



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

¿La Inflación en el Perú Presenta una Dinámica Asimétrica?: Un Enfoque Cuantílico

José Aguilar*, Romina Garibay* y Ricardo Quineche**

* Banco Central de Reserva del Perú y PUCP.

** Banco Central de Reserva del Perú y Universidad del Pacífico.

DT. N° 2025-005

Serie de Documentos de Trabajo

Working Paper Series

Setiembre 2025

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru

¿La Inflación en el Perú Presenta una Dinámica Asimétrica?: Un Enfoque Cuantílico *

JOSÉ AGUILAR[†] ROMINA GARIBAY[‡] RICARDO QUINECHE[§]

Resumen

En este artículo se analiza la dinámica de la inflación total, sin alimentos y energía (SAE) y de la variación de los precios de alimentos y energía (AE) en el Perú mediante el uso de un enfoque de autorregresión cuantílica. Este método permite identificar posibles asimetrías en la reversión de la inflación a su nivel de largo plazo, dependiendo del cuantil de su distribución, asociado al tamaño y signo del choque experimentado. Los resultados muestran que tanto el signo como 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: en cuantiles bajos se observan choques negativos de inflación, que son menos persistentes, mientras que en cuantiles altos se observan choques positivos de inflación, que son más persistentes. Al considerar el inicio de la aplicación del esquema de metas explícitas de inflación, la persistencia de la inflación se reduce en todos los cuantiles, evidenciando la efectividad de la política monetaria.

Palabras clave : Tasa de inflación, autorregresión cuantílica, persistencia, asimetría, estacionariedad, quiebre estructural, metas de inflación.

Clasificación JEL : C32, E31, E52

*Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú. Los autores agradecen los comentarios de los participantes del XLII Encuentro de Economistas del BCRP.

[†]Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP).
E-mail: jose.aguilard@bcrp.gob.pe

[‡]BCRP y PUCP. E-mail: romina.garibay@bcrp.gob.pe

[§]BCRP y Universidad del Pacífico. E-mail: r.quinecheu@up.edu.pe

1. INTRODUCCIÓN

Las repercusiones del COVID-19 sobre la inflación y la reciente crisis financiera de 2007-2008 han llevado a los hacedores de políticas, académicos y al público en general a cuestionar si la velocidad de ajuste de la inflación hacia su nivel de equilibrio de largo plazo depende de la magnitud y el signo del choque que afecta a la inflación. En este artículo abordamos este tema utilizando el enfoque de autorregresión por cuantiles desarrollado por Koenker & Xiao (2004) para examinar empíricamente la dinámica de la inflación total, sin alimentos y energía (SAE), y de la variación de precios de alimentos y energía (AE) en el Perú entre los años 1992 y 2023 ¹.

Analizar y comprender la dinámica de la inflación es crucial dadas sus implicaciones económicas (Lee & Wu, 2001; Ho, 2009; Henry & Shields, 2004) y sus consecuencias en las decisiones de política monetaria destinadas a garantizar la estabilidad de precios (Zhang & Clovis, 2010). Por lo tanto, el comportamiento de la tasa de inflación ha sido ampliamente estudiado en la literatura económica empírica. Una línea de investigación se ha concentrado en examinar si la inflación se caracteriza mejor como un proceso estacionario o un proceso con raíz unitaria (i.e., no estacionario). A pesar de numerosos estudios empíricos, aún no se ha alcanzado un consenso al respecto. Algunos investigadores no han encontrado suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de raíz unitaria en las tasas de inflación (Nelson & Plosser, 1982; Evans & Lewis, 1995; Nelson & Schwert, 1977; Crowder & Wohar, 1999; Camarero et al., 2000; MacDonald & Murphy, 1989; Ball et al., 1990; Crowder & Hoffman, 1996; Baillie et al., 1996; Chang, 2002; Ho, 2009). Por el contrario, otros autores han encontrado que las tasas de inflación sí presentan reversión a la media (Rose, 1988; Edwards, 1998; Culver & Papell, 1997; Lee & Wu, 2001; Tsong & Lee, 2011).

Otra línea de investigación ha centrado su atención en la existencia de posibles variaciones en el grado de persistencia de la inflación. Por un lado, algunos estudios han encontrado que la persistencia de la inflación ha disminuido a lo largo de los años en EE.UU. (Taylor, 2000; Cogley & Sargent, 2001; Cogley & Sargent, 2005; Kumar & Okimoto, 2007), en la eurozona (Beechey & Österholm, 2009) y en China (Zhang & Clovis, 2010). Por otro lado, Stock (2001) y Pivetta & Reis (2007) encontraron que no hay evidencia clara de una disminución en la persistencia de la inflación en EE.UU., mientras que Batini (2006) y O'Reilly & Whelan (2005) llegan a una conclusión similar para algunos países de Europa.

Recientemente, e inspirados por la investigación realizada por Tsong & Lee (2011) para 12 países de la OECD, algunos investigadores han usado el enfoque de autorregresión cuantílica desarrollado por Çiçek & Akar (2013) para analizar Estados Unidos (Wolters & Tillmann, 2015), BRICS (Phiri, 2018) y Brasil (Gaglianone et al., 2018). Koenker & Xiao (2004) desarrollaron pruebas de raíz unitaria de cuantiles que ofrecen un método alternativo para examinar la persistencia local en series temporales.

¹La inflación total se construye a partir del Índice de Precios al Consumidor (IPC); la inflación SAE a partir del IPC sin alimentos y energía; y la variación de los precios de alimentos y energía (AE) a partir del IPC de alimentos y energía.

Específicamente, permiten investigar un comportamiento no lineal en el coeficiente de persistencia de una serie temporal: la presencia de una raíz unitaria en ciertos cuantiles de su distribución, pero no en otros. El uso de esta metodología presenta algunas ventajas sobre las utilizadas por los estudios mencionados anteriormente: (i) permite la identificación de velocidades de ajuste variables y potencialmente asimétricas en diferentes cuantiles de su distribución, lo que indica que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo puede diferir con la magnitud y el signo del choque experimentado; (ii) permite cuantificar la tendencia de reversión a la media según la magnitud del choque que afecta a la inflación; y (iii) relaja el supuesto de que la tasa de inflación sigue una distribución específica. Esto último es crucial para el análisis de la dinámica de la inflación, ya que su distribución tiende a ser diferente de una normal (Charemza et al., 2005), y cuando una serie no sigue una distribución normal, las pruebas de raíz unitaria comúnmente utilizadas sesgan los resultados hacia la indicación de la presencia de una raíz unitaria (Koenker & Xiao, 2004).

La Figura 1 presenta la evolución de la inflación interanual total, SAE y AE medidas como desvíos respecto a la meta de inflación (i.e., 2 por ciento). Las áreas resaltadas en rojo (azul) representan los desvíos positivos (negativos). Destacan los incrementos de precios ocurridos entre el 2008 y 2009, explicados principalmente por las mayores cotizaciones internacionales de commodities. Además, se resalta el periodo 2022-2023, caracterizado por las restricciones en el mercado mundial que afectaron las cadenas de suministro de alimentos y energía. Una simple inspección visual de estos gráficos indica claramente que, ante choques positivos (negativos), las series parecen tardar más (menos) en volver a su equilibrio de largo plazo. Esto sugiere una posible asimetría en la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo en la inflación del Perú, dependiendo de la magnitud y signo del choque experimentado. Esto tiene implicaciones importantes para los responsables de la política económica, especialmente al decidir qué tan agresivos deberían ser con los incrementos o reducciones de la tasa de política monetaria.

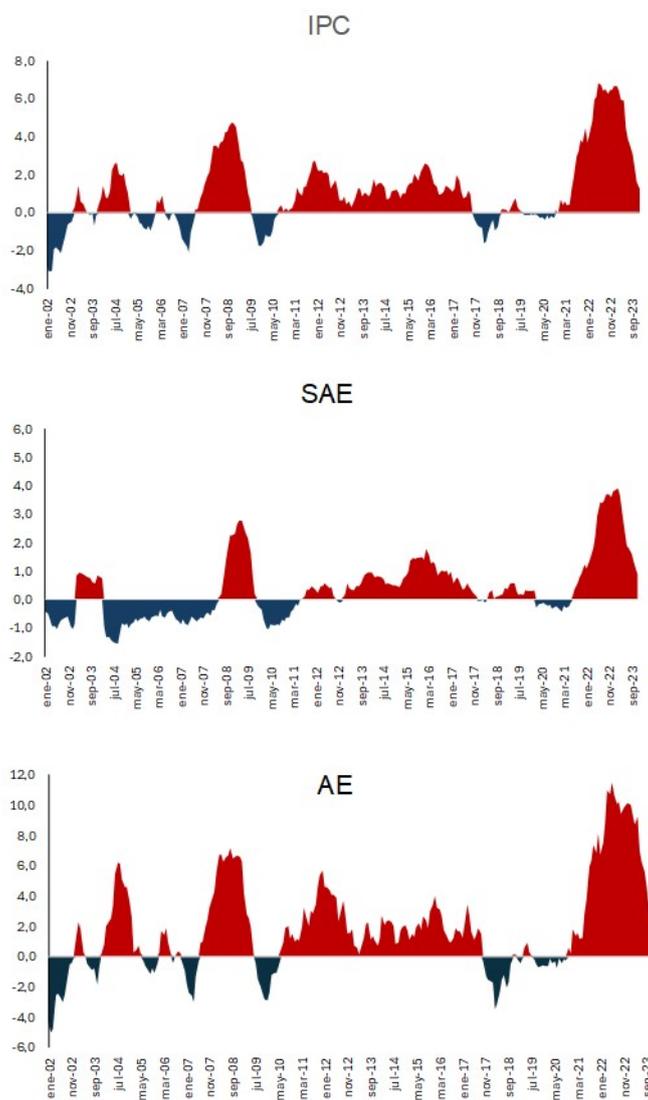
En este artículo se aborda lo descrito anteriormente utilizando el enfoque de autorregresión cuantílica desarrollado por Koenker & Xiao (2004). Así, esta investigación contribuye a la literatura económica siendo el primer intento de analizar la dinámica de la inflación total, SAE y AE en el Perú aplicando regresiones por cuantiles. En el análisis empírico se aplica este marco econométrico a un conjunto de datos desde enero de 1992 hasta diciembre de 2023. Los resultados muestran que: (i) 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: en cuantiles bajos (altos) se observan choques negativos (positivos) de inflación que son menos (más) persistentes; (ii) ante choques de gran magnitud positivos, no se observa una reversión a la media en ninguna de las tres variables; y (iii) en términos de la evaluación global, las tasas de inflación muestran una reversión a su media. Además, con el objetivo de examinar la hipótesis de que la aplicación del esquema de metas explícitas de inflación por parte del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) ha ayudado a una reversión más rápida de la inflación a su nivel de largo plazo, se procede a incorporar este cambio en el régimen de política monetaria dentro del análisis econométrico. La evidencia

empírica en este ejercicio muestra que la persistencia de la inflación se reduce en todos los cuantiles de la distribución, evidenciando la efectividad de la política monetaria en la reducción de la persistencia de la inflación. No obstante, se mantiene el patrón de asimetría en la velocidad de ajuste al equilibrio, resaltando que el comportamiento de la inflación no es uniforme ante distintos tipos de choques.

