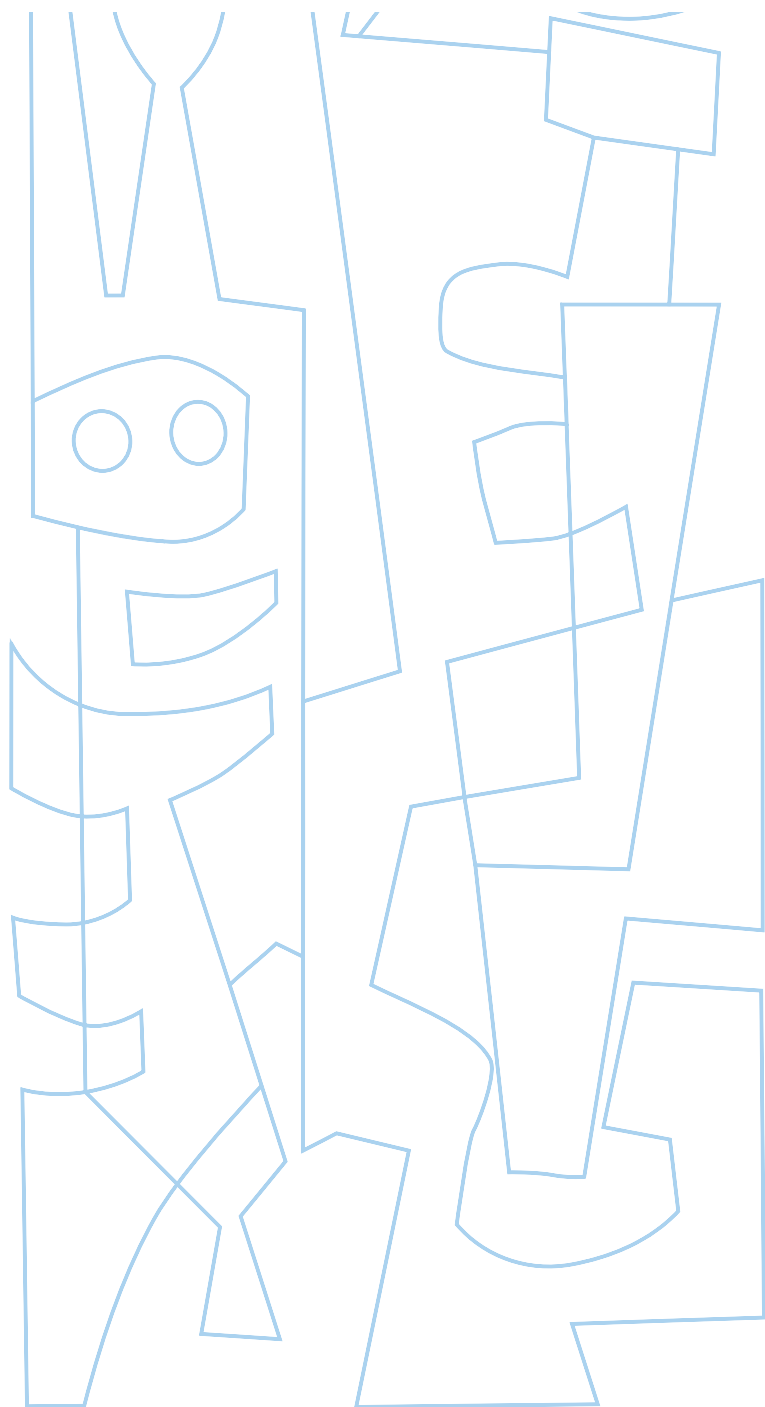


No. 91

REVISTA

BANCA CENTRAL

enero-junio 2026



Banco de Guatemala

7ª. Avenida 22-01, Zona 1, Guatemala, C.A.

Código Postal: 01001

Teléfono: PBX (502) 2429 6000 /
2485 6000 / 2390 6000

Fax: (502) 2429 6086 / 2485 6041
banguat.gob.gt

Banca Central

No. 91
(enero–junio 2026)

Consejo Editorial

Director

Johny Gramajo Marroquín

Consejeros

Jorge Vinicio Cáceres Dávila

Leonel Moreno Mérida

Herberth Solórzano Somoza

Juan Carlos Castañeda Fuentes

Coordinación

Guillermo Aníbal Carranza

Alejandra María Segura García

Producción

Diego Alejandro Ovalle Contreras

Juan Carlos Calderón Lam

Diagramación

María Paulina Tercero González

Servicios secretariales

Karla Estefanía Gil Mazariegos

Edición

Olga María Gallegos Rodríguez

Banca Central es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del banco.

Los colaboradores de la revista son entera y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, estas no reflejan la posición oficial del banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a:
comunicacion@banguat.gob.gt

ÍNDICE

Presentación 1

Calibración de las medidas
de inflación subyacente para
Guatemala 2026 6

Juan Carlos Castañeda, Rodrigo Chang, Jorge Orenos,
Rubí Ramírez y Mauricio Vargas

Extensión de la metodología B-TIMA
para las nuevas bases 2023 y 2024
del IPC en Guatemala 39

Rodrigo Chang y Rubí Ramírez

Tendencia estocástica en la
metodología B-TIMA 69

Rodrigo Chang y Rubí Ramírez

Actualización de la metodología de
la medida de inflación subyacente
de muestra ampliada implícitamente
(MAI) 81

Juan Carlos Castañeda y Rodrigo Chang

Sesgo positivo en la medición de la
inflación: el “efecto fórmula” en el
caso de Guatemala 95

Juan Carlos Castañeda, Oscar Solís y Rodrigo Chang

Estimación de elasticidades de
sustitución en el consumo para la
economía guatemalteca 136

Juan Carlos Castañeda, Oscar Solís y Rodrigo Chang

Actualización: sesgo positivo en la
medición de la inflación 161

Juan Carlos Castañeda, Rodrigo Chang, Daniel Lima y Rubí
Ramírez

Secciones permanentes

Junta Monetaria 169

Autoridades y Funcionarios Superiores
del Banco de Guatemala 170

Red de Bibliotecas del
Banco de Guatemala 172

PRESENTACIÓN

Juan Carlos Castañeda F.¹

Esta edición de la revista *Banca Central*, correspondiente al primer semestre de 2026, tiene particular importancia puesto que publica siete documentos de investigación, generados en el Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala, que son producto de una agenda investigativa dirigida a entender y afinar, de manera rigurosa, la medición del fenómeno inflacionario en Guatemala.

Conviene tener presente que, de acuerdo con el artículo 3 de su [Ley Orgánica](#), el “Banco de Guatemala tiene como objetivo fundamental, contribuir a la creación y mantenimiento de las condiciones más favorables al desarrollo ordenado de la economía nacional, para lo cual, propiciará las condiciones monetarias, cambiarias y crediticias que promuevan **la estabilidad en el nivel general de precios.**” Adicionalmente, el [Plan Estratégico Institucional 2026-2030](#) le asigna al banco la misión de “promover la **estabilidad en el nivel general de precios.**” Más aún, la política monetaria, cambiaria y crediticia vigente establece que “en un esquema de **metas explícitas de inflación**, cobra particular relevancia definir una trayectoria para la meta de inflación que permita anclar las expectativas de inflación de los agentes económicos en el corto, mediano y largo plazos, en niveles consistentes con el mantenimiento de la estabilidad del nivel general de precios. La fijación de metas facilita que las referidas expectativas se anclen a la citada trayectoria, por lo que la meta de mediano plazo a partir de 2013, se establece en 4.0% +/-1 punto porcentual.”² Los resaltados no figuran en los textos originales.

Como se desprende de los textos anteriormente citados, la implementación de una política monetaria, cambiaria y crediticia que promueva la estabilidad en el nivel general de precios y que persiga la consecución de la meta de inflación determinada por la Junta Monetaria es un mandato ineludible para el Banco de Guatemala. Para hacer efectivo ese mandato, es indispensable hacer operativa la correcta medición del fenómeno inflacionario. En Guatemala, tal medición está a cargo del Instituto Nacional de Estadística (INE), entidad que le da seguimiento al comportamiento de los precios de los bienes y servicios de consumo en Guatemala. A partir de dicho seguimiento, el INE da a conocer, mensualmente, la evolución del denominado Índice de Precios al Consumidor (IPC). La tasa de inflación anual se define usualmente como la variación porcentual interanual del IPC.

Sin embargo, para fines de implementación y seguimiento de la política monetaria, los bancos centrales suelen dar seguimiento a diversas medidas denominadas de “inflación subyacente”. Aunque no existe una definición única de lo que es la inflación subyacente, que sea universalmente aceptada,³ la idea básica detrás de esta medida es capturar la tendencia del fenómeno inflacionario, haciendo abstracción de movimientos súbitos en el IPC que suelen ser de naturaleza temporal y que, aunque pueden ser cuantiosos, suelen ser causados por variaciones de algunos precios focalizados, más que por variaciones generalizadas de naturaleza puramente inflacionaria.

¹ Director del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala.

² [Resolución JM-171-2011 de la Junta Monetaria.](#)

³ Véase Wynne (2008).

Aunque, como se indicó, no existe consenso general acerca de la definición de lo que es una medida de inflación subyacente, sí existen múltiples formulaciones que han sido propuestas y aplicadas para computarla. Tales formulaciones pueden agruparse en dos conjuntos principales: las que se basan en criterios macroeconómicos y las que se basan en criterios de tipo estadístico. Las primeras entienden que las medidas de inflación subyacente deben capturar básicamente presiones inflacionarias provenientes de la demanda agregada o de origen monetario; es decir, sus formulaciones incorporan consideraciones teóricas que relacionan los fenómenos de gasto agregado o de comportamiento monetario con la evolución de la inflación. Por su parte, las formulaciones que se basan en criterios de tipo estadístico procuran excluir variaciones de precios que son atípicas o extremas, de manera que la medida de inflación resultante sea más representativa del comportamiento de la mayoría de los precios.⁴

El hecho de que no exista una definición de consenso respecto de la medida de inflación subyacente implica que tampoco existe consenso con respecto a cómo evaluar cuán adecuada es cada una de las medidas candidatas a cumplir con ese rol. En la práctica, los bancos centrales suelen aplicar criterios ad hoc o casuísticos para evaluar y seleccionar las medidas de inflación subyacente que ponen en uso.

