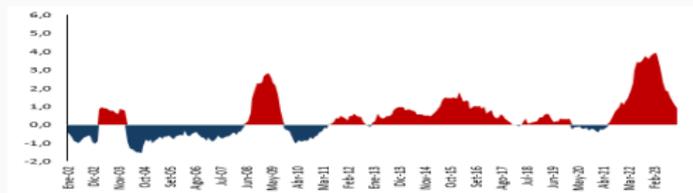
- En este artículo se analiza la dinámica de la inflación total, sin alimentos y energía (SAE) y de alimentos y energía (AE) en el Perú a través de un enfoque de una autorregresión cuantílica.
- Este método permite la identificación de posibles asimetrías en la reversión de la inflación a su nivel de largo plazo dependiendo del cuantil de su distribución.
- Los resultados muestran que el signo y la magnitud del choque influyen significativamente en la velocidad con la que la inflación total, SAE y AE se ajustan a su nivel de equilibrio de largo plazo.

- Esta investigación contribuye a la literatura en ser el primer intento de analizar la dinámica de la inflación total, SAE y AE en el Perú aplicando regresiones por cuantiles.
- Además, se incorpora la adopción del esquema de metas explícitas de inflación en el análisis de la dinámica inflacionaria.

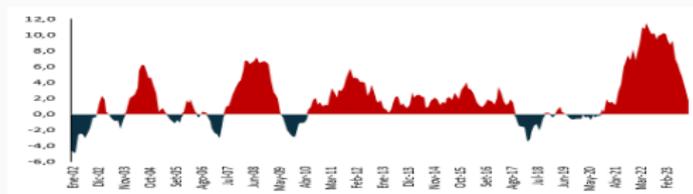
## Figura 1: Inflación interanual



((a)) IPC total



((b)) SAE



((c)) AE

- Se aborda lo descrito anteriormente utilizando el enfoque de autorregresión cuantílica desarrollado por Koenker y Xiao (2004).
- Esta metodología para el análisis de la inflación fue aplicada para países de la OCDE ( C.-C. Tsong y Lee, 2011), Turquía (Çiçek y Akar, 2013), Estados Unidos (Wolters y Tillmann, 2015), BRICS ( Phiri, 2018) y Brasil (Gaglianone et al., 2018).

## Metodología empírica

---

- Los desvíos de la inflación con respecto a su nivel de estado estacionario pueden modelarse de la siguiente manera, siguiendo una ecuación ADF:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \sum_{j=1}^q \phi_{j+1} \Delta z_{t-j} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

donde  $z_t \equiv \pi_t - \hat{\mu}_\pi$ ,  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $\hat{\mu}_\pi$  es su nivel de estado estacionario y  $e_t$  es un término de error i.i.d..

- $\phi_1$  indica la magnitud de la persistencia en la inflación de un choque.

- Siguiendo a Koenker y Xiao (2004), el proceso AR(q) en el cuantil  $\tau$  condicionado a un conjunto de información  $\Omega_{t-1}$  se describe como:

$$Q_{z_t}(\tau|\Omega_{t-1}) = Q_e(\tau) + \phi_1(\tau)z_{t-1} + \sum_{j=1}^q \phi_{j+1}(\tau)\Delta z_{t-j} \quad (2)$$

donde  $z_t = \pi_t - \hat{\mu}_\pi$ ,  $\pi_t$  es la tasa de inflación y  $\hat{\mu}_\pi$  es su nivel de estado estacionario. Además, se define  $\phi_0(\tau) = Q_e(\tau)$ .

- Siguiendo a Çiçek y Akar (2013)  $\hat{\mu}_\pi$  fue obtenido mediante el calculo del promedio aritmético de toda la muestra.
- Expresado en su forma matricial:

$$Q_{z_t}(\tau|\Omega_{t-1}) = \mathbf{x}'_t \phi(\tau) \quad (3)$$

donde  $\phi(\tau) = [\phi_0(\tau), \phi_1(\tau), \dots, \phi_{q+1}(\tau)]$  y

$\mathbf{x}_t = [1, z_{t-1}, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-q}]'$ .