Así, este artículo se inscribe dentro de una creciente literatura sobre la dinámica y persistencia de la inflación en el Perú, que incluye estudios como Castillo et al. (2012), quienes destacan la existencia de cambios de régimen y reducción de la volatilidad inflacionaria, y Rodríguez & Surco (2025), quienes encuentran una baja persistencia del gap inflacionario antes del COVID-19 bajo un enfoque de componentes permanentes y transitorios. Sin embargo, estos enfoques se centran en medidas promedio de persistencia, sin explorar su posible heterogeneidad o asimetría a lo largo de la distribución de la inflación. El presente estudio complementa esa literatura al introducir un enfoque de autorregresión cuantílica que permite analizar la persistencia como un fenómeno heterogéneo y asimétrico a lo largo de la distribución de la inflación. De esta manera, el artículo también aporta evidencia de que los cambios en el marco de política monetaria no solo modifican la persistencia en la media condicional, sino que afectan la dinámica inflacionaria en toda su distribución. Esta perspectiva ofrece un matiz relevante para comprender la eficacia del esquema de metas explícitas en contextos de choques inflacionarios de distinta naturaleza y magnitud.

El resto de este artículo está estructurado de la siguiente manera. En la Sección 2, se discute el concepto de autorregresión cuantílica y se describen las pruebas estadísticas propuestas por Koenker & Xiao (2004). La Sección 3 proporciona una descripción de los datos utilizados. La Sección 4 contiene el análisis empírico, mientras que en la Sección 5 se presentan las conclusiones.

FIGURA 1. *Inflación interanual*



Nota: El área resaltada en rojo (azul) representa los desvíos positivos (negativos) de la inflación a 12 meses respecto a la meta del 2,0 por ciento.

2. METODOLOGÍA EMPÍRICA

En la ecuación ADF , desarrollada por Said & Dickey (1984), los desvíos de la inflación con respecto a su nivel de estado estacionario pueden modelarse de la siguiente manera:

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

donde $z_t \equiv \pi_t - \hat{\mu}_\pi$, π_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.*. En la ecuación (1), el coeficiente de la variable autorregresiva, ϕ_1 , indica la magnitud de la persistencia en la inflación de un choque: si $|\phi_1(\tau)| = 1$, entonces z_t es un proceso persistente, y si $|\phi_1(\tau)| < 1$, entonces z_t es estacionario. Saber el verdadero valor de ϕ_1 permite identificar cuanto tiempo le tomaría a la inflación volver a su valor de largo plazo ante la ocurrencia de un choque.

La ecuación ADF escrita en (1) presenta un limitante natural: no permite la modelización de un comportamiento no lineal en sus coeficientes asociado a la magnitud y signo de los choques. Con este fin, en el presente trabajo se aplica el modelo de autorregresión cuantílica propuesto por Koenker & Xiao (2004), el cual extiende el marco de regresión por cuantiles desarrollado originalmente por Koenker & Bassett Jr (1978). La ventaja de utilizar una autorregresión cuantílica es que permite identificar la velocidad de reversión a la media de una serie bajo diferentes magnitudes y signos de los choques. Además, para poder discernir si la inflación es estacionaria o tiene una raíz unitaria dependiendo de la magnitud y signo del choque, se aplica la prueba estadística t_n desarrollada por Koenker & Xiao (2004).

Koenker & Xiao (2004) desarrollaron una prueba estadística para examinar la presencia de raíz unitaria en los cuantiles de la distribución de una variable. Este estadístico es la versión equivalente de la prueba ADF en una autorregresión cuantílica². En las siguientes líneas se describe brevemente el modelo de autorregresión cuantílica y la pruebas estadísticas de Koenker & Xiao (2004).

2.1. El modelo de autorregresión cuantílica

El proceso $AR(q)$ de la dinámica de la inflación en el cuantil τ , condicionado al conjunto de información pasada Ω_{t-1} , puede describirse como una autorregresión cuantílica tipo $QAR(q)$:

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

Definimos $\phi_0(\tau) = Q_e(\tau)$, $\phi_j(\tau) = \phi_j$ con $j = [1, 2, 3, \dots, q+1]$, el vector $\phi(\tau) = (\phi_0(\tau), \phi_1(\tau), \dots, \phi_{q+1}(\tau))$ y $x_t = (1, z_{t-1}, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-q})'$. La ecuación (2) puede reescribirse de la siguiente manera:

²Los autores demostraron que su estadístico ofrece ganancias de poder en comparación con la prueba de ADF cuando las series exhiben un comportamiento de no normalidad y colas pesadas.

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

Para obtener los estimadores de $\phi(\tau)$ se resuelve la siguiente minimización:

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

donde se define $\psi_{\tau} = (\tau - I(z_t - x'_t\phi(\tau) < 0))$ con $I(\cdot)$ como la función indicador.

2.2. La prueba estadística de raíz unitaria para cada cuantil de Koenker & Xiao (2004)

Con los estimadores $\hat{\phi}(\tau) = (\hat{\phi}_1(\tau), \hat{\phi}_2(\tau), \dots, \hat{\phi}_p(\tau))$ se construye el estadístico $t_n(\tau)$ propuesto por Koenker & Xiao (2004). La hipótesis nula es que $\phi(\tau) = 1$. El estadístico $t_n(\tau)$ es el siguiente:

$$t_n(\tau) = \frac{f(\widehat{F^{-1}(\tau)})}{\sqrt{(1-\tau)\tau}} (Z'_{-1}P_x Z_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\phi}_1(\tau) - 1) \quad (5)$$

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 $X = (1, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-q})$. Las funciones de densidad cuantílica y la función de distribución acumulativa del error e_t son representadas por f y F , respectivamente. El estimador consistente de $f(F^{-1}(\tau))$ es $f(\widehat{F^{-1}(\tau)})$ y, está dado por:

$$f(\widehat{F^{-1}(\tau)}) = \frac{\tau_i - \tau_{i-1}}{x'_i(\hat{\phi}(\tau_i) - \hat{\phi}(\tau_{i-1}))} \quad (6)$$

con $\tau_i \in \Gamma = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$. Para cualquier cuantil τ , el estadístico de prueba $t_n(\tau)$ condicional a τ es la contraparte de la regresión cuantílica de la prueba ADF. La distribución asintótica de $t_n(\tau)$ y los valores críticos asintóticos se pueden encontrar en Koenker & Xiao (2004).

2.3. La prueba estadística de raíz unitaria en todos los cuantiles de Koenker & Xiao (2004)

Koenker & Xiao (2004) extienden la prueba de Kolmogorov-Smirnov (KS) para el proceso de regresión por cuantiles. El estadístico QKS se construye tomando el valor supremo de t_n entre los $\tau_i \in \Gamma$:

$$QKS = \sup_{\tau_i \in \Gamma} |t_n(\tau)| \quad (7)$$

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

3. DATOS

Los datos utilizados son el IPC total, SAE y AE desde enero de 1992 hasta diciembre de 2023, los cuales son obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) ³. Siguiendo a Çiçek & Akar (2013), todas las variables son ajustadas por estacionalidad mediante el algoritmo Tramo Seats ⁴. En base a estos índices desestacionalizados se construye tasas de inflación mensuales y anualizadas de la siguiente manera:

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

El Cuadro 1 presenta los principales estadísticos muestrales de las tasas de inflación. De acuerdo a los indicadores de asimetría y curtosis se observa que todas las medidas de inflación no provienen de una función de distribución normal. Específicamente, la curtosis es mucho mayor que 3 para todos los casos, lo que indica la presencia de colas anchas en sus funciones de distribución. Estos resultados se reflejan en la prueba de Jarque-Bera, la cual rechaza la hipótesis de normalidad a un nivel de significancia de 1%. La presencia de colas anchas en la función de distribución y la no normalidad de la inflación justifica la aplicación de auterregresión cuantílica, tal como lo enfatizan Koenker & Xiao (2004).

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	3514.372*
AE	6.540	11.535	2.648	10.936	2391.000*

Nota: El estadístico JB representa la prueba de normalidad de Jarque–Bera, que asintóticamente sigue una distribución $\chi^2(2)$.

* Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

*** Significativo al 10%.

³La elección de la muestra es por la disponibilidad de datos de la SAE.

⁴De acuerdo a las pruebas de estacionalidad (Kruskal-Wallis y variables dicotómicas estacionales) se encuentra evidencia estadística de que estos índices presentan componentes estacionales.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección se presentan los resultados obtenidos al analizar la inflación total, SAE y AE calculadas como desvíos con respecto a su nivel de estado estacionario⁵. En primer lugar, se realizan las pruebas estándar de raíz unitaria. Posteriormente, se aplican las regresiones por cuantiles, las cuales permiten capturar distintos patrones de comportamiento de la inflación dependiendo del cuantil de su distribución. Finalmente, se estima el mismo modelo incorporando como quiebre estructural el cambio en la política monetaria ocurrido con la introducción de las metas explícitas de inflación en el año 2002. Dado que las distribuciones límite de las pruebas t_n y QKS no son estándar, se emplea métodos de *bootstrapping* para aproximar sus distribuciones en muestras pequeñas siguiendo el enfoque de Koenker & Xiao (2004)⁶.