En ese contexto, en el Departamento de Investigaciones Económicas se definió, como un objetivo, el desarrollo e implementación de una plataforma para evaluar medidas candidatas de inflación subyacente derivadas de la aplicación de criterios de tipo estadístico, sobre una base conceptual clara, sólida y consistente. A partir de tal objetivo, se llevó a cabo el proyecto de crear la denominada Herramienta para la Evaluación de Medidas de Inflación (HEMI) o B-TIMA, por sus siglas en inglés. El primer paso consistió en clarificar lo que debe entenderse por medida de inflación subyacente. Luego de una investigación amplia y profunda de la literatura relevante, se concluyó que **una medida de inflación subyacente es un estimador muestral de la inflación poblacional de una economía**, es decir, es un estimador derivado de una muestra de la verdadera inflación de la economía⁵. Adoptando ese punto de vista preciso, se infirió que incluso la medida de inflación total (variación interanual del IPC) es también un estimador muestral y, por tanto, es también susceptible de evaluación. Además, ese punto de vista conceptual permitió comprender que la correcta evaluación de las medidas de inflación, tanto subyacente como total, debe basarse en las características de las distribuciones en el muestreo de tales estimadores o medidas. Puesto que no es viable para una agencia estadística, como el INE, hacer múltiples muestreos de varias medidas de inflación, en cada período de tiempo, se tomó la decisión de implementar una técnica computacional de muestreos repetidos, denominada *bootstrapping*, para llevar a cabo la evaluación deseada de medidas de inflación. El resultado de tal esfuerzo fue la ya referida HEMI.

La primera documentación respecto de la base conceptual y de la implementación de la HEMI se encuentra contenida en el artículo de [Castañeda y Chang \(2023\)](#), el cual fue publicado en la revista académica *Latin American Journal of Central Banking*, del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Después de tal publicación, el Departamento de Investigaciones Económicas ha continuado avanzando en desarrollar e implementar mejoras para la HEMI y en

⁴ De hecho, la medida de inflación subyacente que actualmente utiliza el Banco de Guatemala, como parte de su instrumental de implementación y seguimiento de la política monetaria, es un promedio ponderado de varias medidas de inflación subyacente, algunas de las cuales se basan en criterios macroeconómicos, en tanto que otras se derivan de criterios estadísticos.

⁵ La expresión “la verdadera inflación de la economía” se refiere a la inflación poblacional que, por limitaciones prácticas, no es observable, al no poderse medir los precios de todos los bienes y servicios de consumo transados en un período determinado, en todo el territorio de una economía.

la selección de medidas de inflación subyacente caracterizadas como estimadores muestrales con distribuciones en el muestreo con propiedades deseables⁶. Los primeros cuatro artículos contenidos en la presente edición de la revista *Banca Central* documentan esos esfuerzos de investigación y desarrollo, en el contexto de la HEMI.

El primer artículo, titulado “[Calibración de las medidas de inflación subyacente para Guatemala, 2026](#)”, documenta la utilización de la HEMI para evaluar medidas de inflación e identificar medidas óptimas, mediante un criterio estadístico bien definido, en distintas modalidades: percentiles, medias truncadas, etc., a partir de los datos más recientes incorporados en las bases del IPC actualizadas. Luego, indica la forma de combinar de manera óptima las medidas identificadas previamente para conseguir una combinación lineal de medidas de inflación que constituya el mejor estimador posible de la inflación poblacional y, por consiguiente, la mejor medida de inflación subyacente susceptible de ser identificada.

El segundo artículo, titulado “[Extensión de la metodología B-TIMA para las nuevas bases 2023 y 2024 del IPC en Guatemala](#)”, aborda un aspecto importante de implementación de la HEMI en el contexto del proceso de actualización de la base del IPC por parte del INE. La actualización de la base del IPC es una tarea que las agencias estadísticas realizan con regularidad, con el objetivo de que la canasta de bienes y servicios de consumo cuyos precios integran el IPC mantenga su representatividad y su relevancia en la economía. Sin embargo, puesto que la metodología de *bootstrapping* de la HEMI es intensiva en la utilización de datos históricos, la actualización de la base del IPC tiene implicaciones importantes para su implementación, algunas de las cuales no habían sido contempladas en su formulación original. El artículo referido señala el procedimiento que se siguió en el Departamento de Investigaciones Económicas para adecuar la HEMI al hecho de que el INE actualizó la base del IPC en enero de 2024 y luego la ajustó nuevamente en enero de 2025.

El tercer artículo se titula “[Tendencia estocástica en la metodología B-TIMA – Corrigendum: una revisión del proceso](#)” y, en esencia, revisa y mejora un aspecto específico de la metodología HEMI documentada en Castañeda y Chang (2023). En particular, la HEMI incorpora una tendencia estocástica para la inflación poblacional, con el objetivo de poder evaluar la manera en que distintas medidas candidatas de inflación subyacente son capaces de seguir a la inflación poblacional cuando esta refleja condiciones inflacionarias cambiantes. En la metodología original, la HEMI aplicaba una sola realización de la tendencia estocástica. En la versión revisada, se generan múltiples realizaciones de dicha tendencia, lo cual proporciona mayor robustez y confiabilidad a los resultados de la evaluación de las medidas de inflación.

El trabajo titulado “[Actualización de la metodología de la medida de inflación subyacente de muestra ampliada implícitamente \(MAI\)](#)” se refiere a una medida de inflación subyacente desarrollada en el Departamento de Investigaciones Económicas a partir de la idea de que las eventuales variaciones bruscas que manifiesta la medida oficial de inflación total pueden ser atribuidas al hecho de que la muestra de precios cotizados por el INE es relativamente pequeña y, por ende, su distribución en el muestreo es bastante dispersa. Una solución obvia para ese problema sería utilizar un tamaño de muestra sustancialmente más grande; sin embargo, tal solución suele ser poco viable para las agencias estadísticas. La solución ideada en el Departamento de Investigaciones Económicas fue identificar y estudiar la forma de la distribución de las variaciones intermensuales de índices de precios, de los bienes y servicios

⁶ La métrica usualmente adoptada para identificar las “características deseables” aludidas es la raíz cuadrada positiva del error cuadrático medio, donde el error se refiere a la diferencia entre el valor de cada estimador muestral de inflación respecto del valor poblacional de la tendencia inflacionaria.

de consumo, ocurridas a lo largo de un período de tiempo extenso. En particular, se utilizaron todos los datos que se tenían disponibles de las bases 2000 y 2010 del IPC. Luego, la idea consistió en aplicarle, a la referida distribución de largo plazo, los cuantiles de la distribución de variaciones intermensuales de índices de precios del mes corriente. De esa manera, se pretendía preservar la información inflacionaria relevante del mes corriente, recogida por los cuantiles respectivos, pero aplicándoles a los valores extremos y atípicos las frecuencias relativas derivadas de la distribución de largo plazo, es decir, de la distribución ampliada implícitamente, en vez de las frecuencias relativas de la distribución del mes corriente, que proviene de una muestra relativamente pequeña. El resultado fue la denominada “inflación subyacente MAI”, la cual ha sido relativamente bien calificada por la HEMI. A esa medida de inflación subyacente, el artículo en cuestión le introduce mejoras y afinamientos valiosos.

Los artículos que ocupan la quinta, sexta y séptima posición en esta edición, no se refieren a la medición de la inflación subyacente sino, más bien, tratan acerca de un problema que eventualmente puede aparecer en la medición de la inflación total publicada por el INE que, como se indicó, consiste en la variación porcentual interanual del IPC. En particular, el hecho de que el IPC sea un número índice de tipo *Laspeyres* implica que, cuando ciertos bienes o servicios se encarecen sustancialmente en términos relativos, es decir, se encarecen en gran medida respecto de los demás bienes y servicios y respecto del mismo IPC, entonces se genera una distorsión en la medición de la inflación, de manera que este fenómeno queda sobrestimado, en otras palabras, en ese caso se genera un sesgo positivo en la medición de la inflación. Este problema fue identificado durante el tiempo de vigencia de la base 2010 del IPC en Guatemala, lo que motivó en el Departamento de Investigaciones Económicas un esfuerzo de investigación dirigido a su análisis y a su cuantificación.

El trabajo titulado “[Sesgo positivo en la medición de la inflación: el ‘efecto fórmula’ en el caso de Guatemala](#)” fue escrito en 2017 e identifica el problema aludido; también lo cuantifica y lo ilustra en detalle, presentando comparaciones con los datos análogos de otros países centroamericanos.

Luego, el artículo titulado “[Estimación de elasticidades de sustitución en el consumo para la economía guatemalteca](#)” se trabajó en 2018, aplicando una metodología específica para cuantificar las elasticidades de sustitución en el consumo a pesar de no contar con datos relativos a las cantidades transadas, es decir, utilizando únicamente la información pública relativa a los índices de precios y a las participaciones en el gasto total del consumidor representativo de los bienes y servicios de consumo, según las bases 2000 y 2010 del IPC. El resultado obtenido permitió identificar la presencia de sustitución relevante en el consumo representativo de Guatemala y, a partir de ello, también permitió cuantificar la magnitud del sesgo por fórmula en la medición de la inflación guatemalteca mediante una metodología alternativa a la utilizada en el trabajo de 2017, pero con resultados consistentes.

Por último, el trabajo titulado “[Actualización del sesgo positivo en la medición de la inflación: el efecto fórmula en Guatemala, Costa Rica y República Dominicana, 10 años después](#)” es, como el nombre lo indica, una actualización, efectuada en 2026, del trabajo de 2017 antes mencionado. El principal resultado de dicha actualización es hacer evidente la virtual desaparición del sesgo positivo en la medición de la inflación guatemalteca, como resultado de la actualización de la base del IPC que implementó el INE. Ello subraya la importancia de que el Instituto Nacional de Estadística actualice, con una frecuencia adecuada, la base del IPC.

En adición a los trabajos contenidos en la presente edición y al ya citado artículo de Castañeda y Chang (2023), el esfuerzo de cuantificación y análisis del fenómeno inflacionario en Guatemala por parte del Departamento de Investigaciones Económicas, ha motivado la publicación de estudios en la serie de *Notas Monetarias*, del Banco de Guatemala, tales como [Castañeda y](#)

Chang (2024); Castañeda, Chang, Orenos, Ramírez y Vargas (2026) y Vargas (2026); así como el caso de Chang (2024), publicado en un número previo de esta misma revista. Todo este material da testimonio acerca de la importancia superlativa que el Banco de Guatemala y su Departamento de Investigaciones Económicas asignan a la comprensión, medición y análisis del fenómeno inflacionario, en esmerada atención al mandato institucional relativo a propiciar la estabilidad en el nivel general de precios.

