

Recuadro 1

Inflación instantánea en Colombia¹

Edgar Caicedo García
 Wilmer Osvaldo Martínez Rivera
 Juan Camilo Vallejo Peña
 Gabriel Adolfo Garavito Plata*

Cuando se calcula la inflación anual con el índice de precios al consumidor (IPC) se ponderan por igual los doce meses involucrados en el cálculo. Esto puede resultar en una subestimación o sobreestimación de la importancia de la información contenida en la inflación más reciente sobre la dinámica inflacionaria, dependiendo de la evolución de los precios en el periodo analizado. Como una alternativa para corregir este sesgo, se presenta a continuación una medida de la inflación instantánea para Colombia, cuyo cálculo le asigna un mayor peso a los datos más recientes y reduce la influencia de los datos más lejanos mediante una función Kernel. El posible sesgo generado por la sobreponderación de datos antiguos se configura porque la información de los meses más lejanos puede resultar menos relevante para la comprensión del comportamiento actual de los precios al consumidor. Además, se analiza el potencial liderazgo de la inflación instantánea sobre la inflación anual oficial.

1. Sesgos en el cálculo del IPC

Desde la comisión Boskin (1996), realizada para el Senado de los Estados Unidos, se reconoce ampliamente que el cálculo del IPC, mediante una formulación tipo Laspeyres, puede generar sesgos en el registro de la variación de los precios al consumidor. Un índice numérico Laspeyres, por definición, al mantener la canasta fija, no permite incorporar oportunamente nuevos bienes, ni sustituir bienes o servicios más costosos por otros de menor precio (sustitución en el consumo), así como tampoco permite actualizar la calidad de los bienes, ni incorporar en la medición nuevos expendios ni redes de distribución más eficientes. A lo anterior se suma que hay un sesgo en la selección de productos, ya que las instituciones de estadística no recopilan información sobre la variación de precios de toda la canasta del consumidor, sino solo de aquellos que son más frecuentemente consumidos y tienen un mayor impacto en el gasto de los hogares.

Recientemente, Eeckhout (2023) ha introducido en la discusión el sesgo de información obsoleta, derivado de las ponderaciones iguales que recibe cada uno de los doce meses que componen la inflación anual. En particular, esto genera un sesgo al estar subrepresentados los niveles de precios en meses más recientes, los cuales impactan con mayor magnitud la dinámica inflacionaria. En consecuencia, es razonable asignar una ponderación mayor a los valores más recientes al calcular las variaciones anuales del IPC para un entendimiento más claro de las dinámicas más contemporáneas de los precios. A este cálculo Eeckhout (2023) lo denomina inflación instantánea, la cual se explicará a continuación para el caso colombiano.

2. Metodología

Para atenuar este sesgo, que hemos denominado de datos antiguos, se utilizarán ponderaciones diferenciadas y crecientes, donde a la información más reciente se le asigna un peso

* Los autores son, en su orden, profesional líder, investigador y pasantes del Departamento de Programación e Inflación. Las opiniones son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

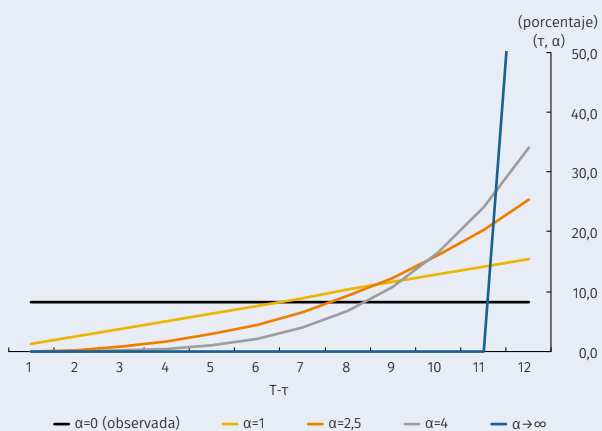
1 Este Recuadro coincide con la reciente publicación del Borrador de Economía de Martínez *et al.* (2025), titulado: "Instantaneous Inflation as a Predictor of Inflation", cuyo contenido se concentra en la capacidad predictiva de la inflación instantánea hacia la inflación anual para Colombia, Estados Unidos e Inglaterra. El presente recuadro, en algunos apartados, es similar a lo presentado en Martínez *et al.* (2025).