4.1. Pruebas estándar de raíz unitaria

Para examinar la presencia de raíz unitaria se realizaron las pruebas DF-GLS y M-GLS sobre las tasas de inflación. Se utiliza la versión GLS de dichas pruebas para obtener ganancias en términos de potencia (Elliott et al., 1996; Ng & Perron, 2001)

En el Cuadro 2 se muestran los estadísticos DF-GLS y MZa-GLS para el IPC total, SAE y AE⁷. Los resultados muestran que las pruebas de raíz unitaria no rechazan la hipótesis nula de no estacionariedad en las tres series⁸. Para dar mayor robustez a los resultados, se realiza un análisis de *moving window*, lo que permite considerar distintas fechas finales para la muestra⁹. Los resultados se encuentran en el Anexo B y señalan resultados similares de no estacionariedad para las tres series¹⁰.

La conclusión de que las tres series contienen raíz unitaria podría cambiar si se toma en cuenta eventos que hayan provocado cambios estructurales en la dinámica de la inflación (Perron, 1989). La adopción de objetivos explícitos de inflación por parte de los bancos centrales permite una reducción en los niveles y volatilidad de inflación a largo plazo (Vega & Winkelried, 2005). En Perú, la dinámica inflacionaria ha estado influenciada por la gestión de la política monetaria del Banco Central, el cual adoptó el régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI) a principios del 2002¹¹. A partir de

⁵Siguiendo a Çiçek & Akar (2013), el nivel de estado estacionario de cada variable fue obtenido mediante el cálculo del promedio aritmético de toda la muestra.

⁶Siguiendo a Tsong & Lee (2011), se realizan 500 simulaciones mediante *bootstrapping*. Los resultados son similares al utilizar 1000 simulaciones.

⁷Se muestra el estadístico MZa-GLS en representación de la familia de los estadísticos M-GLS. Los resultados son similares para los otros estadísticos M-GLS.

⁸Los resultados mostrados en el Cuadro 2 consideran solo un intercepto en la parte determinística. Al considerar un intercepto y una tendencia lineal como componente determinístico, los resultados también indican un no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad. Los resultados se muestran en el Anexo A, cuadro A.1

⁹Se consideran como fechas finales en el *moving window* el periodo entre 2020 y 2023.

¹⁰También se realizaron la prueba considerando constante y tendencia en la parte determinística. Los resultados se muestran en el Anexo C, cuadro C.1 y C.2

¹¹El 2002 es reconocido como el año de inicio de la aplicación de las metas explícitas de inflación acorde a distintos estudios como Fracasso et al. (2003) y Levin et al. (2004).

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: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando solo constante como variable determinística. El criterio de información de Akaike modificado (MAIC) es usado para determinar el número de rezagos óptimos. Como medida de robustez se realizan las pruebas con constante y tendencia, obteniéndose similares resultados.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

ese año, el BCRP utilizó la tasa de interés interbancaria como su principal herramienta de política monetaria, en un contexto donde ya se aplicaba la flotación cambiaria, un aspecto fundamental para la implementación de este nuevo esquema de política (De Gregorio, 2006).

Para capturar el posible cambio en la dinámica de la inflación asociado al esquema MEI, se procede a dividir la muestra en dos submuestras: antes y después de la aplicación de la MEI. En el Cuadro 3, se presentan los resultados para ambas submuestras para el IPC total, SAE y AE, los cuales cambian respecto al análisis anterior. En el periodo previo a la implementación del esquema MEI las tres series exhiben presencia de raíz unitaria. No obstante, la evaluación en el periodo post implementación del esquema MEI refleja que la SAE y AE son estacionarias¹². Para la SAE se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1 % de significancia con las pruebas DF-GLS y *MZa*-GLS; mientras que para la AE, la significancia es del 5 % considerando la prueba DF-GLS. En el caso del IPC total, la estimación puntual no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria; no obstante, se empieza a rechazar al considerarse la muestra desde febrero de 2002 en adelante.

Estos resultados indican claramente que las tasas de inflación exhiben un comportamiento no lineal asociado al cambio de régimen introducido por la política monetaria. No obstante, este es solamente un tipo de no linealidad que podría exhibir una serie de tiempo. Tal como se menciona en la introducción, las series parecen mostrar una asimetría en la persistencia de los choques dependiendo del signo de estos. Para poder examinar ello, en las siguientes secciones se procede a examinar los resultados de la autorregresión por cuantiles.

¹²Los resultados mostrados en el Cuadro 3 consideran solo un intercepto en la parte determinística. Al considerar un intercepto y una tendencia lineal como componente determinístico, los resultados son similares. Los resultados se muestran en el Anexo A, cuadro A.1

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: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando solo constante como variable determinística. El criterio de información de Akaike modificado (MAIC) es usado para determinar el número de rezagos óptimos en ambas pruebas. Como medida de robustez se realiza las pruebas con constante y tendencia, obteniéndose los mismos resultados de raíz unitaria.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

4.2. Autorregresión por cuantiles

En el Cuadro 4 se muestra las estimaciones por cuantiles del intercepto ($\phi_0(\tau)$), del término autoregresivo ($\phi_1(\tau)$) y, de la prueba QKS. La significancia de $\phi_0(\tau)$ evalúa la hipótesis nula $\phi_0(\tau) = 0$ mediante la prueba t-student; mientras que la significancia de $\phi_1(\tau)$ evalúa la hipótesis de raíz unitaria utilizando el estadístico $t_n(\tau)$ mostrado en la ecuación (5). Además, siguiendo a Tsong & Lee (2011) y Çiçek & Akar (2013) calculamos los estadísticos half-lives (HLs) condicional al τ -ésimo cuantil para observar la velocidad de reversión a la media en cada cuantil. Valores más altos del estadístico indican una mayor duración del choque antes de revertir a la media. El estimador del HLs es $\frac{\log(0,5)}{\log(\hat{\phi}_1(\tau))}$, donde $\hat{\phi}_1(\tau)$ representa el coeficiente estimado del autorregresivo en el τ -ésimo cuantil. Los resultados del HLs también se muestran en el Cuadro 4.

De acuerdo a los resultados de la prueba QKS, que muestra una perspectiva general sobre el comportamiento de reversión a la media, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con un nivel de significancia de 1 % para todas las series de inflación. Estos resultados se contrastan con lo observado en el Cuadro 2, donde las pruebas estándar no rechazaban la hipótesis de raíz unitaria para todas las series. Debido a esta diferencia de resultados, es importante examinar los resultados por cuantiles. En específico, en el presente artículo se consideran los cuantiles $\tau = [0.1, 0.2, \dots, 0.9]$.

Las estimaciones de $\phi_0(\tau)$ representan la magnitud de los choques inflacionarios en el τ -ésimo cuantil de distribución: valores negativos (positivos) de $\phi_0(\tau)$ indican choques negativos (positivos) que pueden resultar de políticas monetarias restrictivas (expansivas) o recesiones (expansiones) económicas (Tsong & Lee, 2011). De manera general, se observa que a medida de que se incrementa el cuantil τ , el valor de $\phi_0(\tau)$ incrementa. En los cuantiles pequeños más extremos se observan los choques negativos de inflación de mayor magnitud; mientras que en los cuantiles grandes más extremos se presentan los choques positivos de inflación de mayor magnitud. Como se puede observar en el Cuadro 4, las magnitudes de los choques son distintas en los

componentes de la inflación: mientras que para la inflación SAE se encuentran en un rango de -3.154 a 2.895, para la AE se encuentra entre -8.248 a 8.209. Este mayor rango observado en el componente AE refleja la mayor volatilidad en los cambios de precios de los alimentos y energía, en comparación con la variación de precios de bienes y servicios.

Los resultados más resaltantes se muestran en las estimaciones de $\phi_1(\tau)$. En los cuantiles más altos, tanto para el IPC total como para la SAE y AE, los coeficientes estimados de $\phi_1(\tau)$ son cercanos o superiores a uno. Por el contrario, en los cuantiles más pequeños se observan menores valores estimados de $\phi_1(\tau)$. Estos resultados muestran que la persistencia de los choques de inflación es asimétrica: mientras mayor es el percentil, mayor es la persistencia del choque inflacionario.

Sin embargo, la significancia de las pruebas de raíz unitaria por cuantiles difieren entre las series estudiadas. Para la inflación total y SAE, hasta el percentil 70 se rechaza la hipótesis de raíz unitaria y a partir del percentil 80 no se observa una reversión a la media de la inflación. Sin embargo, para la AE se rechaza la hipótesis de raíz unitaria hasta el percentil 60, y a partir del percentil 70 se observa una no reversión a la media. Estos resultados muestran que los choques en la AE, que están asociados generalmente a componentes de oferta, son más persistentes, a diferencia de los choques en la SAE, que están asociados generalmente a componentes de demanda.

CUADRO 4. *Resultados de la prueba de raíz unitaria 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	$\phi_0(\tau)$	-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	∞
	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	∞
	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	∞
	QKS	9.153*								

Nota: 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 $t_n(\tau)$.

- * Significativo al 1 %.
- ** Significativo al 5 %.
- *** Significativo al 10 %.

En base a los estimadores de $\phi_1(\tau)$, se calcula el HLs, que determina la rapidez con que la inflación vuelve a su media tras experimentar algún choque.¹³ El Cuadro 4 ilustra que, en los primeros percentiles y ante la presencia de choques negativos, la inflación revierte a su media en los próximos meses. Sin embargo, en percentiles mayores y ante

¹³De acuerdo con Tsong & Lee (2011), calculamos los valores del HLs para los coeficientes $\phi_1(\tau)$ menores a uno, y les asignamos un valor infinito cuando los coeficientes son mayores a uno.

choques positivos, la inflación tardará más meses en revertirse. Incluso se observa que, en el percentil extremo del 90 %, ante los mayores choques positivos de inflación, el HLs es infinito. Consistente con los hallazgos de Tsong & Lee (2011), Çiçek & Akar (2013), Wolters & Tillmann (2015), Gaglianone et al. (2018) y Phiri (2018), estos resultados muestran que el signo y la magnitud del choque influyen significativamente en la velocidad con la que la inflación se ajusta a su nivel de largo plazo.