Es de esperar que los trabajos de investigación contenidos en esta edición constituyan una contribución útil para los estudiosos del fenómeno inflacionario en la economía guatemalteca.

Referencias

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang (2023). “Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach”. *Latin American Journal of Central Banking* 4. <https://doi.org/10.1016/j.latcb.2023.100099>

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang (2024). “Medidas de inflación parcial basadas en la volatilidad de precios de los productos del IPC”. *Notas Monetarias* No. 187, Banco de Guatemala. Mayo-junio de 2026.

Castañeda, Juan Carlos, Rodrigo Chang, Jorge Orenos, Rubí Ramírez y Mauricio Vargas (2026). “Herramienta para la Evaluación de Medidas de Inflación (HEMI)”. *Notas Monetarias* No. 198, Banco de Guatemala. Marzo-abril de 2026, páginas 7 a 12.

Chang, Rodrigo (2024). “Más allá de las medias truncadas: un enfoque alternativo para la estimación de la inflación subyacente en Guatemala”. *Revista Banca Central*, No. 87, Banco de Guatemala. Enero-junio de 2024.

Vargas, Mauricio (2026). “La medición de la inflación y la fórmula de Laspeyres”. *Notas Monetarias* No. 199. Banco de Guatemala. Mayo-junio de 2026.

Wynne, M.A. (2008). “Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues”. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 90 (3, Part 2): 205-228.

Calibración de las medidas de inflación subyacente para Guatemala 2026

Juan Carlos Castañeda, Rodrigo Chang, Jorge Orenos, Rubí Ramírez y Mauricio Vargas
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

1. Resumen

Esta nota técnica describe el procedimiento completo de calibración y combinación de los estimadores de inflación subyacente, incorporando para ese efecto los datos observados del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Guatemala hasta octubre de 2025 (inclusive). Su objetivo es documentar los procesos de calibración de las medidas de inflación subyacente a las cuales da seguimiento el Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala, utilizando la Herramienta de Evaluación de Medidas de Inflación (HEMI). En particular, se documentan los resultados de las combinaciones óptimas bajo los criterios de la HEMI, según tres métricas principales de desempeño: la raíz del error cuadrático medio (RMSE), el valor absoluto de error medio (ABSME) y la correlación lineal (CORR).

El documento presenta los ajustes metodológicos requeridos para adaptar la evaluación a los datos de las nuevas bases del IPC 2023 y 2024¹. A su vez, se enfatiza la importancia de disponer de una herramienta de evaluación que permita monitorear de forma sistemática y continua la evolución de las tendencias inflacionarias.

2. Introducción

En esta nota técnica se presentan los procedimientos de calibración, optimización y combinación de medidas de inflación subyacente utilizando la metodología de evaluación B-TIMA (*Bootstrapping Tool for Inflation Measures Assessment*) presentada en Castañeda y Chang (2023b). El objetivo principal de este documento es presentar cada componente de la herramienta de evaluación B-TIMA, detallando los procedimientos de calibración que llevaron a la identificación de las medidas óptimas y la combinación lineal de las mismas, incorporando datos hasta octubre de 2025 (inclusive).

En la literatura, las medidas de inflación subyacente se calibran de acuerdo a diferentes criterios. Por ejemplo, Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997) obtuvieron estimadores de inflación eficientes para diferentes niveles de agregación de datos de índices de precios al consumidor basados en medias truncadas de la distribución de cambios de precios. En particular, encuentran un recorte óptimo del 16% (simétrico: 8% de la cola izquierda y 8% de la cola derecha) para cambios de precios mensuales al nivel más bajo de agregación. Además, señalan que este recorte óptimo dependerá de la curtosis de la distribución de cambios de precios que a su vez dependerá del nivel de desagregación. Respecto a su metodología, notan que “la implementación de estas técnicas para la producción de un

¹ Las bases del IPC 2023 y 2024 comparten la misma estructura jerárquica y las ponderaciones de los productos son derivadas de la misma Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2022-2023. Sin embargo, la base 2023 utiliza un período de referencia de precios en diciembre de 2023, mientras que la base 2024 utiliza todo el año 2024.

índice de inflación subyacente dependerá críticamente del conjunto de datos exacto utilizado” (Bryan, Cecchetti y Wiggins 1997, 19).

Por su parte, Dolmas (2005) encuentra recortes óptimos para estimadores de inflación subyacente con media truncada bajo diferentes enfoques para aproximar la verdadera inflación subyacente del Gasto en Consumo Personal (PCE). Este trabajo fue revisado posteriormente en 2009 por Dolmas y Koenig (2009) para obtener los recortes izquierdo y derecho (24%, 31%) actualmente utilizados por el Banco de la Reserva Federal de Dallas para computar la tasa de inflación PCE de Media Truncada. Similarmente, Roger (1997) encuentra que el percentil 57 puede ser una aproximación razonable del percentil que corresponde a la media poblacional de la distribución de cambios de precios trimestrales para datos de índices de precios al consumidor de Nueva Zelanda en el período 1949-1996. Además, muestra que, dadas las características de la distribución de cambios de precios trimestrales de Nueva Zelanda, el percentil 57 es sustancialmente más eficiente para estimar la media poblacional que la medida de media muestral.

Los ejemplos anteriores indican que las medidas de inflación subyacente, tales como medias truncadas y medidas basadas en percentiles, se calibran (u optimizan) frecuentemente para funcionar eficientemente con los datos específicos de índices de precios al consumidor con los cuales se calculan. Además, Silver (2007, 176, 186), en su discusión de la elección de medidas de inflación subyacente y métodos de evaluación, aboga por la utilización de métodos basados en datos correspondientes a las realidades empíricas de los países.

Por su parte, la metodología B-TIMA emplea técnicas de optimización para calibrar los parámetros de medidas de inflación, evaluándolos mediante simulaciones estadísticas de trayectorias de inflación frente a una referencia poblacional o paramétrica. Este proceso permite medir el desempeño de los estimadores a través de la RMSE, ABSME y CORR, fundamentando así la selección de los parámetros óptimos.

En esta nota se utiliza la metodología B-TIMA para derivar parámetros óptimos para medidas de inflación subyacente basadas en percentiles y medias truncadas de la distribución de variaciones intermensuales de índices de precios. Asimismo, se presenta un enfoque de volatilidad para optimizar la lista de productos del método de exclusión fija. Además, se presentan procedimientos de calibración para otras medidas de inflación subyacente basadas en procedimientos de reponderación, como el método de suavizamiento gaussiano y las medidas de inflación subyacente MAI (Muestra Ampliada Implícitamente) descritas más adelante.

Con respecto a la combinación de medidas de inflación subyacente, es bien conocido que los bancos centrales usualmente calculan y siguen un conjunto de medidas de inflación subyacente para identificar tendencias de inflación y como guías operacionales para su política monetaria². Silver (2007, 176) destaca que: “Se han realizado numerosos estudios empíricos por países en los que se han utilizado combinaciones de medidas a menudo diferentes y se han evaluado según criterios también diferentes”. Por lo tanto, una batería de medidas de inflación subyacente constituye una herramienta eficaz para informar el proceso de toma de decisiones de política monetaria. Cabe resaltar que, incluso si estas medidas arrojan resultados diferentes, la naturaleza de las medidas y su construcción permiten informar sobre el proceso inflacionario (Silver 2007, 164).

² Por ejemplo, ver Silver (2007, 164), The Federal Reserve System (2016) y Statistics Canada (2020).

Con base en lo anterior, una medida unificada de inflación subyacente para guiar la política monetaria puede ser un activo valioso para los bancos centrales. En este trabajo, se propone el desarrollo de un promedio ponderado de medidas de inflación subyacente compuesto por diferentes metodologías de cálculo de inflaciones subyacentes. El objetivo es que la medida combinada resuma la tendencia de la inflación que experimenta la economía. La metodología de evaluación B-TIMA permite definir un problema de optimización estadística, el cual consiste en seleccionar el conjunto de pesos de combinación del promedio ponderado, que a su vez optimice una métrica de desempeño de interés.

El resto de la nota se estructura como sigue: la [Sección 3](#) resume, de manera general, los componentes que utiliza la metodología B-TIMA para realizar el procedimiento de evaluación correspondiente al año 2025. La [Sección 4](#) especifica las medidas, los parámetros y el comportamiento de cada estimador de inflación calibrado y presenta los resultados principales asociados a cada una de las métricas. La [Sección 5](#) define la combinación lineal de estimadores de inflación subyacente y establece el marco de análisis para derivar los pesos óptimos de combinación mediante la metodología B-TIMA. Finalmente, la [Sección 6](#) expone las conclusiones principales del análisis.

3. Procedimiento de evaluación de las medidas de inflación con la metodología B-TIMA

La metodología B-TIMA presentada en el artículo *Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach* (Castañeda y Chang, 2023b) propone un marco de simulación estadística para evaluar las propiedades estadísticas de los estimadores de inflación en su capacidad de dar seguimiento a la inflación tendencial. Este procedimiento hace uso de los datos históricos de precios al consumidor recolectados por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

En términos generales, el proceso de evaluación de los estimadores de inflación subyacente se compone de las siguientes etapas:

1. Construcción de distribuciones empíricas de variaciones mensuales de precios para cada producto del IPC.
2. Generación de una trayectoria paramétrica de inflación tendencial a partir de las distribuciones empíricas.
3. Creación de múltiples escenarios alternativos del IPC mediante muestreo con reemplazo de las distribuciones originales.
4. Aplicación del estimador de inflación a evaluar a cada una de las bases del IPC simuladas para obtener trayectorias simuladas de inflación.
5. Comparación de las trayectorias simuladas con la trayectoria paramétrica para generar un conjunto de errores de aproximación.
6. Cálculo de métricas de evaluación como RMSE, ABSME y CORR, a partir de los errores de aproximación obtenidos.

La iteración de los pasos 4 a 6 con diferentes configuraciones o parámetros de las medidas de inflación subyacente permite optimizar los mismos con el objetivo de minimizar una métrica de desempeño seleccionada. Estos procedimientos se describen en la [Sección 4](#) para cada una de las medidas de inflación subyacente calibradas en este trabajo. Adicionalmente, en la [Sección 5](#) se describe el proceso para optimizar los pesos de combinación de diferentes medidas de inflación subyacente.