- Los rezagos de la regresión son obtenidos mediante el criterio t-stat.

- Siguiendo a C.-c. Tsong y Lee (2010), el estimador de  $\phi_0(\tau)$  representan la magnitud de los choques inflacionarios en el  $\tau$ -ésimo cuantil.
- Además,  $\phi_1(\tau)$  representa la persistencia de la inflación en el  $\tau$ -ésimo cuantil.
- Dada su naturaleza univarida, esta metodología no identifica los choques de inflación.

- Los estimadores de  $\phi(\tau)$  se obtiene del problema de minimización:

$$\min_{\phi} \sum_{t=1}^n \psi_{\tau} |z_t - \mathbf{x}'_t \phi(\tau)| \quad (4)$$

donde  $\psi_{\tau} = [\tau - I(z_t - \mathbf{x}'_t \phi(\tau) < 0)]$  y  $I(\cdot)$  es una función indicador.

- Koenker y Xiao (2004) proponen el estadístico para testear la hipótesis nula de  $\phi_1(\tau) = 1$ :

$$t_n(\tau) = \frac{f(\widehat{F^{-1}}(\tau))}{\sqrt{(1-\tau)\tau}} (Z'_{-1} P_x Z_{-1})^{0,5} (\hat{\phi}_1(\tau) - 1) \quad (5)$$

donde  $Z_{-1}$  es el vector de variables dependientes rezagadas ( $z_{t-1}$ ) y,  $P_x$  es la matriz de proyección en el espacio ortogonal a  $X = (1, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-q})$ .

- Los valores críticos asintóticos se pueden encontrar en Koenker y Xiao (2004).

- Koenker y Xiao (2004) extienden la prueba de Kolmogorov-Smirnov (KS) para el proceso de regresión por cuantiles. El estadístico QKS se construye como:

$$\text{QKS} = \sup_{\tau_i \in \Gamma} |t_n(\tau)| \quad (6)$$

- Su distribución asintótica y valores críticos asintóticos se pueden encontrar en Koenker y Xiao (2004).

- Siguiendo a C.-c. Tsong y Lee (2010) y Çiçek y Akar (2013) calculamos los estadísticos half-lives (HLs) condicional al  $\tau$ -ésimo cuantil para observar la velocidad de reversión a la media en cada cuantil.

$$\text{HLs} = \frac{\log(0,5)}{\log(\phi_1(\hat{\tau}))} \quad (7)$$

donde  $\phi_1(\hat{\tau})$  es el coeficiente estimado en el  $\tau$ -ésimo cuantil.

Datos

---

- Se utilizan los índices del IPC total, SAE y AE desde enero de 1992 hasta diciembre de 2023, los cuales son obtenidos del BCRP.
- Siguiendo a Çiçek y Akar (2013) se construye la inflación mensual desestacionalizada y anualizada de la siguiente forma:

$$\pi_t = 1200 \times \left( \frac{\text{IPC}_t}{\text{IPC}_{t-1}} - 1 \right) \quad (8)$$

- Las tasas de inflación del IPC total, SAE y AE no presentan un comportamiento de una distribución normal.

Cuadro 1: Resumen estadístico

Serie	Media	S.D.	Asimetría	Kurtosis	JB
IPC	6.306	10.054	3.082	11.137	2623.702*
SAE	6.229	10.248	3.425	13.066	2623.702*
AE	6.540	11.535	2.648	10.936	2391*

Nota: El estadístico JB denota la prueba de normalidad de JarqueBera, que asintóticamente sigue una distribución  $\chi^2(2)$ .

\* Significativo al 1 %.

\*\* Significativo al 5 %.

\*\*\* Significativo al 10 %.

## Análisis empírico

---

- Las pruebas de raíz unitaria no rechazan la hipótesis nula de no estacionariedad en las tres series.