La Figura D.1 resume los resultados expuestos de las estimaciones para $\phi_0(\tau)$ y $\phi_1(\tau)$ en este primer análisis¹⁴. Para los estimadores de $\phi_0(\tau)$, que reflejan los choques de inflación, se observa una pendiente positiva y que cruza el punto cero en valores cercanos al cuantil 60 %. Además, se puede observar que los estimadores de $\phi_1(\tau)$, que reflejan el ajuste de la inflación, también muestran una tendencia creciente a lo largo de los percentiles. Estos resultados ilustran claramente la respuesta asimétrica de la inflación a los choques: en cuantiles bajos (por debajo del cuantil 60 %), se observan choques negativos de inflación y las tasas de inflación revierten a sus medias. Sin embargo, los choques positivos de inflación, observados a partir del cuantil 60 %, reducen la velocidad de ajuste de la inflación a su media¹⁵.

4.3. Regresión por cuantiles y la implementación del esquema de metas de inflación

En esta sección se procede a examinar el efecto de la implementación del esquema MEI en la dinámica de la inflación en el Perú a través del enfoque de autoregresión cuantílica descrito en la sección 2. Para ello, en primer lugar, se procede a realizar un análisis por submuestras, similar al presentado en la sección 4.1. Luego, se sigue el análisis de cambio de medias realizado por Çiçek & Akar (2013) y Tsong & Lee (2011).

4.3.1. Regresión cuantílica por submuestras: antes y después de la implementación del esquema MEI

Con el objetivo de examinar si la implementación del esquema MEI generó cambios en la dinámica de la inflación del Perú, en esta sección analizamos y comparamos los resultados de las estimaciones cuantílicas para los períodos antes y después de enero 2002. En el Cuadro 5 se muestran las estimaciones por cuantiles del intercepto ($\phi_0(\tau)$), del coeficiente autoregresivo ($\phi_1(\tau)$), de los estadísticos half-lives (HLs), y de la prueba QKS para el período previo a la implementación del esquema MEI. En el Cuadro 6 se muestran los resultados de la estimación cuantílica para el período después de la implementación del esquema MEI.

De acuerdo a los resultados de la prueba QKS, se observa que para ambos períodos, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un nivel de significancia de 1 % para todas las series. Este resultado contrasta con lo hallado en la sección 4.1 en

¹⁴En el Anexo D.1 se muestran las gráficas de los estimadores de $\phi_0(\tau)$ y $\phi_1(\tau)$ con sus bandas de confianza de la regresión por cuantiles sin quiebre.

¹⁵Los resultados son similares si se considera 2 % como el nivel de estado estacionario de la inflación total, SAE y AE.

donde las pruebas estándar de raíz unitaria indicaban que todas las series de inflación no eran estacionarias en el período previo a la implementación del esquema MEI. Por lo que, el estadístico QKS estaría indicando que, en términos generales, la introducción del esquema MEI no habría generado que la inflación pase de ser no estacionaria a ser estacionaria. No obstante, el cambio en la dinámica de la inflación podría haberse dado a nivel de ciertos cuantiles. Para ello, se procede a analizar los resultados de las estimaciones por cuantiles del intercepto ($\phi_0(\tau)$) y del coeficiente autoregresivo ($\phi_1(\tau)$).

Un primer vistazo a las estimaciones de los parámetros $\phi_0(\tau)$ y $\phi_1(\tau)$, exhibidos en los cuadros 5 y 6, evidencian la existencia de asimetría en la respuesta de la inflación ante choques para antes y después de la implementación del esquema MEI. De manera particular, y similar a lo hallado en la sección 4.2, se observa que el tamaño de los choques ($\phi_0(\tau)$) y el coeficiente de persistencia ($\phi_1(\tau)$) se incrementan a través de los percentiles. Ello indicaría, en primera instancia, que la implementación del esquema MEI no habría cambiado el comportamiento de la dinámica de la inflación: ante choques muy positivos (negativos), la inflación se demora más (menos) en volver a su nivel de largo plazo. No obstante, al observar con mayor detalle los cuadros 5 y 6, se observa claramente una diferencia en la magnitud de los parámetros estimados entre ambas submuestras.

En la Figura 2 se observa claramente que con la incorporación del esquema MEI el parámetro $\phi_0(\tau)$ es más estable, lo que podría estar indicando que los choques ocurridos durante este período han sido menores o que ello es una consecuencia del esquema MEI¹⁶. Bajo el esquema MEI, también se puede observar que el parámetro $\phi_1(\tau)$ es más estable y presenta valores menores en todos los cuantiles. Esto indicaría que la persistencia de los choques ha disminuido tras la implementación del esquema MEI. Asimismo, la significancia de las pruebas de raíz unitaria por cuantiles difiere entre ambas submuestras. Para el período posterior a la implementación del esquema MEI, el estadístico $t_n(\tau)$ concluye que todas las medidas de inflación se vuelven no estacionarias en percentiles mayores a los observados en el período previo al cambio de la política monetaria. Estos resultados señalarían un gran cambio en la dinámica de la inflación asociado a la adopción del esquema MEI: ante un choque, las tres medidas de inflación vuelven más rápidamente a sus niveles de largo plazo, e incluso se habrían vuelto estacionarias en cuantiles en los que, previo al esquema MEI, se comportaban de manera no estacionaria.

¹⁶En un régimen de objetivos de inflación, los bancos centrales suelen incorporar choques futuros anticipados en sus decisiones de política monetaria. Al prever y reaccionar ante estos choques, el efecto de dichos choques en la economía podría ser menor en el futuro, ya que las decisiones de política monetaria podrían mitigar su impacto.

CUADRO 5. *Resultados de la prueba de raíz unitaria 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	$\phi_0(\tau)$	-6.818*	-5.309*	-3.824*	-3.272*	-1.878**	-0.227	0.950	2.568**	5.348*
	$\phi_1(\tau)$	0.717*	0.755*	0.827*	0.838*	0.857*	0.939	0.960	0.983	1.106
	HLs	2.084	2.466	3.649	3.922	4.492	11.013	16.980	40.426	∞
	QKS	5,540*								
SAE	$\phi_0(\tau)$	-6.426*	-5.627*	-4.158*	-3.255*	-2.651*	-1,594**	-1.091	0,750	3.741**
	$\phi_1(\tau)$	0.631*	0.669*	0.764*	0.819*	0.823*	0.849*	0.833**	0.950	1.021
	HLs	1.505	1.724	2.575	3.471	3.558	4.234	3.793	13.513	∞
	QKS	10.731*								
AE	$\phi_0(\tau)$	-11.274*	-8.444*	-4.876*	-3.887*	-2.150**	0.909	3.154**	5.144*	10.146*
	$\phi_1(\tau)$	0.541*	0,541*	0.774**	0.755*	0.751*	0.871	0.952	0.988	1.155
	HLs	1.127	1.129	2,706	2.466	2.421	5.019	14.091	57.415	∞
	QKS	5.506 *								

Nota: 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 $t_n(\tau)$.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

CUADRO 6. *Resultados de la prueba de raíz unitaria 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	$\phi_0(\tau)$	-3.778*	-2.501*	-1.257*	-0.732*	-0.191	0.532**	1.314*	2.450*	3.663*
	$\phi_1(\tau)$	0.549*	0.405*	0.591*	0.598*	0.548*	0.527*	0.549*	0.766	0.934
	HLs	1.156	0.767	1.318	1.348	1.152	1.082	1.156	2.600	10.152
	QKS	5.079*								
SAE	$\phi_0(\tau)$	-1.706*	-1.122*	-0.733*	-0.449*	-0.109	0.157	0.463*	0.957*	1.735*
	$\phi_1(\tau)$	0.410*	0.331*	0.474*	0.554*	0.615*	0.627*	0.629*	0.620*	0.777
	HLs	0.777	0.627	0.928	1.174	1.426	1.485	1.495	1.450	2.747
	QKS	8.114*								
AE	$\phi_0(\tau)$	-6.557*	-4.887*	-2.994*	-1.442*	-0.224	1.152**	2.477*	4.751*	7.429*
	$\phi_1(\tau)$	0.469*	0.482*	0.464*	0.439*	0.486*	0.542*	0.571*	0.597**	0.716
	HLs	0.915	0.950	0.903	0.842	0.961	1.132	1.237	1.344	2.075
	QKS	5.252*								

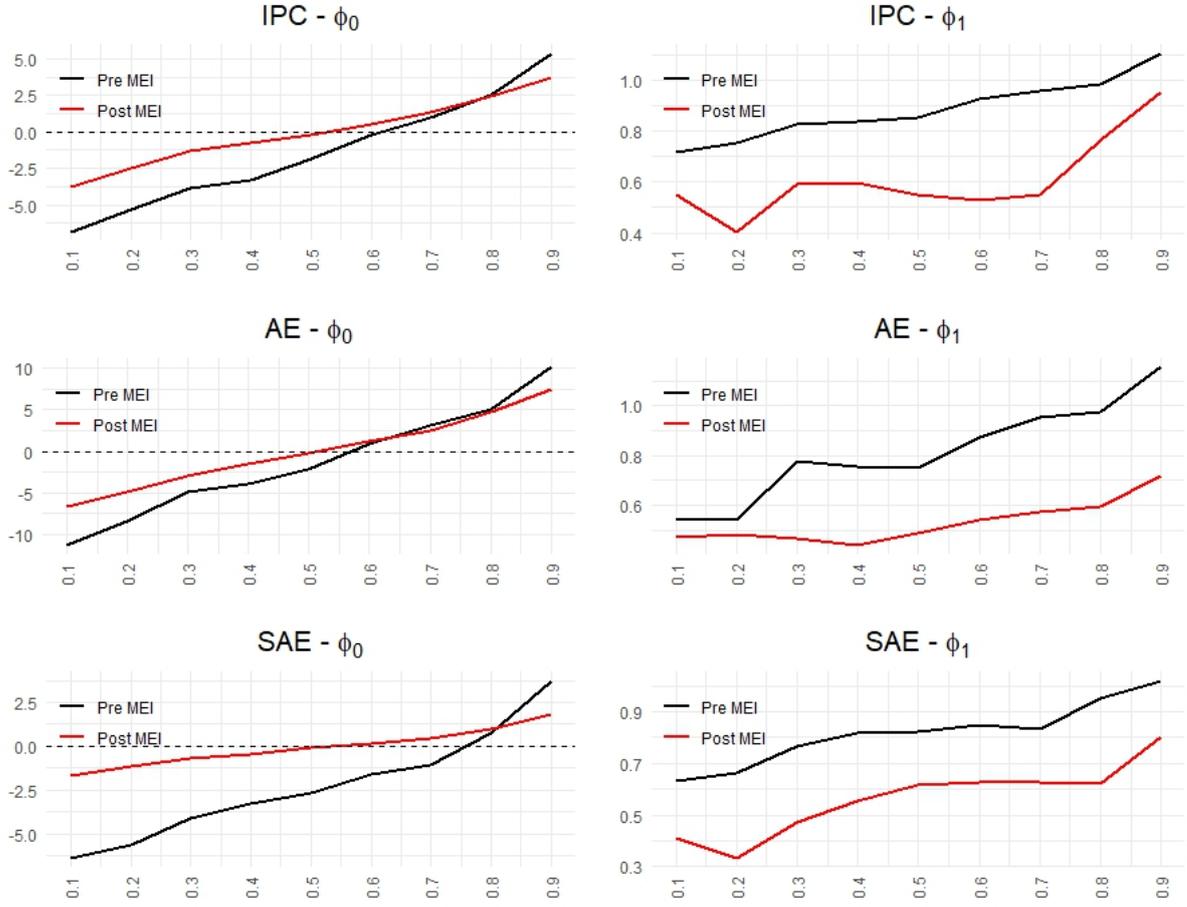
Nota: Para $\phi_0(\tau)$, se utiliza para la hipótesis nula de cero la prueba de t-student, mientras que para $\phi_1(\tau)$, la hipótesis nula de raíz unitaria es evaluando con el estadístico $t_n(\tau)$.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