A continuación, se detallan las características de la metodología B-TIMA empleadas en la calibración de 2025, las cuales se desarrollan como actualizaciones de la metodología original presentada en Castañeda y Chang (2023b):

- Utilización de un procedimiento de remuestreo de las bases del IPC recientes con datos de las bases previas (Chang y Ramírez, 2026a).
- Corrección del procedimiento de aplicación de la tendencia estocástica que se emplea en los datos poblacionales para simular choques que desplazan la distribución de precios (Chang y Ramírez, 2026b).
- Adopción del RMSE como métrica de desempeño principal.

3.1 Procedimiento de remuestreo

La metodología B-TIMA fundamenta su análisis en el remuestreo repetido por simulación (*bootstrapping*) de las distribuciones empíricas de las variaciones de precios mensuales para cada producto del IPC. Sin embargo, a partir del cambio a las nuevas bases del IPC 2023 y 2024³, se contaba únicamente con 22 meses de observaciones (enero de 2024 a octubre de 2025). Aunque esta limitación en el número de observaciones no impide directamente la aplicación de la metodología B-TIMA, sí representa un desafío significativo para la generación de distribuciones empíricas más representativas de las variaciones de precios mensuales recientes. Para mitigar esta limitación, se desarrolló una extensión metodológica detallada en la nota técnica de Chang y Ramírez (2026a) en la cual se construyen las distribuciones empíricas sintéticas mediante el uso de información proveniente de la base anterior (IPC base 2010) combinada con los datos más recientes de las bases del IPC 2023 y 2024, mejorando la operatividad de la herramienta con los datos disponibles más recientes de Guatemala.

La extensión del procedimiento de remuestreo de *bootstrap* propone utilizar una distribución empírica ampliada con información de la base previa del IPC, con ponderaciones de remuestreo asignadas de acuerdo con las observaciones más recientes para conformar una distribución actualizada. Para este análisis, se dispone de un conjunto

³ Dado que ambas bases comparten la misma estructura jerárquica, se extiende la información de la base 2023 con la de la base 2024. Para ello, en la subclase “Animales vivos terrestres” de la base 2023 se elimina el producto “Pollos gallinas y gallos vivos”, de modo que la base 2023 queda homologada a 436 productos, en correspondencia uno a uno con la base 2024. Sin perjuicio de lo anterior, en el resto del documento se hace una distinción clara entre ambas bases.

histórico de J variaciones mensuales para una variedad específica⁴, denotada como r ⁵. Complementariamente, se incorporan H observaciones provenientes de la nueva base del IPC para la variedad r^* , la cual ha sido seleccionada por su alta similitud con la variedad correspondiente en la base previa, con el fin de aproximar su distribución de manera robusta.

El procedimiento consiste en integrar las nuevas observaciones a la distribución empírica original, aplicando un esquema de ponderación que prioriza aquellos datos que muestran mayor cercanía con los registros más recientes. Para ello, se emplea una función ponderadora par (simétrica alrededor de cero), decreciente en su dominio positivo y no negativa en todo su dominio. Para esta calibración se utilizó la función ponderadora de la [Ecuación 1](#). Dicha función asigna pesos de remuestreo a cada observación de acuerdo con su distancia a la media de las nuevas observaciones.

$$f(x) = \phi \left(x; \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H v_{r^*,h}, \alpha \cdot \text{std}(\{v_{r,1}, \dots, v_{r,J}, v_{r^*,1}, \dots, v_{r^*,H}\}) \right), \quad \text{Ecuación (1)}$$

En la [Ecuación 1](#), $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de probabilidad de una distribución normal cuya media se deriva de las nuevas observaciones y cuya desviación estándar considera la totalidad de los datos disponibles (tanto históricos como recientes), ajustada por un factor de escala α que modula la dispersión de los pesos asignados.

De acuerdo con la definición de f , se debe calibrar un valor de α que permita aproximar la distribución empírica sintética a la distribución empírica combinada de las bases 2023 y 2024. El valor óptimo utilizado fue de $\alpha = 1.1$, el cual se obtuvo calibrando datos hasta junio de 2025. Posteriormente, se determinan los pesos de muestreo para la distribución expandida conforme a las relaciones establecidas en la [Ecuación 2](#).

$$\begin{aligned} \bar{v}_{r^*} &= \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H v_{r^*,h}, \\ W_{r^*} &= \sum_{j=1}^J f(|v_{r,j} - \bar{v}_{r^*}|) + \sum_{h=1}^H f(|v_{r^*,h} - \bar{v}_{r^*}|), \\ w_{r^*,j} &= \frac{f(|v_{r,j} - \bar{v}_{r^*}|)}{W_{r^*}}, \quad j = 1, \dots, J, \\ w_{r^*,J+h} &= \frac{f(|v_{r^*,h} - \bar{v}_{r^*}|)}{W_{r^*}}, \quad h = 1, \dots, H, \end{aligned} \quad \text{Ecuación (2)}$$

⁴ Una variedad es una tupla que puede indicar una base del IPC, un producto particular y un mes específico.

⁵ En Chang y Ramírez (2026a), la notación para variedad es " k "; sin embargo, para evitar confusiones con la nomenclatura empleada posteriormente, se ha optado por utilizar r en este documento. Esta modificación previene ambigüedades técnicas con la notación de secciones posteriores.

En estos cálculos, $\bar{v}_{r^*}$ representa el promedio de las nuevas observaciones, mientras que W_{r^*} constituye el factor de normalización total. Así, los pesos $w_{r^*,j}$ se asignan a las observaciones de la distribución previa y los pesos $w_{r^*,J+h}$ corresponden a las observaciones más recientes de la variedad r^* . Como resultado, la distribución empírica expandida se define como una combinación lineal de ambas fuentes de información

$$p(v_{r^*}) = \sum_{j=1}^J w_{r^*,j} \mathbb{1}(v_{r^*} = v_{r,j}) + \sum_{h=1}^H w_{r^*,J+h} \mathbb{1}(v_{r^*} = v_{r^*,h}), \quad \text{Ecuación (3)}$$

donde $\mathbb{1}(\cdot)$ es la función indicatriz.

Esta nueva estructura permite que el valor esperado sea calculado como una media ponderada que integra eficientemente la experiencia histórica con la evidencia estadística más reciente.

3.2 Tendencia estocástica

Dentro del marco de la metodología B-TIMA, la incorporación de una tendencia estocástica en la trayectoria de inflación tiene como propósito evaluar las métricas de desempeño en un escenario más realista.

El análisis de Chang y Ramírez (2026b) de las nuevas bases del IPC 2023 y 2024 demostró que condicionar los resultados a una sola ejecución de la caminata aleatoria, como se realizaba en el método original, resta robustez a las conclusiones. Esta debilidad es especialmente crítica en horizontes temporales cortos, donde la dependencia de una única trayectoria puede sesgar las métricas de evaluación. La nota técnica *Tendencia estocástica en la metodología B-TIMA. Corrigendum: Una revisión del proceso* (Chang y Ramírez 2026b) expone este problema y propone una solución técnica fundamentada en la forma teórica correcta de calcular dichas métricas de desempeño, garantizando así una evaluación más sólida y estadísticamente válida.

La metodología original de Castañeda y Chang (2023b) condicionaba la estimación de la métrica de desempeño Z a una única realización del *factor de tendencia estocástica* X , calculando un valor esperado dependiente de ese evento específico. Este enfoque generaba estimaciones de las métricas basadas en una sola trayectoria poblacional, lo cual limitaba la robustez de los resultados ante otros escenarios posibles.

Para corregir esto, se propone estimar el valor esperado R de la métrica Z aplicando la ley de expectativas iteradas, es decir,

$$R = \mathbb{E}[Z|\theta] = \mathbb{E}_X[\mathbb{E}(Z|\theta, X)], \quad \text{Ecuación (4)}$$

donde θ representa el conjunto de supuestos de la metodología B-TIMA, excepto la variable aleatoria que representa el factor de tendencia estocástica, X .

Entonces, la estimación correcta de R implica obtener una muestra de los valores esperados de Z condicionados a una realización específica del factor de tendencia

estocástica. Este ajuste, detallado en la [Ecuación 4](#), implica promediar múltiples realizaciones de la caminata aleatoria. Al integrar la variabilidad de distintas trayectorias estocásticas, se obtiene una estimación de R más robusta y representativa frente a los choques que desplazan la distribución de precios.

En lugar de depender de una única trayectoria, se generaron diez realizaciones independientes del factor de tendencia estocástica. Este procedimiento se aplicó sobre los datos correspondientes al período comprendido entre diciembre de 2024 y octubre de 2025, obteniendo así una muestra de métricas de desempeño que, al ser promediadas, proporcionan una estimación más robusta para la evaluación de los estimadores de inflación bajo la nueva base del IPC.

3.3 Métricas de desempeño

Con el fin de proporcionar una visión cuantitativa y comparativa, se utiliza un sistema de métricas de evaluación que permite jerarquizar los estimadores de inflación según su capacidad de seguir la trayectoria de inflación tendencial poblacional.

Anteriormente, la métrica de evaluación principal para evaluar estimadores de inflación era el error cuadrático medio (MSE, por sus siglas en inglés). Dicha métrica es calculada como un promedio del error de medición cuadrático de un estimador de inflación $\hat{\pi}$ con respecto a la tendencia de inflación poblacional π a través de todos los períodos y de todas las realizaciones. En Castañeda y Chang (2023b), su utilización se justifica debido a su descomposición aditiva en términos de sesgo y varianza-covarianza.

Sin embargo, para la calibración efectuada en 2025, la principal métrica de evaluación para valorar los estimadores de inflación es la raíz del error cuadrático medio (RMSE), calculado como el promedio de la raíz de error cuadrático de medición sobre todos los períodos y todas las realizaciones de un estimador de inflación, y todas las realizaciones de caminata aleatoria con respecto a la tendencia de inflación poblacional. Esta métrica posee una mejor interpretabilidad, pues está expresada en las mismas unidades que la variable de interés. Además, aunque castiga severamente los errores de medición grandes, también permite una evaluación más equilibrada de los estimadores de inflación, evitando que la presencia de errores extremos distorsione excesivamente la métrica resultante.