Cuadro 2: Pruebas de raíz unitaria para las tasas de inflación en la muestra completa

Serie	Prueba	1992Feb-2023Dic
IPC	DF–GLS	0.64
	MZa–GLS	-0.10
SAE	DF–GLS	0.66
	MZa–GLS	0.44
AE	DF–GLS	-0.22
	MZa–GLS	0.15

Nota: En el cuadro se muestran los estadísticos de las pruebas de raíz unitarias. El Criterio de Información de Akaike Modificado (MAIC) es usado para determinar el número de rezagos óptimos en ambas pruebas.

\* Significativo al 1 %.

\*\* Significativo al 5 %.

\*\*\* Significativo al 10 %.

- La adopción del EMI permitió una reducción en los niveles y volatilidad de inflación a largo plazo (Vega & Winkelried, 2005)
- Las tasas de inflación exhiben un comportamiento no lineal asociado al cambio de régimen introducido por la política monetaria.

Cuadro 3: Prueba de raíz unitaria para las tasas de inflación en submuestras

Serie	Prueba	1992Feb – 2001Dic	2002Ene – 2023Dic
IPC	DF-GLS	0.47	-0.85
	MZa-GLS	0.17	-1.10
SAE	DF-GLS	0.96	-3.47*
	MZa-GLS	0.59	-16.27*
AE	DF-GLS	-0.48	-2.19**
	MZa-GLS	-0.75	-0.58

Nota: En el cuadro se muestran los estadísticos de las pruebas de raíz unitarias. El Criterio de Información de Akaike Modificado (MAIC) es usado para determinar el número de rezagos óptimos en ambas pruebas.

\* Significativo al 1 %.

\*\* Significativo al 5 %.

\*\*\* Significativo al 10 %.

- La persistencia de los choques de inflación es asimétrica: mientras mayor es el percentil, mayor es la persistencia del choque inflacionario.

Cuadro 4: Resultados de la prueba de raíz unitaria por cuantiles para las tasas de inflación

Serie	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
IPC	$\phi_0(\tau)$	-4.864*	-3.388*	-2.233*	-1.406*	-0.681*	0.083	0.991**	2.702*	4.539*
	$\phi_1(\tau)$	0.688*	0.730*	0.780*	0.778*	0.794*	0.806*	0.867*	0.980	1.125
	HLs	1.853	2.201	2.785	2.763	3.005	3.208	4.873	34.484	$\infty$
	QKS	10.628*								
SAE	$\phi_0(\tau)$	-3.154*	-2.531*	-1.745*	-1.249*	-0.850*	-0.291	0.128	0.967**	2.895*
	$\phi_1(\tau)$	0.629*	0.649*	0.733*	0.777*	0.818*	0.870*	0.901*	0.969	1.213
	HLs	1.494	1.604	2.229	2.743	3.443	4.959	6.635	21.730	$\infty$
	QKS	25.252*								
AE	$\phi_0(\tau)$	-8.248*	-5.593*	-4.126*	-2.074*	-0.913**	0.529	3.112*	5.261*	8.209*
	$\phi_1(\tau)$	0.458*	0.620*	0.622*	0.685*	0.745*	0.748*	0.881	0.969	1.165
	HLs	0,887	1,452	1,459	1,832	2,352	2,384	5,477	21,752	$\infty$
	QKS	9.153*								