FIGURA 2. *Intercepto y coeficiente de autoregresión por cuantiles antes y después de la implementación del esquema MEI*



4.3.2. Regresión cuantílica considerando un cambio en el equilibrio de largo plazo por la implementación del esquema MEI

Siguiendo a Çiçek & Akar (2013) y Tsong & Lee (2011), se incorpora en el modelo presentado en la sección 2 una variable *dummy*, D_t , que indica el inicio de la aplicación del esquema MEI. En específico, la variable z_t de la ecuación (1) se reescribe de la siguiente manera:

$$z_t = \pi_t - \hat{\mu}_\pi - \hat{\mu}_s D_t \quad (8)$$

Los estimadores $\hat{\mu}_\pi$ y $\hat{\mu}_s$ son obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a partir de la regresión de π_t con $(1, D_t)'$ como variables explicativas. La variable *dummy* (D_t) toma el valor de 0 cuando $(t < s_t)$ y 1 en otro caso, considerando a s_t como enero de 2002. Ello permite la incorporación de un posible cambio en la inflación de largo plazo debido a la introducción de la MEI. El resto de la metodología es el mismo que se aplica en la sección 4.2.

En el Cuadro 7 se muestran las nuevas estimaciones. Se observan resultados similares en términos de la dirección de los parámetros: persisten las asimetrías en la respuesta de la inflación ante los choques. Esto es, el tamaño de los choques ($\phi_0(\tau)$) y el coeficiente de persistencia ($\phi_1(\tau)$) se incrementan a través de los percentiles. Así, desde el percentil 80 no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series. En términos de la evaluación global del modelo, la prueba QKS continúa mostrando tasas de inflación que revierten a su media global tanto en el IPC total, como en la SAE y AE.

Una de las principales diferencias entre los cuadros 4 y 7 es la magnitud de los parámetros estimados de persistencia. Con la incorporación de la aplicación del esquema MEI en el modelo, los parámetros $\phi_1(\tau)$ se muestran más estables a través de todos los cuantiles. Asimismo, en los últimos cuantiles, donde se presentan los mayores choques positivos de inflación, la persistencia de esta se reduce en comparación con los resultados obtenidos cuando no se toma en cuenta el cambio de política monetaria. Ello es observado para las tres series analizadas. Este resultado también se observa en la Figura 3 y evidencia la efectividad de la política monetaria en la reducción de la persistencia de la inflación¹⁷.

Los resultados son consistentes con lo hallado en estudios previos como Wolters & Tillmann (2015), Çiçek & Akar (2013) y Tsong & Lee (2011) quienes demuestran que la implementación de metas de inflación contribuyen en la reducción de la persistencia de la inflación. Además, cabe destacar que estos hallazgos empíricos coinciden con lo señalado en diversos Reportes de Inflación recientes del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), en los que se sostiene que la persistencia de la inflación ha disminuido desde la consolidación del esquema de metas explícitas. En particular, se enfatiza que la política monetaria ha sido eficaz en anclar las expectativas inflacionarias y acelerar la reversión de la inflación al rango meta. Este diagnóstico es respaldado también por Quineche et al. (2024), quienes muestran que, durante el periodo pospandémico, las expectativas de inflación de los agentes económicos en Perú se mantuvieron firmemente ancladas, incluso frente a choques significativos. Sin embargo, el presente estudio complementa dicha narrativa institucional al evidenciar que la reducción en la persistencia no ha sido homogénea, sino que presenta una clara asimetría: los choques inflacionarios positivos tienden a ser más persistentes que los negativos, incluso en el periodo posterior a la implementación del esquema MEI. Esta distinción resulta relevante al diseñar respuestas diferenciadas de política monetaria, y aporta un matiz adicional al diagnóstico tradicional ofrecido por los informes del Banco Central.

Finalmente, los resultados obtenidos en este estudio también pueden contrastarse con la evidencia presentada por Rodríguez & Surco (2025) y Castillo et al. (2012), quienes analizan la evolución de la persistencia inflacionaria en el Perú desde perspectivas complementarias. Rodríguez y Surco utilizan un modelo AR-Trend-Bound, inspirado en Stock & Watson (2007), que permite separar la inflación en componentes transitorio y permanente, encontrando que la persistencia del gap inflacionario fue baja en el

¹⁷En el Anexo D.4 se muestran las gráficas de los estimadores de $\phi_0(\tau)$ y $\phi_1(\tau)$ con sus bandas de confianza de la regresión por cuantiles incorporando el cambio de política monetaria.

periodo previo a la pandemia, reflejando la efectividad del esquema de metas de inflación. Por su parte, Castillo et al. emplean un modelo de cambio de régimen de Markov con componentes no observados, y hallan que tanto los choques permanentes como transitorios han reducido su volatilidad en el régimen de estabilidad de precios, caracterizado por menores niveles e incertidumbre inflacionaria. En línea con estos trabajos, los resultados de este artículo muestran que la persistencia inflacionaria disminuye tras la implementación del esquema MEI. Sin embargo, el enfoque cuantílico empleado permite identificar una dimensión adicional: la reducción en la persistencia no es uniforme, sino que presenta una clara asimetría según el signo y magnitud del choque inflacionario. Esta contribución matiza y amplía la evidencia anterior, al mostrar que los cambios en la dinámica de la inflación no se limitan al promedio, sino que afectan toda su distribución.

CUADRO 7. *Resultados de la prueba de raíz unitaria por cuantiles para las tasas de inflación con quiebre*

Serie	τ	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*								

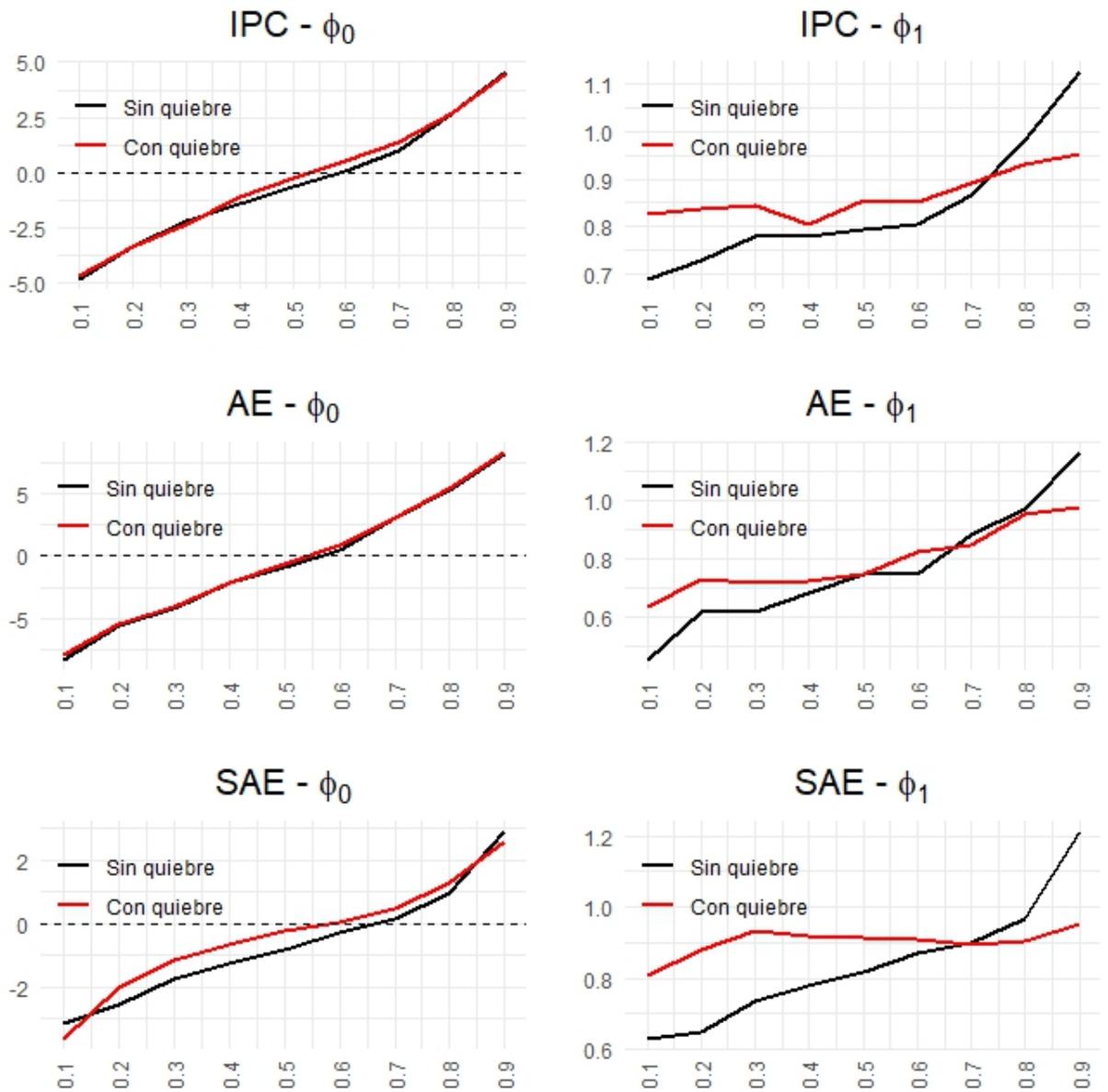
Nota: Para $\phi_0(\tau)$, se utiliza para la hipótesis nula de cero la prueba de t-student, mientras que para $\phi_1(\tau)$, la hipótesis nula de raíz unitaria es evaluando con el estadístico $t_n(\tau)$.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