mayor y a la más antigua un peso menor. Para determinar las ponderaciones, Eeckhout (2023) sugiere emplear una función de Kernel polinómica, de la siguiente manera:

$$\kappa(\tau, \alpha) = \frac{(T - \tau)^\alpha}{\sum_{\tau=0}^{T-1} (T - \tau)^\alpha} T, \forall \alpha \geq 0$$

Donde $T - \tau$ representa cada uno de los periodos (meses) y se agrega un parámetro α que determina la magnitud del peso de cada periodo en el Kernel. Mientras mayor sea el valor de α mayor será el peso de los meses más recientes y menor el peso de los más lejanos. Cuando el valor de α es 0 (cero), el resultado corresponde al de la inflación convencional, donde todos los periodos (meses) tienen la misma ponderación. En el Gráfico R1.1 se puede observar el comportamiento del Kernel ante distintos valores de α .

Gráfico R1.1
Pesos en porcentaje del Kernel para diferentes valores de α



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Luego, se aplica el Kernel a la función de inflación original, obteniendo la inflación instantánea de la siguiente manera:

$$i_t^k = \prod_{\tau=0}^{11} (1 + i_{t-\tau}^m)^{\kappa(\tau)}$$

Donde $(1 + i_{t-\tau}^m)$ es la variación mensual de cada periodo.

Se deben tener en cuenta algunas consideraciones importantes sobre la inflación instantánea. Cuanto mayor sea el valor del parámetro α , mayor será la respuesta de la inflación a distintos factores, como el ruido que pueda generarse en la recolección de los datos o el que puede generarse por factores estacionales. En consecuencia, la inflación instantánea tiende a ser más volátil que la inflación convencional, en especial cuando se emplean valores de α muy altos. Para contrarrestar lo anterior, en este documento se desestacionalizaron las series del IPC con las cuales se calcularon las diferentes inflaciones instantáneas. En el Gráfico R1.2 (paneles A y B) se observa la reducción de la volatilidad, una vez se desestacionaliza el IPC para calcular la inflación instantánea, utilizando un valor de $\alpha=2,5$, cuya elección se explica en la siguiente sección.

Gráfico R1.2
Inflación instantánea

A. Inflación observada e instantánea

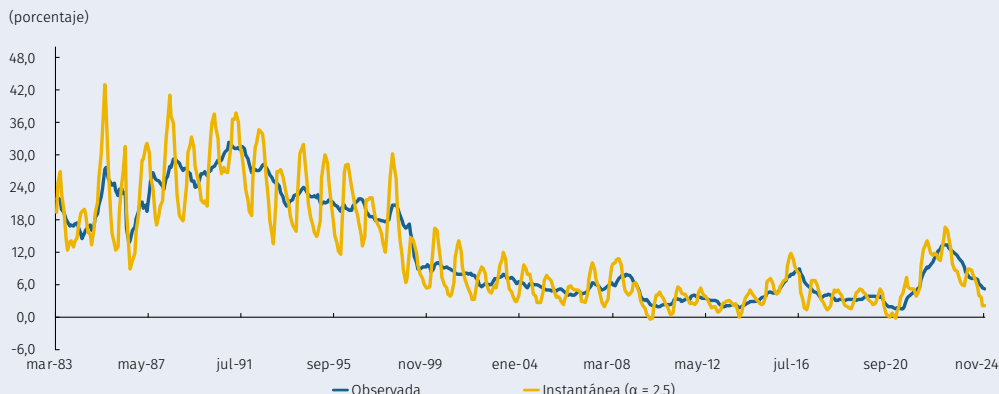


Gráfico R1.2 (continuación)