Por conveniencia, se presenta la fórmula para el RMSE en la [Ecuación 5](#)⁶.

$$\begin{aligned} \text{RMSE}(\hat{\pi}) &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \text{RMSE}(\hat{\pi}^{*(b,k)}) \\ &= \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \left[\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\pi}_t^{*(b,k)} - \pi_t)^2} \right] \end{aligned} \quad \text{Ecuación (5)}$$

⁶ En esta notación: $\hat{\pi}$ representa un estimador de inflación; la estrella (*) representa que es una serie remuestreada por *bootstrap*, (b, k) indica que corresponde a la realización b -ésima y la k -ésima realización de tendencia estocástica respectivamente. El número de realizaciones de simulación es B y el total de períodos de tiempo de la serie de inflación anual es T . π es la serie de tiempo de tendencia de inflación poblacional.

Usualmente, las medidas de inflación subyacente dependen de un parámetro (o un conjunto de parámetros) p . Por ejemplo, las medidas de inflación subyacente basadas en percentiles se parametrizan por el percentil p de la distribución mensual de cambios de precios utilizado para calcular el cambio mensual resumen de tal medida de inflación. Entonces, se utiliza la notación $\hat{\pi}(p)$ para representar esta parametrización de la medida de inflación subyacente⁷.

Por lo tanto, es posible definir un problema general de optimización estadística consistiendo en obtener el mejor parámetro p^* (o conjunto de parámetros) para un estimador de inflación tal, que el error cuadrático medio se minimice, como se muestra en la [Ecuación 6](#).

$$\begin{aligned} \min_p \text{RMSE}(\hat{\pi}(p)) &\Leftrightarrow \min_p \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \sqrt{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\hat{\pi}_t^{*(b,k)}(p) - \pi_t \right)^2 \right]} \\ &\Leftrightarrow \min_p \frac{1}{K B} \sum_{k=1}^K \sum_{b=1}^B \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\hat{\pi}_t^{*(b,k)}(p) - \pi_t \right)^2} \end{aligned} \quad \text{Ecuación (6)}$$

Complementariamente al RMSE, el marco de evaluación incorpora el valor absoluto de error medio (ABSME) y el coeficiente de correlación lineal (CORR). Estas métricas permiten cuantificar la magnitud de las desviaciones y el grado de asociación sincrónica respectivamente entre los estimadores evaluados y la inflación tendencial poblacional generada dentro del entorno de simulación.

De acuerdo con Castañeda y Chang (2023b), hay otros criterios de evaluación que necesitan ser considerados cuando se calculan resultados de evaluación para una medida de inflación, tales como el número de simulaciones, la medida de inflación para los datos poblacionales de la metodología B-TIMA y la incrustación de una tendencia artificial y estocástica en los datos poblacionales.

Las medidas de inflación subyacente presentadas en este trabajo requieren muchas menos simulaciones para lograr un error estándar de simulación muy bajo en la estimación de su RMSE. Por esta razón, se utilizó $K = 10$ (véase [Sección 3.2](#)) y $B = 1000$ para la mayoría de rutinas de optimización.

⁷ Como estimador de inflación, $\hat{\pi}$ puede considerarse una “función de inflación”, la cual asigna un conjunto de variaciones intermensuales de índices de precios $\{v_{i,t}\}_{t=1, i=1}^{T,N}$ de un conjunto de datos del IPC completo (todos los artículos $i = 1, \dots, N$ en todos los periodos disponibles $t = 1, \dots, T$) a un vector de trayectoria de inflación anual $\hat{\pi}_t$. Sin embargo, se prefiere la notación $\hat{\pi}(p)$ para indicar el parámetro (o vector de parámetros) de la medida de inflación subyacente en lugar del conjunto de cambios de precios mensuales, ya que el conjunto de datos del IPC se mantiene constante para los algoritmos de optimización y combinación realizados en esta nota.

Con respecto a la fórmula de tendencia de inflación poblacional, se utilizó la fórmula de inflación total del IPC. El objetivo en esta nota es usar un conjunto de criterios de evaluación similares a los utilizados en la evaluación presentada en Castañeda y Chang (2023b), a fin de optimizar parámetros de diferentes clases de medidas de inflación subyacente.

4. Optimización de los estimadores de inflación para Guatemala

En las siguientes subsecciones, se explican los algoritmos para calcular diferentes medidas de inflación subyacente, las técnicas utilizadas en la optimización de sus parámetros con la metodología B-TIMA y los resultados de los parámetros óptimos para los conjuntos de datos del IPC de Guatemala en el período de diciembre de 2024 a octubre de 2025.

4.1 Medidas basadas en percentiles

Para esta medida de inflación subyacente se considera que un percentil relevante de la distribución de cambios de precios mensuales resume de manera adecuada la tasa de inflación mensual. En concreto, la medida corresponde a la variación de precios ubicada en el percentil p de la distribución empírica de variaciones intermensuales de precios en un mes determinado.

Se consideran dos variantes de esta clase de medida: (i) una dada por percentiles calculados utilizando pesos iguales para observaciones (cada ponderación tiene valor $1/N$) conduciendo a una versión “sin ponderar”; y (ii) una considerando los pesos del IPC como los pesos relevantes en la distribución de cambios de precios mensuales, conduciendo a una versión “ponderada”.

Entonces, la tasa de inflación de doce meses basada en percentiles $\hat{\pi}_t(p)$ se obtiene calculando el cambio anual en un índice mensual calculado a partir del valor del índice del mes anterior y la tasa de inflación mensual de un percentil p . Para el conjunto de datos del IPC de Guatemala, el período de referencia del índice mensual es el año 2024.

4.1.1 Calibración

Con el fin de determinar con mayor precisión el valor óptimo del parámetro p , se implementa un algoritmo de optimización numérica iterativa diseñado para resolver el problema planteado en la [Ecuación 6](#). El proceso inicia con una exploración sobre una grilla que abarca desde $p = 40$ hasta $p = 85$, con incrementos de 0.5. Sobre estos nodos de control, se ejecuta un algoritmo de minimización que ajusta progresivamente los valores para garantizar la convergencia hacia el mínimo de la función objetivo.

4.1.2 Resultados

En la [Figura 1](#) se presenta la métrica de RMSE para un rango de medidas de inflación subyacente basadas en percentiles (ponderadas y sin ponderar). Se puede observar que las medidas más eficientes están alrededor del percentil 61.5 sin ponderar y el percentil 58.5 ponderado.

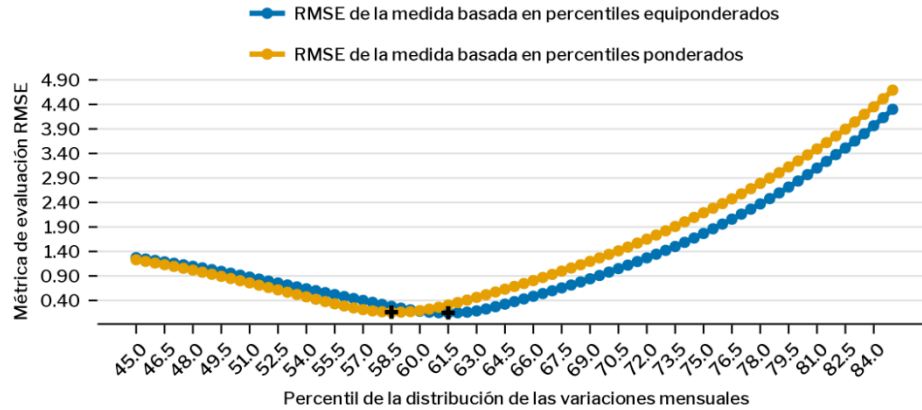


Figura 1. Curva de evaluación de la raíz del error cuadrático medio para las medidas de inflación subyacente basadas en percentiles, según los datos del IPC de Guatemala, 2024-2025.

Fuente: elaboración propia.

La [Tabla 1](#) presenta los parámetros óptimos determinados para las medidas basadas en percentiles, desglosados según las métricas de desempeño evaluadas en el proceso.

Métricas	Percentiles equiponderados	Percentiles ponderados
RMSE	61.5	58.5
ABSME	62.0	59.0
CORR	85.0	69.5

Tabla 1. Resultados del parámetro óptimo de las medidas basadas en percentiles para las distintas métricas.

Fuente: elaboración propia.

4.2 Medias truncadas

Las medias truncadas son medidas de inflación ampliamente utilizadas por bancos centrales para eliminar dinámicamente los componentes más volátiles y filtrar el ruido en cambios de precios idiosincráticos de la tendencia subyacente⁸. Su cálculo consiste en ordenar observaciones de cambios de precios mensuales y luego remover observaciones debajo del percentil p_1 y arriba del percentil p_2 . Los restantes cambios de precios se promedian entonces para resumir el cambio de precios mensual general⁹.

⁸ Por ejemplo, refiérase al caso presentado por Bryan, Cecchetti, y Wiggins (1997) y la discusión en Silver (2007, 170).

⁹ Se describe el cálculo de la medida de inflación con media truncada en términos de los percentiles de umbral $p_1, p_2 \in [0,100]$ (donde $p_1 < p_2$) de la distribución de cambios de precios mensuales.

En el siguiente algoritmo se detalla el proceso para obtener el cambio de precios mensual con media truncada para el mes t . Así como en las medidas basadas en percentiles, las medias truncadas se pueden calcular utilizando versiones equiponderadas y ponderadas. En la versión equiponderada, se deja $w_i = 1/N$ para cada conjunto de datos del IPC (donde N es el número de productos en la base del IPC); mientras que en la versión ponderada, los pesos w_i son exactamente los pesos de importancia relativa del IPC.

Algoritmo 1: Cálculo de media truncada con límites p_1 y p_2 para el mes t .

Entradas:

1. El conjunto de cambios de precios mensuales para todos los artículos del IPC en el período t : $V_t = \{v_{i,t}\}_{i=1}^N$.
2. El conjunto de pesos $\{w_i\}_{i=1}^N$ asociados a los artículos del IPC.
3. Los parámetros de umbral para el truncado p_1 y p_2 .

Pasos:

1. Ordene w_i junto con V_t por $v_{i,t}$ en orden ascendente, tal que $v_{1,t} \leq v_{2,t} \leq \dots \leq v_{N,t}$.
2. Calcule el mínimo $j \in \{1, \dots, N\}$ tal que $\sum_{i=1}^j w_i \geq p_1/100$.
3. Calcule el mínimo $k \in \{1, \dots, N\}$ tal que $\sum_{i=1}^k w_i \geq p_2/100$.
4. Haga $w_i = 0$ para cualquier artículo $i < j$ o $i > k$.
5. Normalice los pesos de los artículos incluidos $w'_i = w_i / \sum_i w_i$ (esto asegura $\sum_i w'_i = 1$).
6. Calcule el promedio ponderado $\bar{v}_t = \sum_{i=j}^k w'_i v_{i,t}$.