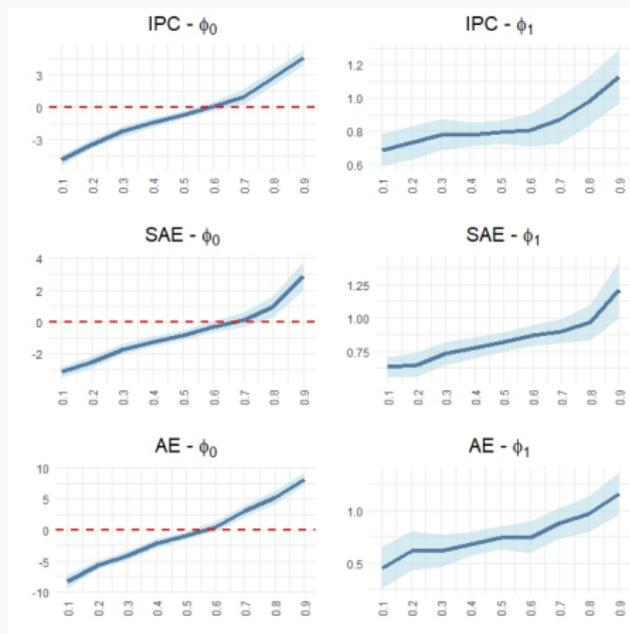
Notes: Para  $\phi_0(\tau)$ , se utiliza para la hipótesis nula de cero la prueba de t-student, mientras que para  $\phi_1(\tau)$ , la hipótesis nula de raíz unitaria se evalúa con el estadístico  $t_n(\tau)$ . Los rezagos son obtenidos mediante t-stat. Para el IPC total y SAE se consideran 4 rezagos, mientras que para la AE se consideran 6 rezagos.

\* Significativo al 1 %.

\*\* Significativo al 5 %.

\*\*\* Significativo al 10 %.

Figura 2: Parámetros estimados



Nota: El eje vertical indica el valor de los coeficientes estimados, mientras que el eje horizontal representa los cuantiles. La línea azul representa el intervalo de confianza al 95 %

- Se incorpora en el análisis un cambio en la media de la inflación por el inicio del MEI en el Perú. Siguiendo a Çiçek y Akar (2013) y C.-C. Tsong y Lee (2011), ello se realizando modificando la ecuación (2) por

$$z_t = \pi_t - \hat{\mu}_\pi - \hat{\mu}_s D_t \quad (9)$$

donde  $D_t$  es una variable dummy que indica el inicio del EMI.

- Los estimadores  $\hat{\mu}_\pi$  y  $\hat{\mu}_s$  son obtenidos por MCO a partir de la regresión de  $\pi_t$  con  $(1, D_t)'$ .

- La implementación de metas de inflación contribuyen en la reducción de la persistencia de la inflación.

Cuadro 5: Resultados de la prueba de raíz unitaria para las tasas de inflación con quiebre

Serie	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
IPC	$\phi_0(\tau)$	-4.716*	-3.382*	-2.354*	-1.148*	-0.280	0.534***	1.416*	2.737*	4.452*
	$\phi_1(\tau)$	0.826*	0.838*	0.846*	0.806*	0.854*	0.851*	0.890*	0.930	0.954
	HLs	3.615	3.911	4.136	3.219	4.392	4.309	5.919	9.551	14.785
	QKS	6.602*								
SAE	$\phi_0(\tau)$	-3.622*	-2.006*	-1.142*	-0.642*	-0.244**	0.054	0.473*	1.268*	2.581*
	$\phi_1(\tau)$	0.809*	0.882*	0.934*	0.921*	0.913*	0.908*	0.896*	0.904	0.952
	HLs	3.262	5.516	10.223	8.365	7.597	7.179	6.339	6.880	14.067
	QKS	6.140*								
AE	$\phi_0(\tau)$	-7.948*	-5.444*	-4.067*	-2.131*	-0.64***	0.934***	3.099*	5.363*	8.341*
	$\phi_1(\tau)$	0.637*	0.732*	0.716*	0.722*	0.748*	0.823*	0.847**	0.953	0.976
	HLs	1,539	2,225	2,079	2,128	2,389	3,548	4,164	14,428	28,551
	QKS	6.119*								