B. Inflación observada e instantánea desestacionalizada

(porcentaje)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

3. Selección de valor del parámetro α

Para determinar un valor adecuado del parámetro α se escogieron tres criterios y se consideró que, si bien puede existir un rango adecuado de valores para α , a diferencia de Eeckhout (2023), se tomará un valor no entero para tener una mejor aproximación. En primer lugar, se evaluaron los valores de α en función del porcentaje acumulado de las ponderaciones Kernel, seleccionando aquellos que alcanzaran un umbral del 90% para $\tau-\tau=7$, lo que implica que el peso acumulado de los seis periodos (meses) más antiguos no exceda del 10% de la ponderación total. Este criterio se cumple desde $\alpha=2,5$ hasta $\alpha=100$. Este enfoque permite identificar un valor de α lo suficientemente alto como para transmitir de manera efectiva la información más reciente a los precios al consumidor, mientras que simultáneamente reduce el sesgo de la información antigua, como se observa en el Cuadro R1.1.

Como segundo criterio, se evaluó la volatilidad de la inflación instantánea total desestacionalizada para distintos valores de α en el periodo de marzo de 1983 a noviembre de 2023, y se postuló que los valores de este parámetro que impliquen una menor varianza se consideran los mejores (Cuadro R1.2, panel A). Como tercer criterio, se calculó el error cuadrático medio (ECM) entre la inflación anual observada y su versión instantánea desestacionalizada para distintos valores de α y, nuevamente, se eligieron los valores que lo minimizaron (Cuadro R1.2, panel B). Incluso al usar un valor del parámetro $\alpha=2,5$ para calcular la inflación instantánea, se obtiene un indicador que se encuentra entre los que generan el menor ECM en la

Cuadro R1.1

Porcentaje acumulado de las ponderaciones kernel para distintos valores de α

| T- τ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 2,5$ | $\alpha = 3$ | $\alpha = 4$ | $\alpha = 5$ | $\alpha = 6$ | $\alpha = 12$ | $\alpha = 100$ |
|-----------|--------------|--------------|--------------|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|----------------|
| 12 | 8,33 | 15,38 | 22,15 | 25,34 | 28,40 | 34,16 | 39,45 | 44,33 | 66,43 | 99,98 |
| 11 | 16,67 | 29,49 | 40,77 | 45,73 | 50,28 | 58,27 | 64,99 | 70,63 | 89,81 | 100,00 |
| 10 | 25,00 | 42,31 | 56,15 | 61,80 | 66,72 | 74,74 | 80,84 | 85,47 | 97,26 | 100,00 |
| 9 | 33,33 | 53,85 | 68,62 | 74,14 | 78,70 | 85,55 | 90,21 | 93,36 | 99,37 | 100,00 |
| 8 | 41,67 | 64,10 | 78,46 | 83,34 | 87,11 | 92,30 | 95,40 | 97,26 | 99,88 | 100,00 |
| 7 | 50,00 | 73,08 | 86,00 | 89,92 | 92,75 | 96,25 | 98,07 | 99,00 | 99,98 | 100,00 |
| 6 | 58,33 | 80,77 | 91,54 | 94,40 | 96,30 | 98,39 | 99,30 | 99,70 | 100,00 | 100,00 |
| 5 | 66,67 | 87,18 | 95,38 | 97,24 | 98,36 | 99,42 | 99,79 | 99,93 | 100,00 | 100,00 |
| 4 | 75,00 | 92,31 | 97,85 | 98,87 | 99,41 | 99,84 | 99,96 | 99,99 | 100,00 | 100,00 |
| 3 | 83,33 | 96,15 | 99,23 | 99,66 | 99,85 | 99,97 | 99,99 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |
| 2 | 91,67 | 98,72 | 99,85 | 99,95 | 99,98 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |
| 1 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Cuadro R1.2

Varianza de la inflación instantánea y error cuadrático medio para distintos valores de α A. Varianza de la inflación instantánea anual desestacionalizada para distintos valores de α (marzo de 1983 a noviembre de 2024)

| | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 2,5$ | $\alpha = 3$ | $\alpha = 4$ | $\alpha = 5$ | $\alpha = 6$ | $\alpha = 12$ | $\alpha = 100$ |
|----------|--------------|--------------|--------------|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|----------------|
| Varianza | 83,12 | 83,86 | 85,41 | 86,23 | 87,02 | 88,53 | 89,92 | 91,19 | 96,89 | 106,89 |