FIGURA 3. Intercepto y coeficiente de autoregresión por cuantiles con y sin quiebre



5. CONCLUSIONES

Esta investigación ha demostrado la utilidad del enfoque de autorregresión cuantílica para analizar la dinámica heterogénea de la inflación total, sin alimentos y energía (SAE), y de los precios de alimentos y energía (AE). A diferencia de los métodos tradicionales que asumen comportamientos simétricos, este enfoque revela patrones diferenciados de reversión a la media según la magnitud y dirección de los choques inflacionarios.

Los resultados confirman la existencia de asimetrías significativas en el proceso de ajuste inflacionario. Los choques deflacionarios (percentiles bajos) exhiben una rápida convergencia hacia el nivel de equilibrio, mientras que los choques inflacionarios extremos (percentiles altos) muestran una persistencia considerablemente mayor, sin evidencia clara de reversión a la media. Esta heterogeneidad sugiere que los mecanismos de transmisión y propagación de los choques operan de manera diferenciada según su naturaleza.

Asimismo, los resultados demuestran que la implementación del esquema de metas explícitas de inflación ha generado cambios estructurales evidentes en la dinámica inflacionaria. Los parámetros autorregresivos se han tornado más estables y de menor magnitud, particularmente en los cuantiles superiores, lo que constituye evidencia empírica sólida de la efectividad del marco de política monetaria adoptado.

Estos hallazgos tienen implicaciones directas para el diseño y calibración de la política monetaria. La respuesta asimétrica de la inflación sugiere que el banco central debería considerar estrategias diferenciadas: respuestas más graduales ante choques deflacionarios (dado su carácter autorregresivo) y acciones más decididas ante presiones inflacionarias extremas (dada su mayor persistencia). Además, la reducción documentada en la persistencia inflacionaria post-adopción del esquema de metas refuerza la importancia del anclaje de expectativas y la credibilidad institucional como mecanismos de estabilización macroeconómica.

Los descubrimientos de esta investigación subrayan que la inflación no es un fenómeno homogéneo y que su gestión requiere un entendimiento profundo de sus propiedades distribucionales. Para los hacedores de política monetaria, esto implica la necesidad de incorporar consideraciones asimétricas en sus modelos de decisión, reconociendo que un mismo choque no siempre tiene los mismos efectos dependiendo del contexto inflacionario prevaleciente. En este sentido, la aplicación de técnicas de regresión cuantílica al análisis inflacionario en el contexto peruano representa una contribución metodológica relevante, especialmente considerando las características no normales de las series analizadas. Este enfoque proporciona una comprensión más matizada de la dinámica inflacionaria que los métodos convencionales basados en medias condicionales.

Si bien esta investigación proporciona evidencia robusta sobre las asimetrías en la inflación agregada, el análisis de los componentes desagregados del IPC constituye una extensión natural y necesaria. Esta desagregación permitiría identificar los sectores que

contribuyen más significativamente a las asimetrías observadas y diseñar políticas más específicas. Adicionalmente, futuras investigaciones podrían explorar la interacción entre factores estructurales (como la dolarización financiera, la informalidad laboral, o la dependencia de commodities) y las asimetrías identificadas, lo que proporcionaría un marco analítico más completo para entender la dinámica inflacionaria en economías emergentes como la peruana.

REFERENCIAS

- Baillie, R. T., Chung, C.-F., & Tieslau, M. A. (1996). Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA–GARCH model. *Journal of applied econometrics*, 11(1), 23-40.
- Ball, L., Cecchetti, S. G., & Gordon, R. J. (1990). Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(1), 215-254.
- Batini, N. (2006). Euro area inflation persistence. *Empirical Economics*, 31(4), 977-1002.
- Beechey, M., & Österholm, P. (2009). Time-varying inflation persistence in the Euro area. *Economic Modelling*, 26(2), 532-535.
- Camarero, M., Esteve, V., & Tamarit, C. (2000). Price convergence of peripheral European countries on the way to the EMU: A time series approach. *Empirical Economics*, 25, 149-168.
- Castillo, P., Humala, A., & Tuesta, V. (2012). Regime shifts and inflation uncertainty in Peru. *Journal of Applied Economics*, 15(1), 71-87.
- Chang, Y. (2002). Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of econometrics*, 110(2), 261-292.
- Charemza, W. W., Hristova*, D., & Burridge, P. (2005). Is inflation stationary? *Applied Economics*, 37(8), 901-903.
- Çiçek, S., & Akar, C. (2013). The asymmetry of inflation adjustment in Turkey. *Economic Modelling*, 31, 104-118.
- Cogley, T., & Sargent, T. J. (2001). Evolving post-world war II US inflation dynamics. *NBER macroeconomics annual*, 16, 331-373.
- Cogley, T., & Sargent, T. J. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic dynamics*, 8(2), 262-302.
- Crowder, W. J., & Hoffman, D. L. (1996). The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. *Journal of money, credit and banking*, 28(1), 102-118.
- Crowder, W. J., & Wohar, M. E. (1999). Are Tax Effects Important in the Long-Run Fisher Relationship? Evidence from the Municipal Bond Market. *The Journal of Finance*, 54(1), 307-317.

- Culver, S. E., & Papell, D. H. (1997). Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models. *Journal of Applied Econometrics*, *12*(4), 435-444.
- De Gregorio, J. (2006). Esquema de metas de inflación en economías emergentes. *Documentos de Política Económica (Banco Central de Chile)*, (18), 1.
- Edwards, S. (1998). Two crises: inflationary inertia and credibility. *The Economic Journal*, *108*(448), 680-702.
- Elliott, G., Rothemberg, T., & Stock, J. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, *64*(4), 813-839.
- Evans, M. D., & Lewis, K. K. (1995). Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation? *The Journal of Finance*, *50*(1), 225-253.
- Fracasso, A., Genberg, H., & Wyplosz, C. (2003). *How do central banks write?: An evaluation of inflation reports by inflation targeting central banks* (Vol. 2). Centre for Economic Policy Research.
- 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.
- Henry, O. T., & Shields, K. (2004). Is there a unit root in inflation? *Journal of Macroeconomics*, *26*(3), 481-500.
- Ho, T.-w. (2009). The inflation rates may accelerate after all: panel evidence from 19 OECD economies. *Empirical Economics*, *36*(1), 55-64.
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, *33*-50.
- Koenker, R., & Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American statistical association*, *99*(467), 775-787.
- Kumar, M. S., & Okimoto, T. (2007). Dynamics of persistence in international inflation rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, *39*(6), 1457-1479.
- Lee, H.-Y., & Wu, J.-L. (2001). Mean reversion of inflation rates: evidence from 13 OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, *23*(3), 477-487.
- Levin, A. T., Natalucci, F. M., & Piger, J. M. (2004). The macroeconomic effects of inflation targeting. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, *86*(4), 51-8.

- MacDonald, R., & Murphy, P. D. (1989). Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques. *Applied Economics*, 21(4), 439-447.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Nelson, C. R., & Schwert, G. W. (1977). Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant. *The American Economic Review*, 67(3), 478-486.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- O'Reilly, G., & Whelan, K. (2005). Has Euro-area inflation persistence changed over time? *Review of economics and statistics*, 87(4), 709-720.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Phiri, A. (2018). Inflation persistence in BRICS countries: A quantile autoregressive (QAR) approach. *Business and Economic Horizons*, 14(1), 97-104.
- Pivetta, F., & Reis, R. (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic dynamics and control*, 31(4), 1326-1358.
- 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. *Revista Moneda*, (198), 4-9.
- Rodríguez, G., & Surco, L. (2025). Modeling the trend, persistence, and volatility of inflation in Pacific Alliance countries: an empirical application using a model with inflation bands. *Latin American Economic Review*, 35, 1-26.
- Rose, A. K. (1988). Is the real interest rate stable? *The Journal of Finance*, 43(5), 1095-1112.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Stock, J. H. (2001). [Evolving post-world war II US inflation dynamics]: comment. *NBER macroeconomics annual*, 16, 379-387.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). Why has US inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and banking*, 39, 3-33.

- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- Tsong, C.-C., & Lee, C.-F. (2011). Asymmetric inflation dynamics: evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 668-680.
- 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.
- Zhang, C., & Clovis, J. (2010). China inflation dynamics: Persistence and policy regimes. *Journal of Policy Modeling*, 32(3), 373-388.