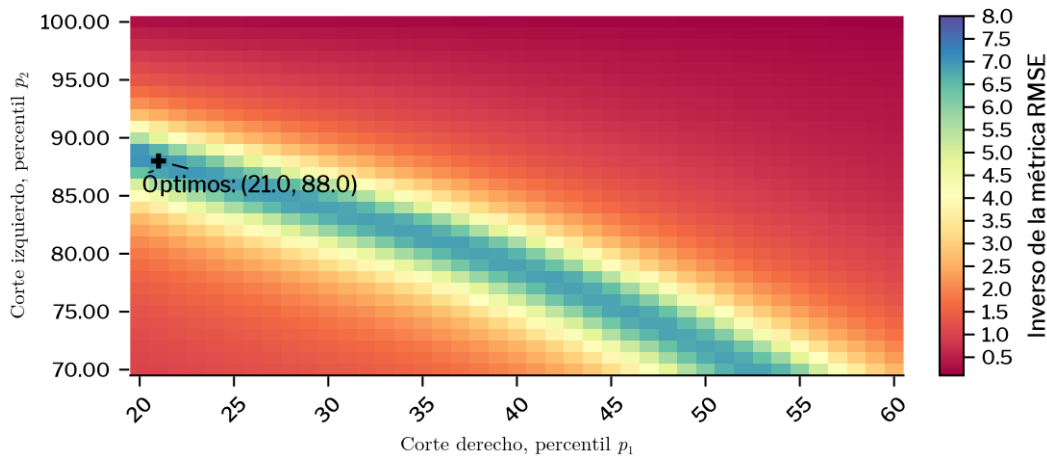
4.2.1 Calibración

Para encontrar el valor óptimo para los parámetros de umbral p_1 y p_2 con mayor precisión, se ejecuta una rutina de minimización iterativa para el problema en la [Ecuación 6](#). Luego, se construye una grilla discreta de posibles valores para (p_1, p_2) , con $p_1 = 20, 21, \dots, 60$ y $p_2 = 70, 71, \dots, 100$, lo que permite explorar de manera sistemática el espacio de parámetros y obtener estimaciones preliminares de las regiones donde la función objetivo alcanza valores bajos.

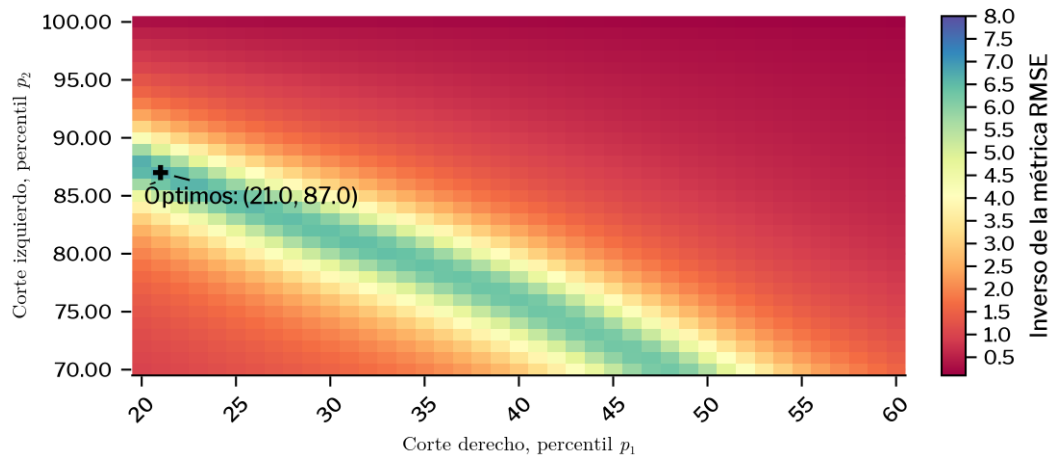
4.2.2 Resultados

En la [Figura 2](#) se observa un mapa de calor del RMSE recíproco para una región de pares de recorte de medidas de inflación subyacente con media truncada. El mapa superior muestra recortes utilizados para evaluar medidas de media truncada sin ponderar y el mapa inferior muestra los recortes utilizados para evaluar medidas de media truncada ponderadas. Por conveniencia, se utiliza una escala inversa, ya que las medidas de media truncada con valores de RMSE más bajos resultan en valores recíprocos más altos, que son más fácilmente identificables en un mapa de calor.

En ambos mapas de calor, se puede observar una región de medidas de media truncada de alto desempeño. Estas regiones de recortes de alto desempeño surgen debido a que es posible truncar la distribución de cambios de precios mensuales utilizando varias combinaciones de recortes asimétricos, tal que el estimador de inflación resultante siga de cerca la tendencia poblacional. En estos mapas de calor, se encuentra que el par de recorte (21.0%, 88.0%) equiponderado y el par de recorte (21.0%, 87.0%) ponderado son los de mejor desempeño para las medidas de inflación subyacente con media truncada.



(Figura 2a) Equiponderada



(Figura 2b) Ponderada

Figura 2. Curva de evaluación de la raíz del error cuadrático medio para las medidas de inflación subyacente media truncada, según los datos del IPC de Guatemala, 2024-2025.
Fuente: elaboración propia.

En la [Tabla 2](#) se muestran los parámetros óptimos de las medias truncadas de acuerdo a las métricas a las que se les da seguimiento.

Métricas	Media truncada equiponderada	Media truncada ponderada
RMSE	(21.0, 88.0)	(21.0, 87.0)
ABSME	(20.0, 89.0)	(20.0, 88.0)
CORR	(59.0, 89.0)	(47.0, 94.0)

Tabla 2. Resultados de los parámetros óptimos en la calibración de las medias truncadas para las distintas métricas.
Fuente: elaboración propia.

4.3 Método de suavizamiento gaussiano

Esta medida de inflación subyacente consiste en aplicar una reponderación suavizada a los productos del IPC. El suavizamiento aplicado se basa en una función cuya dinámica es la de una campana de Gauss, aunque su forma puede cambiar dependiendo de los parámetros utilizados.¹⁰ En particular, la [Ecuación 7](#) muestra la función de suavizamiento gaussiano donde p es el percentil sobre el cual se aplica el suavizamiento, mientras que k y r son parámetros de centro y curvatura. El parámetro k representa el centro de la ventana de suavizamiento y, en consecuencia, asigna la mayor ponderación al artículo que se encuentre en dicho percentil.

El parámetro r controla la curvatura de la función, es decir, qué tan rápido decae el suavizamiento a medida que se aleja del centro k . En la medida en la cual r crezca, el suavizamiento es menos pronunciado. Mientras que, para valores más bajos de r , el suavizamiento es más pronunciado una vez p se aleje de k .

$$f(p; k, r) = \exp\left(-\left|\frac{(p - k)}{s(p; k)}\right|^r\right), \quad \text{Ecuación (7)}$$

Por su parte, la [Ecuación 8](#) es una medida de desviación alrededor del centro definida de forma asimétrica, utilizando una función por partes. Los parámetros s_1 y s_2 permiten modelar el suavizamiento de la campana hacia los extremos y el ancho de la misma. Mientras crezcan estos parámetros, menor será el suavizamiento aplicado a los artículos fuera del centro k .

$$s(p; k) = \begin{cases} 100s_1, & \text{Si } p \leq k \\ 100s_2, & \text{Si } p > k \end{cases} \quad \text{Ecuación (8)}$$

Dependiendo de la configuración de los parámetros, el suavizamiento gaussiano puede adoptar distintas formas, teniendo con ello la posibilidad de excluir completamente los productos del cálculo de la inflación subyacente, o de asignar ponderaciones relativamente más bajas a los extremos de la distribución de variaciones intermensuales.

¹⁰ La función adopta forma de campana para $r = 2$.

4.3.1 Calibración

En este caso, en vez de utilizar un espacio discreto de parámetros a explorar, como en el caso de los percentiles y las medias truncadas, la calibración de esta medida se realiza mediante un algoritmo iterativo de optimización numérica. En particular, se utiliza el algoritmo de Nelder-Mead con el propósito de resolver el problema planteado en la [Ecuación 6](#). Dada la sensibilidad de los resultados a los valores iniciales, se construye un conjunto de puntos de partida para el algoritmo de optimización. En dicho conjunto, el parámetro de centro k toma valores de $k = 0.25, 0.75$; el parámetro de curvatura r toma valores de $r = 1, 2, 4$; y los parámetros de suavizamiento s_1 y s_2 toman valores de $s_1 = s_2 = 0.25, 0.75$. Esto da como resultado un total de 24 combinaciones posibles para los parámetros (k, r, s_1, s_2) , lo que permite una exploración de manera sistemática, en un espacio de parámetros plausibles.

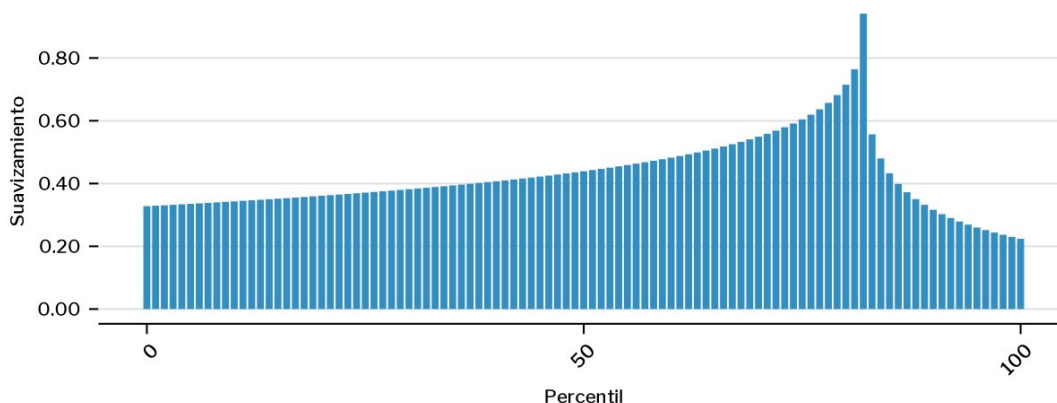
4.3.2 Resultados

Los resultados de la calibración bajo la métrica RMSE para la versión equiponderada ($k = 0.8201$, $s_1 = 0.585$, $s_2 = 0.0517$, $r = 0.3236$) muestran un nivel de curvatura bajo, indicando que el suavizamiento es altamente pronunciado para los percentiles cercanos al percentil $k = 82$.