B. Error cuadrático medio para distintos valores de α (inflación anual instantánea desestacionalizada vs. inflación anual observada)

| | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 2,5$ | $\alpha = 3$ | $\alpha = 4$ | $\alpha = 5$ | $\alpha = 6$ | $\alpha = 12$ | $\alpha = 100$ |
|------------------------|--------------|--------------|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|----------------|
| Error cuadrático medio | 1,19 | 2,96 | 3,82 | 4,64 | 6,17 | 7,55 | 8,80 | 14,46 | 24,32 |

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

predicción de la inflación². Aunque existe un rango de valores óptimos de α , con base en los tres criterios utilizados se seleccionó el valor de $\alpha=2,5$ dado que cumple con excluir al menos el 90 % de los datos más lejanos y a la vez tiene una varianza y un error cuadrático medio reducido. Aunque un valor de α menor a 2,5 genera menos volatilidad y un menor error cuadrático medio, estos valores le asignan un peso mayor a la información más antigua, lo cual no es ideal. Con un valor de $\alpha=2,5$ se calculará la inflación instantánea.

4. Resultados

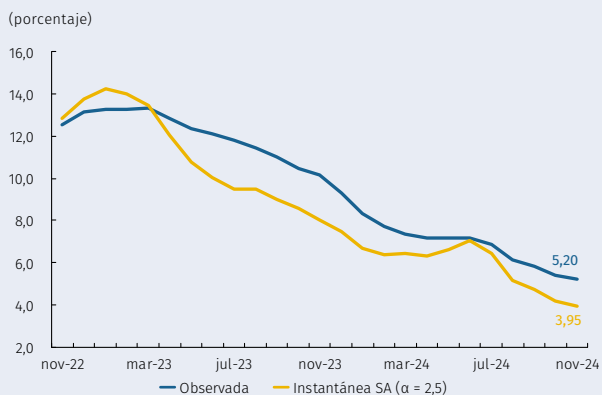
Para una mejor comprensión de la dinámica inflacionaria reciente, se calculará la inflación instantánea no solo para el IPC total e IPC sin alimentos ni regulados (SAR), sino también para cuatro subcategorías: bienes (SAR), servicios (SAR), alimentos y regulados. Asimismo, se utilizará la metodología de perfiles coincidentes propuesta por Martínez *et al.* (2013) para investigar si la inflación instantánea funciona como un indicador líder de la inflación observada convencional. Dicha metodología implementa un algoritmo que identifica los puntos de inflexión en las series anualizadas, permitiendo así identificar cuándo una serie anticipa los puntos de inflexión de otra, y en cuántos periodos (meses) lo hace, utilizando un 10 % de significancia. En los gráficos R1.3 a R1.8 se presentan los cálculos correspondientes a cada agrupación, en donde se compara la inflación observada y la inflación instantánea desestacionalizada calculada con $\alpha=2,5$.

Los gráficos R1.3 a R1.8 sugieren que la inflación instantánea anual desestacionalizada en noviembre de 2024 es inferior a la inflación anual oficial, para todos los segmentos del IPC analizados, excepto para bienes (SAR) y total SAR (paneles A). Además, se verifica la capacidad de la inflación instantánea anual desestacionalizada para anticipar los ajustes anuales de los precios al consumidor (paneles B). De acuerdo con los resultados de los gráficos de los perfiles coincidentes, se encuentra que la inflación anual instantánea desestacionalizada para el IPC total y el IPC SAR, junto con la del grupo de alimentos, tienen rezagos significativos entre dos a cuatro meses, siendo el rezago de tres meses el de mayor probabilidad. De igual forma, los grupos de servicios y regulados presentan rezagos significativos entre uno a tres meses, destacándose el segundo rezago como el de mayor probabilidad. Por último, se identifica que la inflación anual instantánea desestacionalizada para el IPC de bienes (SAR) anticipa entre tres a cinco meses su versión oficial, siendo el cuarto rezago el de mayor probabilidad. Estos resultados sugieren que la inflación instantánea anticipa posibles cambios en la inflación de las diferentes canastas y se constituye en un indicador útil para tratar de anticipar la dinámica de la inflación, lo cual es útil en la conducción de la política monetaria. Con información a noviembre, la inflación instantánea anticipaba posibles reducciones en la inflación anual de alimentos, regulados y servicios, y un posible cambio en la tendencia de bienes, posiblemente producto de las recientes presiones cambiarias que ha experimentado la economía colombiana.