ANEXOS

Anexo A: Pruebas de raíz unitaria incluyendo un intercepto y una tendencia como componente determinístico para las tasas de inflación

CUADRO A.1. *Resultados de pruebas DF-GLS y MZa-GLS para IPC, SAE y AE*

	IPC		SAE		AE	
	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS
Feb92-Dic23	-0.97	-2.73	-0.66	-0.22	-1.37	-1.04
Feb92-Dic01	-1.19	-5.31	-0.73	-0.83	-0.92	-5.23
Ene02-Dic23	-1.90	-5.48	-3.92*	-32.12*	-2.84***	-4.45

Nota: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias utilizando constante y tendencia como variables determinísticas. La primera columna indican la muestras considerada para la estimación. El criterio de información Akaike modificado (MAIC) se utiliza para determinar el número óptimo de rezagos.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

Anexo B: Robustez de las pruebas de raíz unitaria para las tasas de inflación

CUADRO B. 1. *Análisis de ventanas móviles tomando como punto de partida febrero de 1992*

Muestra:	IPC		SAE		AE	
	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS
Feb92-						
Dic19	0.63	0.01	0.68	0.46	-0.36	0.22
Jun20	0.67	0.13	0.70	0.47	-0.32	0.38
Dic20	0.62	0.08	0.65	0.46	-0.36	0.36
Jun21	0.54	-0.17	0.63	0.45	-0.45	-0.09
Dic21	0.42	-0.21	0.50	0.38	-0.55	-0.04
Jun22	0.34	-0.39	0.38	0.30	-0.63	-0.26
Dic22	0.45	-0.22	0.50	0.40	-0.44	-0.01
Jun23	0.58	0.04	0.66	0.46	-0.36	0.38
Dic23	0.64	-0.10	0.66	0.44	-0.22	0.15

Nota: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando solo constante como variable determinística. Las muestras comienzan en febrero de 1992 para IPC, AE y SAE. La primera columna indica la fecha de final de las muestras. El criterio de información Akaike modificado (MAIC) se utiliza para determinar el número óptimo de rezagos.

- * Significativo al 1%.
- ** Significativo al 5%.
- *** Significativo al 10%.

CUADRO B. 2. *Análisis de ventanas móviles tomando como punto de partida la implementación del esquema de objetivos de inflación*

Muestra:	IPC		SAE		AE	
	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS
Ene02-						
Dic19	-1.56	-0.42	-3.40***	-19.27***	-1.59	-0.40
Jun20	-1.51	-0.65	-3.39***	-17.73***	-1.55	-0.58
Dic20	-1.20	-0.57	-3.47***	-19.01***	-1.83*	-0.57
Jun21	-1.32	0.57	-3.53***	-19.78***	-1.71*	0.73
Dic21	-1.53	0.52	-3.41***	-20.69***	-1.88*	0.17
Jun22	-0.02	1.90	-2.92***	-11.96**	-1.85*	1.62
Dic22	-1.81*	0.36	-2.81***	-13.79**	-1.95**	0.35
Jun23	-2.00**	-0.88	-3.38***	-16.18***	-2.15**	-0.70
Dic23	-0.85	-1.10	-3.47***	-16.27***	-2.19**	-0.58

Nota: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando solo constante como variable determinística. Las muestras comienzan en enero de 1992 para IPC, AE y SAE. La primera columna indica la fecha de final de las muestras. El criterio de información Akaike modificado (MAIC) se utiliza para determinar el número óptimo de rezagos.

- * Significativo al 1%.
- ** Significativo al 5%.
- *** Significativo al 10%.

Anexo C: Robustez de las pruebas de raíz unitaria incluyendo tendencia para las tasas de inflación

CUADRO C.1. *Análisis de ventanas móviles tomando como punto de partida febrero de 1992*

Muestra:	IPC		SAE		AE	
	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS
Feb92-						
Dic-19	-0.91	-2.85	-0.65	-0.23	-1.69	-1.4
Jun-20	-0.93	-2.98	-0.66	-0.25	-1.7	-1.55
Dic-20	-0.89	-2.9	-0.64	-0.21	-1.65	-1.52
Jun-21	-0.86	-2.43	-0.63	-0.2	-1.6	-0.77
Dic-21	-0.78	-2.51	-0.56	-0.11	-1.46	-1.06
Jun-22	-0.74	-1.99	-0.51	0.01	-1.13	-0.09
Dic-22	-0.81	-2.5	-0.58	-0.18	-1.15	-0.65
Jun-23	-0.9	-2.96	-0.68	-0.26	-1.17	-1.22
Dic-23	-0.97	-2.73	-0.66	-0.22	-1.37	-1.04

Nota: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando constante y tendencia como variables determinísticas. Las muestras comienzan en febrero de 1992 para IPC, AE y SAE. La primera columna indica la fecha de final de las muestras. El criterio de información Akaike modificado (MAIC) se utiliza para determinar el número óptimo de rezagos.

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

CUADRO C.2. *Análisis de ventanas móviles tomando como punto de partida la implementación del esquema de objetivos de inflación*

Muestra:	IPC		SAE		AE	
	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS	DF-GLS	MZa-GLS
Ene02-						
Dic-19	-2.79*	-3.16	-3.91***	-53.31***	-3.09**	-3.89
Jun-20	-2.77*	-2.4	-3.79***	-37.47***	-3.02**	-2.82
Dic-20	-2.85*	-2.91	-3.88***	-42.74***	-3.06**	-3.02
Jun-21	-2.51	-2.52	-3.94***	-42.22***	-2.86*	-3.1
Dic-21	-2.24	-3.09	-3.71***	-29.59***	-2.69*	-4.01
Jun-22	-1.86	-3.54	-2.71*	-8.46	-2.06	-1.86
Dic-22	-2.07	-3.54	-3.33**	-25.89***	-2.21	-2.79
Jun-23	-2.27	-3.39	-3.82***	-29.74***	-2.27	-2.22
Dic-23	-1.9	-5.48	-3.92***	-32.12***	-2.84*	-4.45

Nota: Se estiman los estadísticos de pruebas de raíz unitarias considerando constante y tendencia como variables determinísticas. Las muestras comienzan en enero de 1992 para IPC, AE y SAE. La primera columna indica la fecha de final de las muestras. El criterio de información Akaike modificado (MAIC) se utiliza para determinar el número óptimo de rezagos.

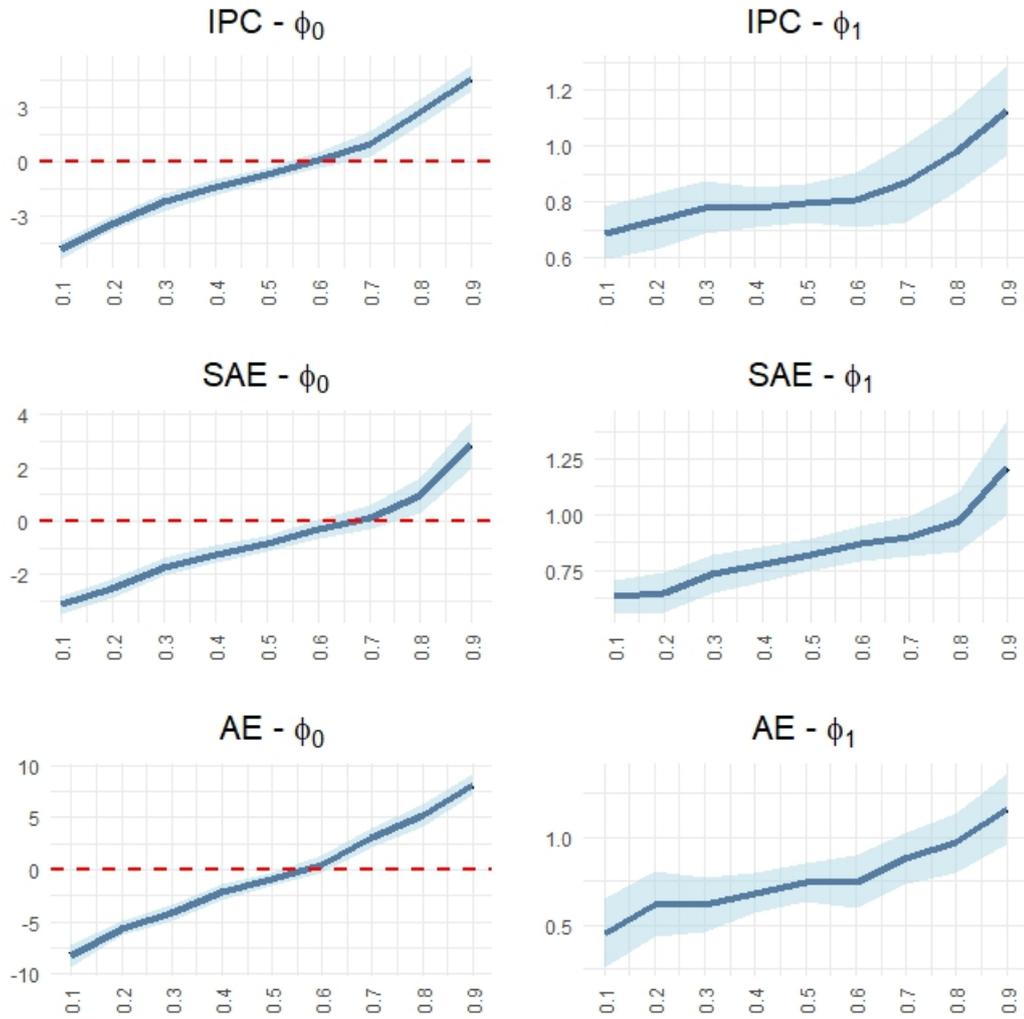
* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5 %.