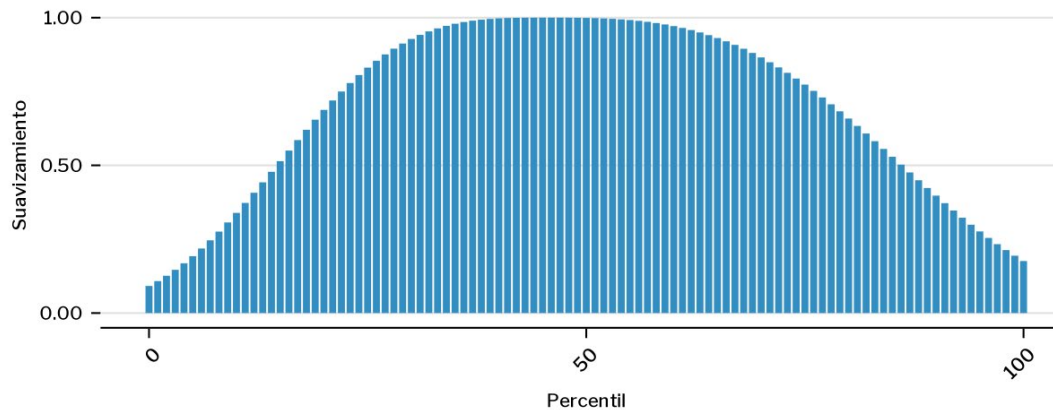
En la versión ponderada, los parámetros óptimos ($k = 0.45$, $s_1 = 0.3414$, $s_2 = 0.4616$, $r = 3.1528$) muestran un nivel de curvatura más alto, similar a una campana de Gauss, indicando un suavizamiento menos pronunciado para los percentiles cercanos a $k = 45$.

Por su parte, la [Figura 3](#) evidencia que ambas configuraciones de parámetros resultantes en el método de suavizamiento gaussiano no excluyen artículos del cálculo de la inflación subyacente (ya que los productos del IPC se excluyen cuando la curva de ponderación es igual a cero).

En la [Tabla 3](#) se muestran los parámetros óptimos de las medidas de suavizamiento gaussiano de acuerdo a las métricas a las que se le da seguimiento.



(Figura 3a) Equiponderada



(Figura 3b) Ponderada

Figura 3. Funciones de pesos asociadas al suavizamiento gaussiano equiponderado y ponderado, según los datos del IPC de Guatemala, 2024-2025.

Fuente: elaboración propia.

Métricas	Suavizamiento gaussiano equiponderado	Suavizamiento gaussiano ponderado
RMSE	(0.820093, 0.585018, 0.0516637, 0.323628)	(0.449994, 0.34138, 0.461609, 3.15279)
ABSME	(0.0151125, 0.342705, 0.995451, 0.0563028)	(0.385068, 0.53551, 0.841489, 6.21124)
CORR	(0.66126, 1.12449e-5, 0.120076, 1.10739)	(0.604686, 0.000224666, 0.245887, 1.99218)

Tabla 3. Resultados de los parámetros óptimos en la calibración de la medida de suavizamiento gaussiano para las distintas métricas.

Fuente: elaboración propia.

4.4 Exclusión fija

Los estimadores de inflación de exclusión fija se calculan asignando un peso igual a cero a un subconjunto de productos pertenecientes a una base del IPC y renormalizando luego los pesos del resto de la canasta para que vuelvan a sumar uno. Al recibir un peso nulo, cada uno de los productos dentro del subconjunto queda efectivamente excluido de la canasta relevante para el cálculo y, por lo tanto, dejan de incidir en el estimador de inflación total reponderado.

El criterio usual para seleccionar los productos excluidos parte de la intuición de que ciertos componentes tienen precios particularmente volátiles o están expuestos a choques transitorios que dificultan la lectura de la tendencia inflacionaria. En la práctica, estos artículos suelen concentrarse en alimentos y energéticos, ya que en esos grupos son

frecuentes la estacionalidad, los choques de oferta, los precios administrados y la exposición a mercados internacionales.

Se denota por $\hat{\pi}(E)$ al estimador de inflación subyacente basado en excluir un conjunto $E \subseteq \{1, \dots, N\}$ de artículos del IPC. Por ejemplo, considérese la base 2024 del IPC de Guatemala, con $N = 436$ productos, variaciones intermensuales $V_t = \{v_{i,t}\}_{i=1}^N$ y pesos $\{w_i\}_{i=1}^N$ tales que $\sum_{i=1}^N w_i = 1$. Dado un conjunto de exclusión E , los pesos renormalizados se definen como

$$\tilde{w}_i(E) = \begin{cases} 0, & i \in E, \\ \frac{w_i}{\sum_{j \notin E} w_j}, & i \notin E, \end{cases} \quad \text{Ecuación (9)}$$

de modo que $\sum_{i=1}^N \tilde{w}_i(E) = 1$. La variación intermensual agregada de exclusión fija se obtiene entonces como

$$\bar{v}_t(E) = \sum_{i=1}^N \tilde{w}_i(E) v_{i,t}, \quad \text{Ecuación (10)}$$

y, tomando diciembre de 2024 como período de referencia del índice reponderado, el índice mensual correspondiente satisface

$$\hat{I}_t(E) = \hat{I}_{t-1}(E) \left(1 + \frac{\bar{v}_t(E)}{100} \right). \quad \text{Ecuación (11)}$$

Aquí, $\hat{I}_0(E) = 100$ corresponde al nivel del índice en el período base luego de la reponderación inducida por la exclusión de los productos en E . Finalmente, el estimador interanual de inflación subyacente asociado a la exclusión fija se calcula como

$$\hat{\pi}_t(E) = 100 \left(\frac{\hat{I}_t(E)}{\hat{I}_{t-12}(E)} - 1 \right). \quad \text{Ecuación (12)}$$

La [Ecuación 9](#), [Ecuación 10](#), [Ecuación 11](#) y [Ecuación 12](#) muestran que el estimador mantiene la estructura usual de un índice del IPC, pero recalculado sobre el subconjunto de artículos incluidos.

4.4.1 Calibración

La selección exacta del conjunto óptimo E^* dentro del problema general de optimización planteado en la [Ecuación 6](#) es combinatoriamente inviable, pues requeriría evaluar todos los subconjuntos posibles de los productos del IPC. Por ello, se aproxima ese problema mediante una heurística de optimización que respeta la intuición económica usual de la exclusión fija: primero se excluyen los artículos con mayor volatilidad de precios observada y luego se evalúa el desempeño de los conjuntos candidatos con la [Ecuación 5](#).

Sea σ_i la desviación estándar de las variaciones intermensuales del producto i calculada entre enero de 2024 y octubre de 2025, y sea $i_{(1)}, \dots, i_{(436)}$ un reordenamiento tal que

$\sigma_{i_{(1)}} \geq \dots \geq \sigma_{i_{(436)}}$. Para cada $n \in \{1, \dots, 435\}$ ¹¹, se define el conjunto candidato $E_n = \{i_{(1)}, \dots, i_{(n)}\}$. Entonces, la heurística selecciona el menor número de productos excluidos n^* tal que el RMSE del estimador de inflación subyacente de exclusión fija asociado al conjunto candidato E_n sea mínimo, es decir,

$$n^* = \arg \min_{n \in \{1, \dots, 435\}} \text{RMSE}(\hat{\pi}(E_n)), \quad E^* = E_{n^*}. \quad \text{Ecuación (13)}$$

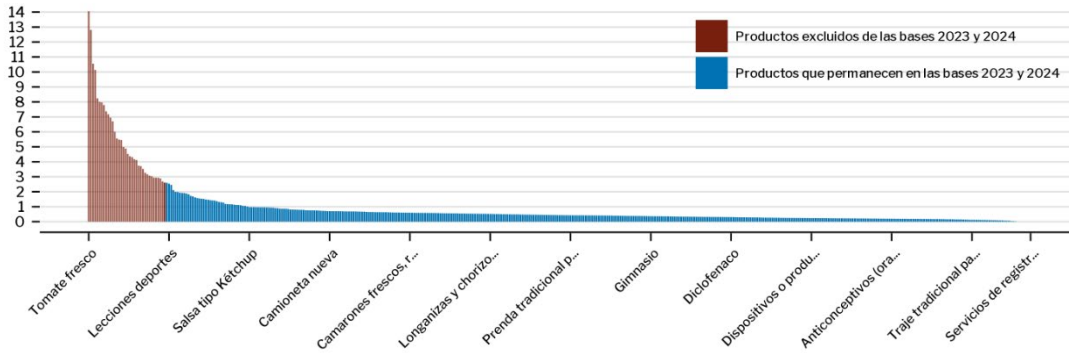
En la práctica, el procedimiento se implementa en los siguientes pasos:

1. Se parte de las variaciones intermensuales de todos los productos del IPC en las bases 2023 y 2024.
2. Con esta base extendida se calcula la desviación estándar de las variaciones intermensuales de los 436 productos para el período comprendido entre enero de 2024 y octubre de 2025.
3. Los 436 productos se ordenan de mayor a menor según dicha desviación estándar.
4. Para cada $n = 1, \dots, 435$, se define el conjunto candidato E_n con los primeros n productos del ordenamiento en el paso 3.
5. En cada iteración, se excluyen en ambas bases los productos contenidos en E_n y se renormalizan los pesos de cada base de acuerdo con la [Ecuación 9](#).
6. Con los pesos renormalizados se calcula la trayectoria $\hat{\pi}(E_n)$ y su desempeño según la Ecuación 5.
7. Se selecciona como solución final el conjunto E^* definido en la [Ecuación 13](#).