² Véase al respecto a Martínez, *et al.* (2025).

Gráfico R1.3
Inflación instantánea para la canasta total y perfil coincidente

A. Inflación total



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

B. Perfil coincidente

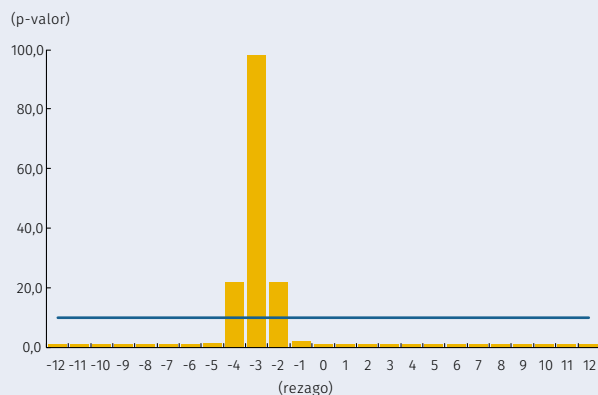
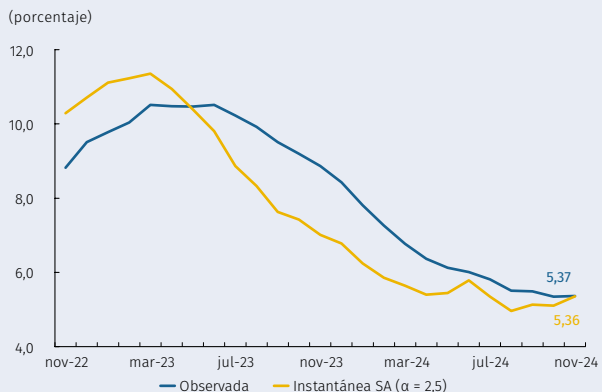


Gráfico R1.4
Inflación instantánea para la canasta sin AR y perfil coincidente

A. Inflación sin alimentos ni regulados



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

B. Perfil coincidente

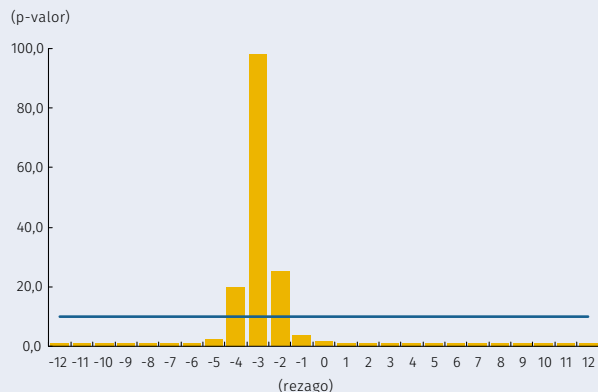
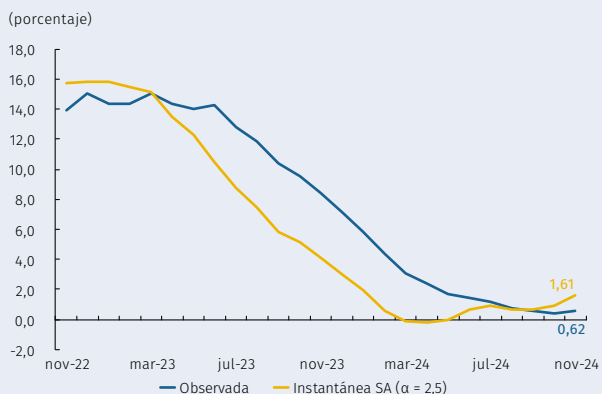