*** Significativo al 10 %.

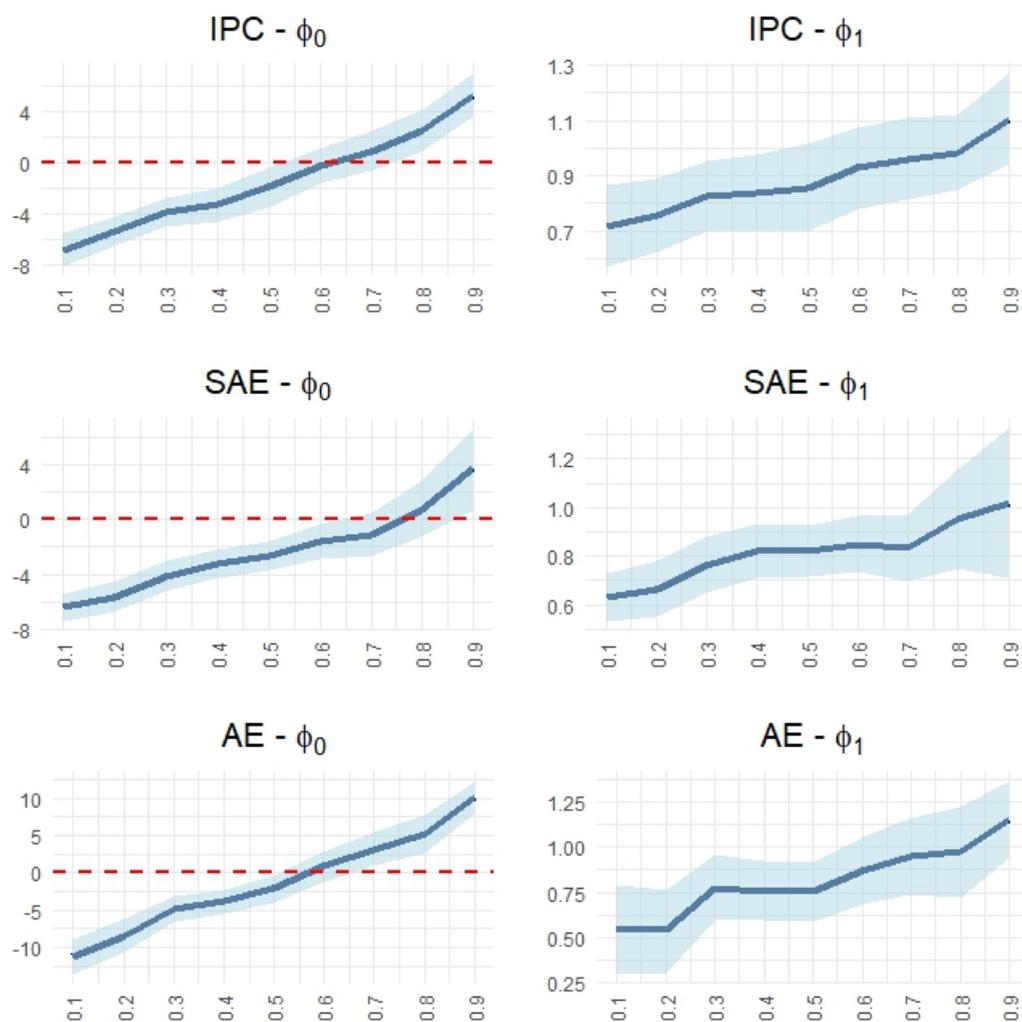
Anexo D: Gráficos de los interceptos y coeficientes de autoregresión estimados por cuantiles

FIGURA D.1. *Parámetros estimados sin incorporar quiebres*



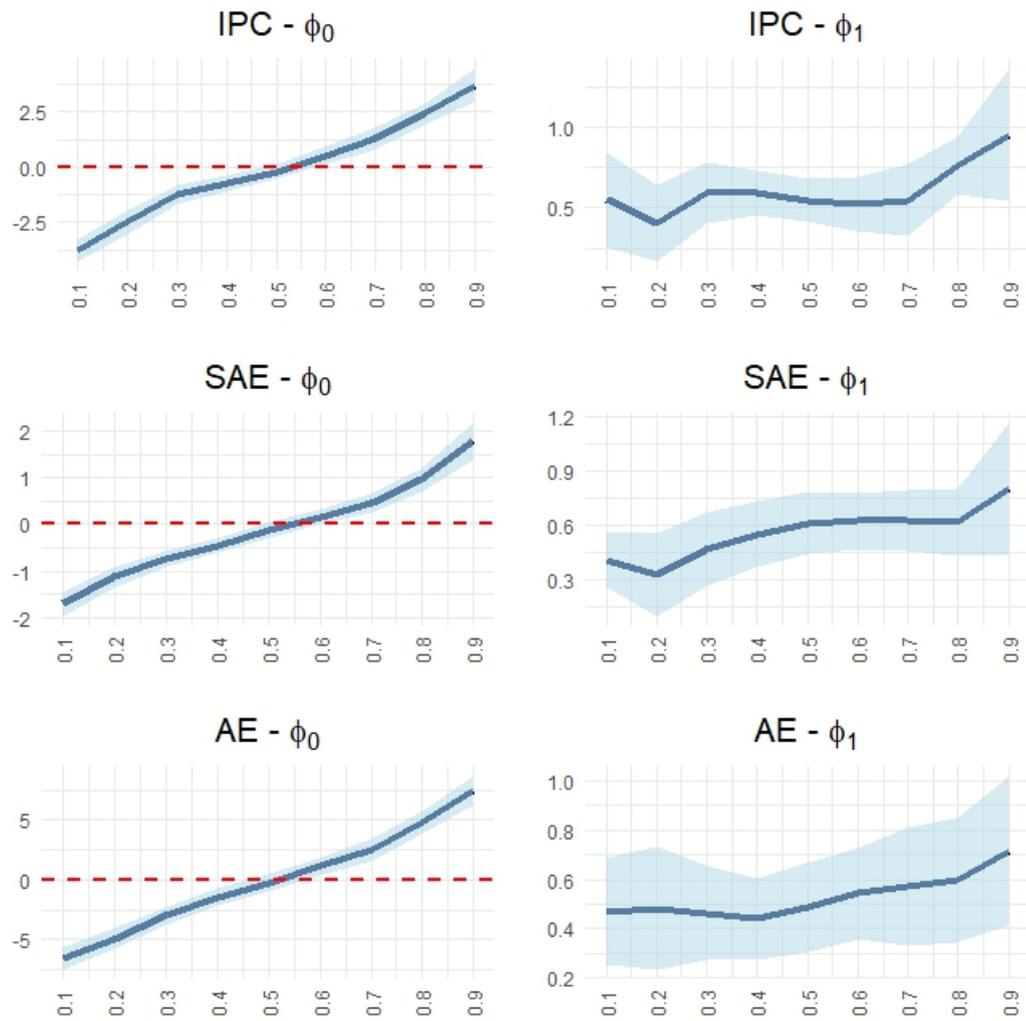
Nota: El eje vertical indica los valores de los coeficientes estimados, mientras que el eje horizontal representa los cuantiles. El área azul representa el intervalo de 95% de confianza. Los intervalos de confianza son obtenidos mediante bootstrapping con 500 simulaciones.

FIGURA D.2. *Parámetros estimados antes de la implementación del esquema MEI*



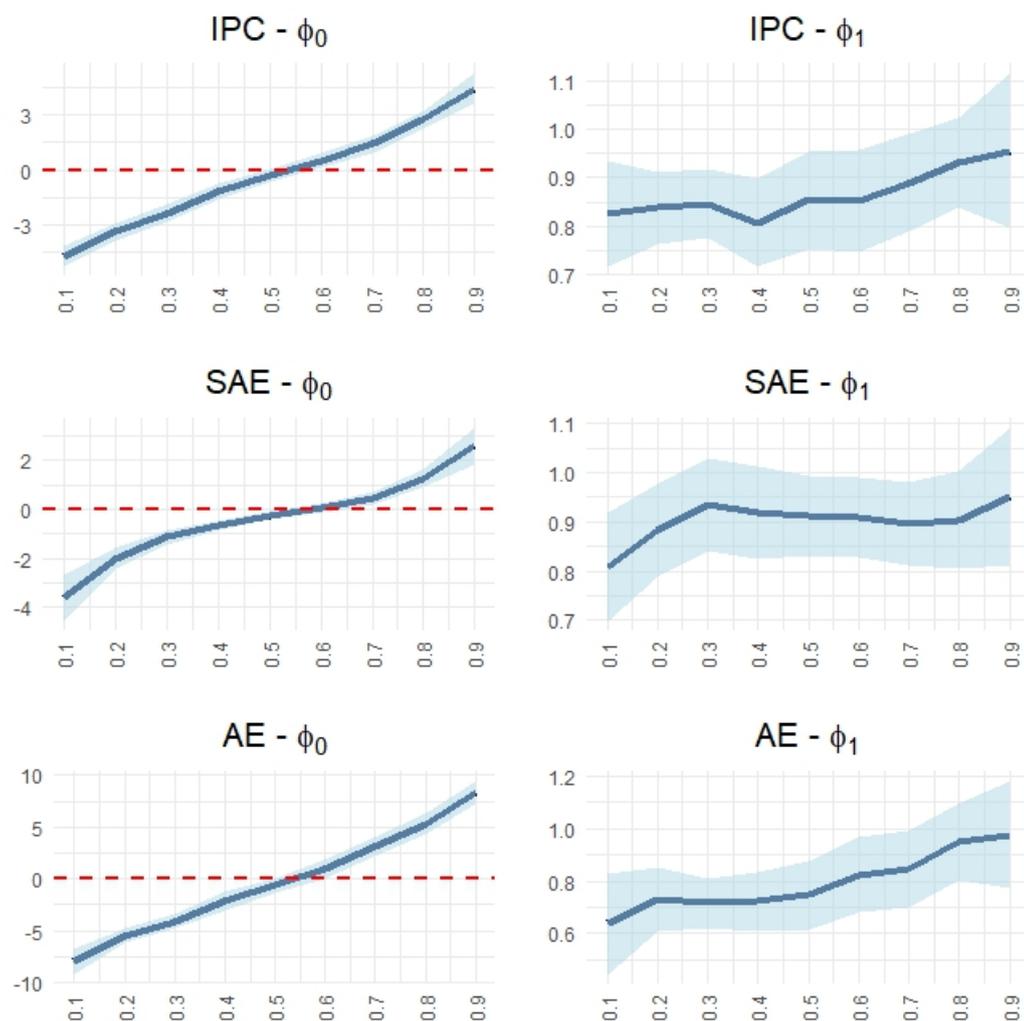
Nota: El eje vertical indica los valores de los coeficientes estimados, mientras que el eje horizontal representa los cuantiles. El área azul representa el intervalo de 95 % de confianza. Los intervalos de confianza son obtenidos mediante bootstrapping con 500 simulaciones.

FIGURA D.3. *Parámetros estimados después de la implementación del esquema MEI*



Nota: El eje vertical indica los valores de los coeficientes estimados, mientras que el eje horizontal representa los cuantiles. El área azul representa el intervalo de 95 % de confianza. Los intervalos de confianza son obtenidos mediante bootstrapping con 500 simulaciones.

FIGURA D.4. *Parámetros estimados al incorporar quiebre por el inicio de la implementación del Esquema de Metas de Inflación*



Nota: El eje vertical indica los valores de los coeficientes estimados, mientras que el eje horizontal representa los cuantiles. El área azul representa el intervalo de 95% de confianza. Los intervalos de confianza son obtenidos mediante bootstrapping con 500 simulaciones.