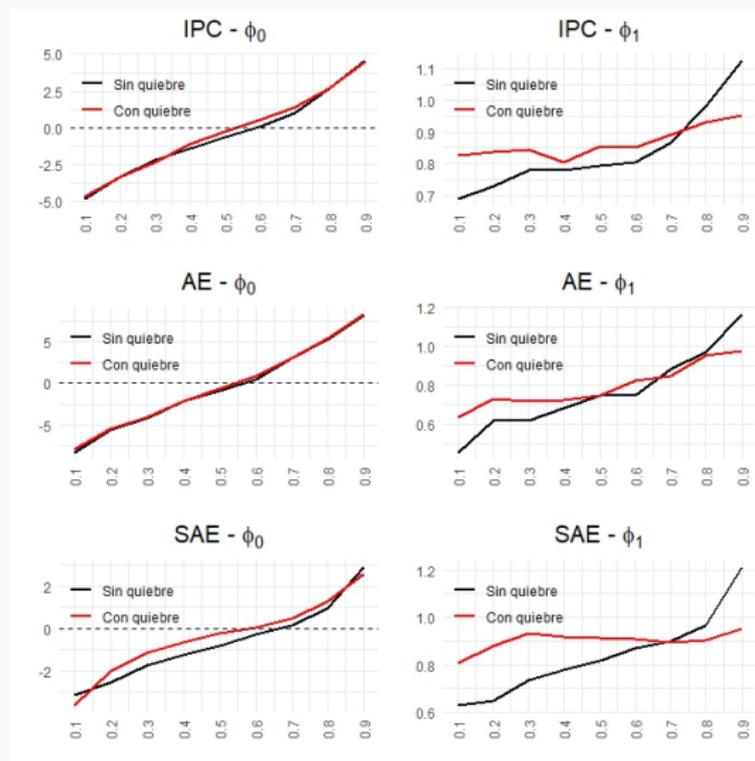
Notes: Para  $\phi_0(\tau)$ , se utiliza para la hipótesis nula de cero la prueba de t-student, mientras que para  $\phi_1(\tau)$ , la hipótesis nula de raíz unitaria es evaluando con el estadístico  $t_n(\tau)$ . Los rezagos son obtenidos mediante t-stat. Para el IPC total y SAE se consideran 4 rezagos, mientras que para la AE se consideran 6 rezagos.

\* Significativo al 1 %.

\*\* Significativo al 5 %.

\*\*\* Significativo al 10 %.

Figura 3: Intercepto y coeficiente de autoregresión por cuantiles con y sin quiebre



- Siguiendo el método desarrollado por Killick et al. (2012) se encuentran endógenamente como fechas de quiebre estructural diciembre de 1996, diciembre de 1999 y noviembre de 1993 para la inflación total, SAE y AE respectivamente.
- Se encuentran resultados similares al considerar estas fechas.

## Conclusiones

---

- El signo y la magnitud del choque influyen significativamente en la velocidad con la que la inflación total, SAE y AE se ajustan a su nivel de largo plazo.
- Choques negativos de inflación, observados en los percentiles más pequeños, se revierten rápidamente; mientras que ante los choques positivos de gran magnitud no se observa una reversión a su media.
- En términos de la evaluación global, considerando el estadístico QKS, sí se observa que las tasas de inflación total, SAE y AE muestran una reversión a su nivel de largo plazo.
- Al incorporar la aplicación del esquema de metas explícitas de inflación en el modelo de regresión cuantílica, se observa una reducción significativa de la persistencia.

- Ampliar el análisis al resto a componentes más desagregados del IPC.
- Analizar la dinámica asimétrica de la inflación de forma multivariada.
- Permitir la identificación de los choques de inflación.

## Referencias

---

-  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.
-  Killick, R., Fearnhead, P., & Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.
-  Koenker, R., & Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American statistical association*, 99(467), 775-787.
-  Phiri, A. (2018). Inflation persistence in BRICS countries: A quantile autoregressive (QAR) approach. *Business and Economic Horizons*, 14(1), 97-104.

-  Tsong, C.-C., & Lee, C.-F. (2011). Asymmetric inflation dynamics: evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 668-680.
-  Tsong, C.-c., & Lee, C.-f. (2010). Testing for stationarity of inflation rates with covariates. *South African Journal of Economics*, 78(4), 344-362.
-  Vega, M., & Winkelried, D. (2005). Inflation targeting and inflation behavior: a successful story? *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.
-  Wolters, M. H., & Tillmann, P. (2015). The changing dynamics of US inflation persistence: A quantile regression approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(2), 161-182.