Gráfico R1.5
Inflación instantánea para bienes y perfil coincidente

A. Inflación de bienes



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

B. Perfil coincidente

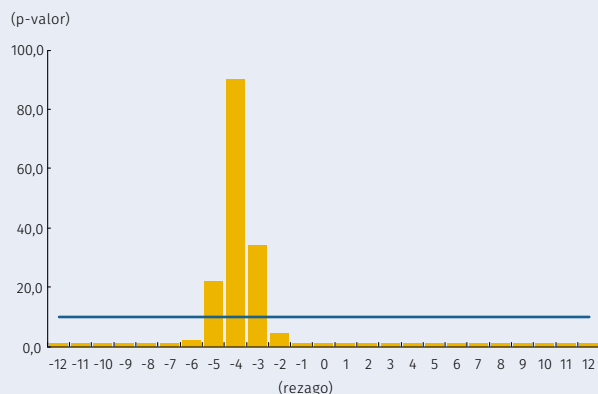
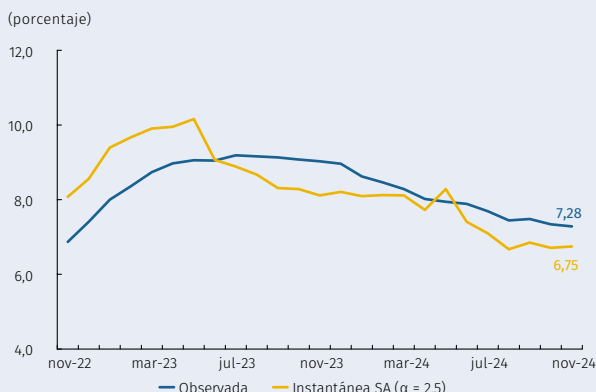
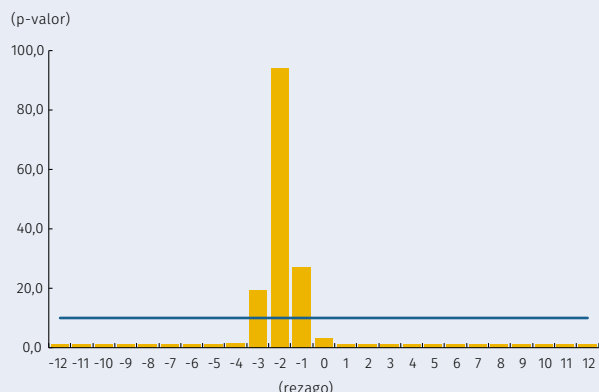


Gráfico R1.6
Inflación instantánea para servicios y perfil coincidente

A. Inflación de servicios



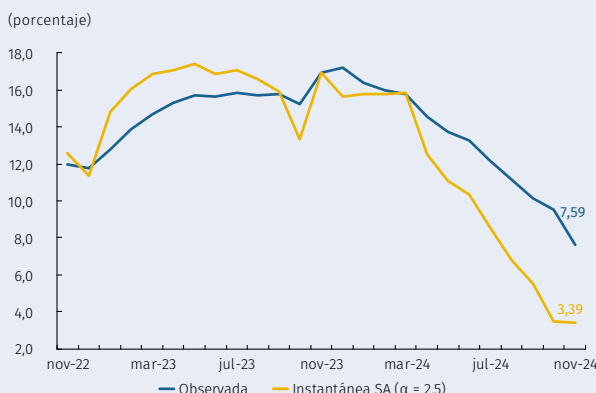
B. Perfil coincidente



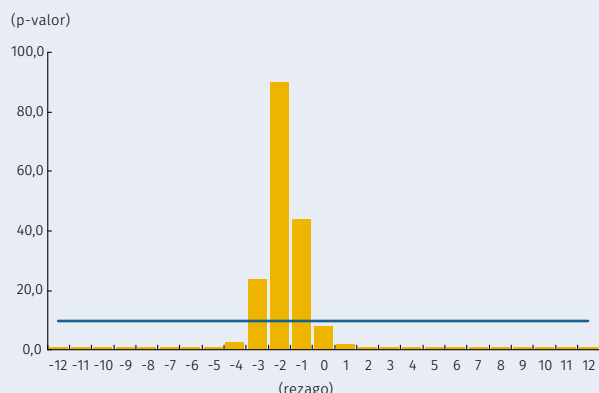
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Gráfico R1.7
Inflación instantánea para regulados y perfil coincidente

A. Inflación de regulados



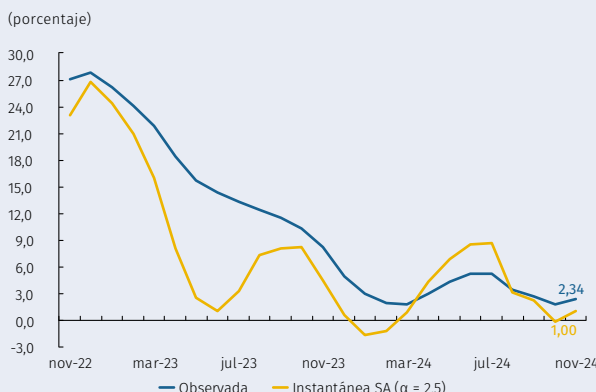
B. Perfil coincidente



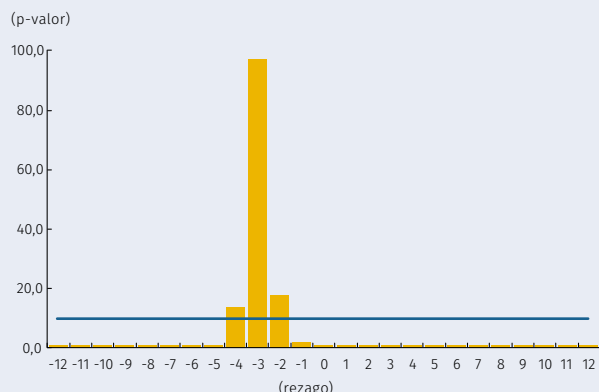
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Gráfico R1.8
Inflación instantánea para alimentos y perfil coincidente

A. Inflación de alimentos



B. Perfil coincidente



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

5. Conclusiones

Con el cálculo de la inflación instantánea se captura información más reciente sobre la dinámica de los precios al consumidor, lo cual aporta datos oportunos sobre la dinámica inflacionaria reciente y el posible comportamiento de la inflación anual a corto plazo. La inflación instantánea reduce significativamente el sesgo que los datos más rezagados puede introducir en la comprensión de la dinámica de la inflación anual, que es el indicador de inflación convencional más utilizado. Además, el incorporar innovaciones a la metodología de referencia, como el uso de perfiles coincidentes para anticipar posibles cambios en las tendencias de la inflación anual oficial, ha permitido identificar que este nuevo indicador lidera la trayectoria inflacionaria de todos los segmentos del IPC analizados. Esto convierte la inflación instantánea en una herramienta complementaria para monitorear los precios al consumidor, anticipar posibles cambios en la senda de la inflación y mantener mejor informada la toma de decisiones de la política monetaria.

Referencias

- The Boskin Commission Report (1996). *Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price*, disponible en: <https://www.ssa.gov/history/reports/boskinrpt.html>
- Eeckhout, J. (2023). "Instantaneous Inflation", UPF Barcelona, disponible en: https://www.janeeckhout.com/wp-content/uploads/Instantaneous_Inflation.pdf
- Martínez-Rivera, W.; Caicedo-García, E.; Tique-Calderón, E. (2013). "Exploring the Relationship between the CPI and the PPI: The Colombian Case", *International Journal of Business and Management*, vol. 8, núm. 17, disponible en: <https://doi.org/10.5539/ijbm.v8n17p142>
- Martínez-Rivera, W.; Caicedo-García, E.; Bonilla-Pérez, J. D. (2025). "Instantaneous Inflation as a Predictor of Inflation", *Borradores de Economía*, núm. 1296, Banco de la República de Colombia, disponible en: <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/263a14b9-5ba5-4aea-ba38-9263726a9ab0/content>