4.4.2 Resultados

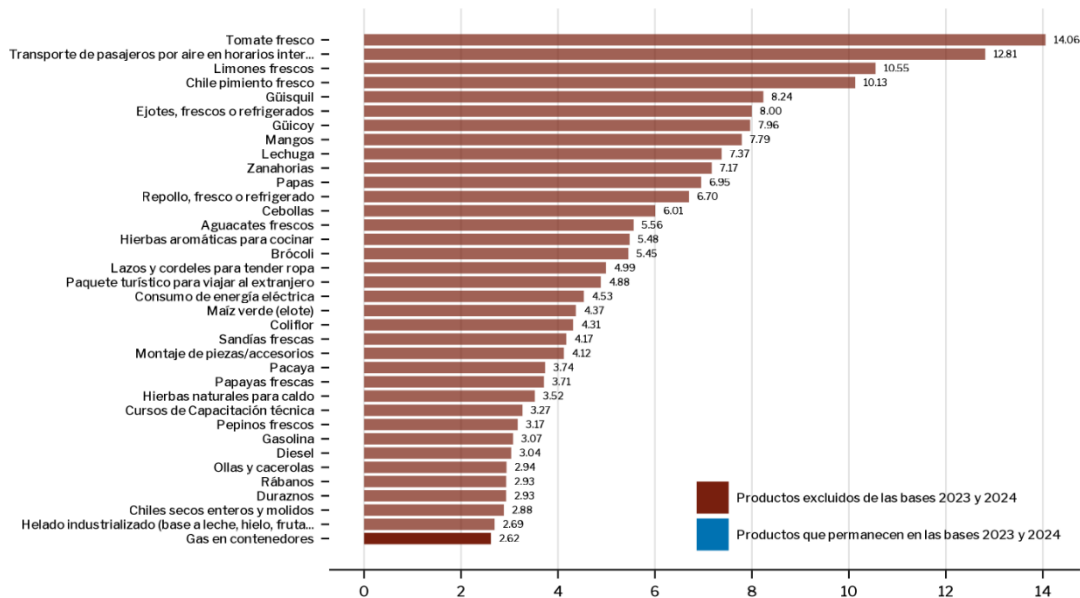
Los resultados de la calibración del estimador de inflación subyacente de exclusión fija se obtienen dentro del mismo entorno de simulación descrito en la [Sección 3](#). Para implementar la heurística de la [Ecuación 13](#) se trabaja utilizando las bases 2023 y 2024 del IPC.

¹¹ El índice superior es 435 y no 436 porque la canasta reponderada debe conservar al menos un producto con peso positivo. Si se excluyeran los 436 productos, no sería posible definir los pesos renormalizados de la [Ecuación 9](#) ni, en consecuencia, el estimador de la [Ecuación 10](#), [Ecuación 11](#) y [Ecuación 12](#).



(Figura 4a) Ordenamiento completo de los 436 productos de las bases 2023 y 2024

En la [Figura 4](#) se presentan los productos de las bases 2023 y 2024 ordenados de mayor a menor según la desviación estándar de sus variaciones intermensuales de precios entre enero de 2024 y octubre de 2025. El panel (a) muestra el ordenamiento completo de los 436 productos, mientras que el panel (b) presenta los 36 productos que quedan excluidos de las bases 2023 y 2024, una vez aplicada la calibración por RMSE.



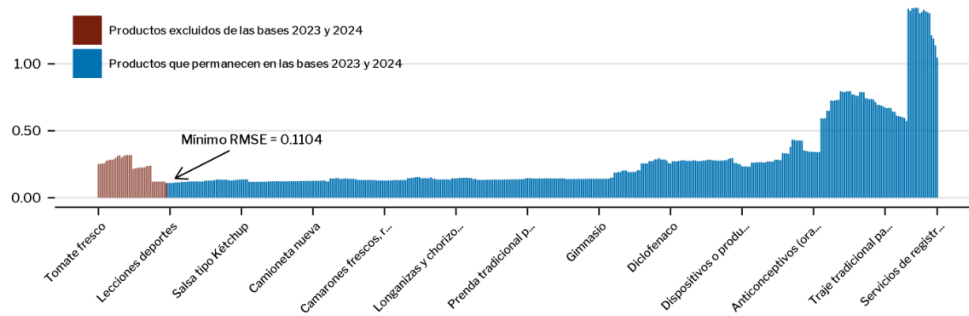
(Figura 4b) Productos excluidos de las bases 2023 y 2024 según la calibración por RMSE

Figura 4. Desviaciones estándar de las variaciones intermensuales de los productos del IPC de Guatemala en las bases 2023 y 2024, ordenadas de mayor a menor, entre enero de 2024 y octubre de 2025.

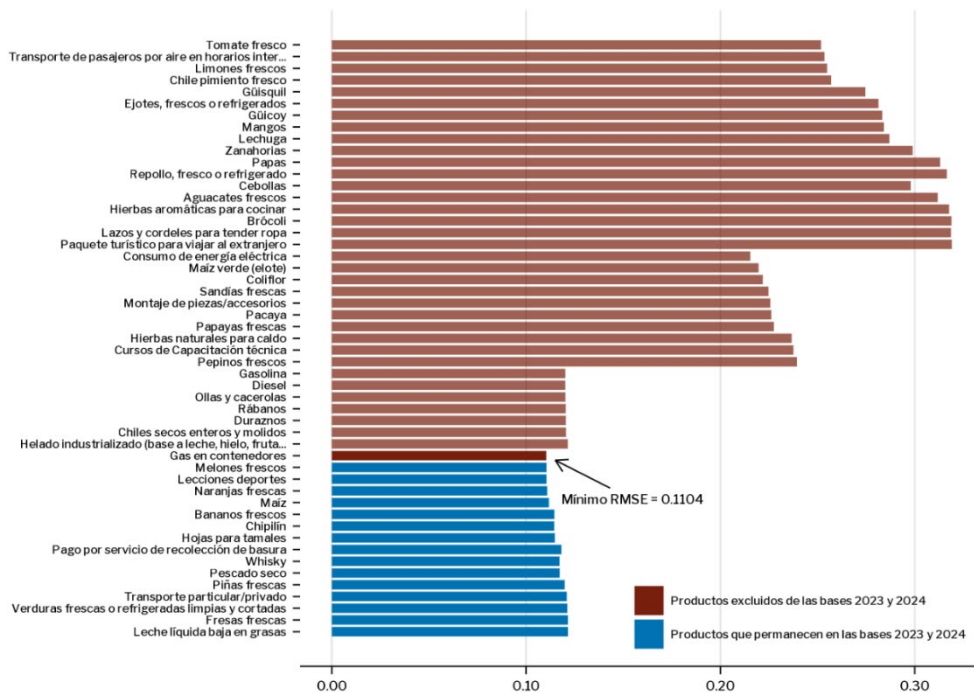
Fuente: elaboración propia.

La [Figura 5](#) presenta la trayectoria del RMSE al excluir, para cada i , los primeros i productos del ordenamiento por desviación estándar definido en la sección de calibración. Por lo tanto, cada barra representa el valor de $RMSE(\hat{\pi}(E_i))$ asociado al conjunto candidato E_i . El panel (a) muestra la curva completa para $i = 1, \dots, 435$, mientras que el panel (b) amplía el tramo inicial del ordenamiento, donde se ubica el mínimo de la función objetivo.

De acuerdo con la [Figura 5](#), la heurística de optimización alcanza un RMSE mínimo de 0.1104 para el estimador de inflación subyacente de exclusión fija. En el apéndice de la [Sección 7.1](#) se presenta la [Tabla 10](#), la cual muestra los 36 productos que se excluyen en las bases 2023 y 2024 del IPC para obtener el estimador óptimo según la evaluación con la métrica RMSE.



(a) Curva completa del RMSE para $i = 1, \dots, 435$



(b) Ampliación del tramo donde se alcanza el mínimo del RMSE.

Figura 5. RMSE del estimador de inflación subyacente de exclusión fija al excluir, en orden decreciente de volatilidad, los primeros i productos de las bases 2023 y 2024.
Fuente: elaboración propia.

4.5 Exclusión dinámica

Se calcula una medida de inflación subyacente utilizando el método de exclusión dinámica, basado en las desviaciones estándar de la distribución empírica de variaciones intermensuales de índices de precios de cada mes. Esta medida se calcula de la siguiente manera: para cada mes, se calcula la media μ_t y la desviación estándar σ_t de la muestra de cambios de precios mensuales.

Los cálculos de la media y la desviación estándar se realizan utilizando pesos iguales para cada artículo del IPC, es decir, $w_i = 1/N$ para cada artículo i . Luego, se establecen umbrales dinámicos de exclusión utilizando los parámetros de recorte λ_1 y λ_2 . Un artículo se excluye si su cambio de precio está debajo de $\mu_t - \lambda_1 \sigma_t$ o arriba de $\mu_t + \lambda_2 \sigma_t$. Los pesos de los artículos incluidos se normalizan y se calcula un índice en frecuencia mensual para obtener la tasa de cambio de 12 meses. Por lo tanto, esta medida se parametriza como $\hat{\pi}(\lambda_1, \lambda_2)$.

Esta medida opera de manera similar a las medidas basadas en medias truncadas: excluye artículos con base en su ubicación en la muestra mensual de cambios de precios. En lugar de utilizar percentiles de la distribución de cambios de precios mensuales, los recortes de umbral se establecen dinámicamente en términos de la media del mes μ_t y la desviación estándar σ_t .

4.5.1 Calibración

Como se ha expuesto, esta medida de inflación subyacente se parametriza por los factores de recorte λ_1 y λ_2 . Para encontrar los valores óptimos de estos parámetros, se ejecuta una rutina de optimización iterativa para el problema de la [Ecuación 6](#). Se construye una grilla discreta que explora los posibles valores para (λ_1, λ_2) . En la grilla λ_1 toma valores de $\lambda_1 = 0.01, 0.02, \dots, 2$ y $\lambda_2 = 0.01, 0.02, \dots, 2$, dando como resultado 36,481 combinaciones posibles, permitiendo explorar de manera sistemática el espacio de parámetros y obtener estimaciones preliminares de las regiones donde la función objetivo alcanza valores bajos.

4.5.2 Resultados

En la [Figura 6](#), se presenta un mapa de calor del RMSE recíproco para diferentes factores de recorte (λ_1, λ_2) (similar a los observados en la [Figura 2](#)). En este mapa de calor, se encuentra que el par de factores (0.13, 0.1) es la configuración de mejor desempeño para la medida de inflación subyacente. Nótese que, dada la configuración de parámetros resultante, los parámetros λ_1 y λ_2 contraen la desviación estándar σ_t , provocando que la medida de exclusión dinámica sea más estricta, es decir, solo incluye productos con cambios de precios mensuales cercanos a la media mensual μ_t .

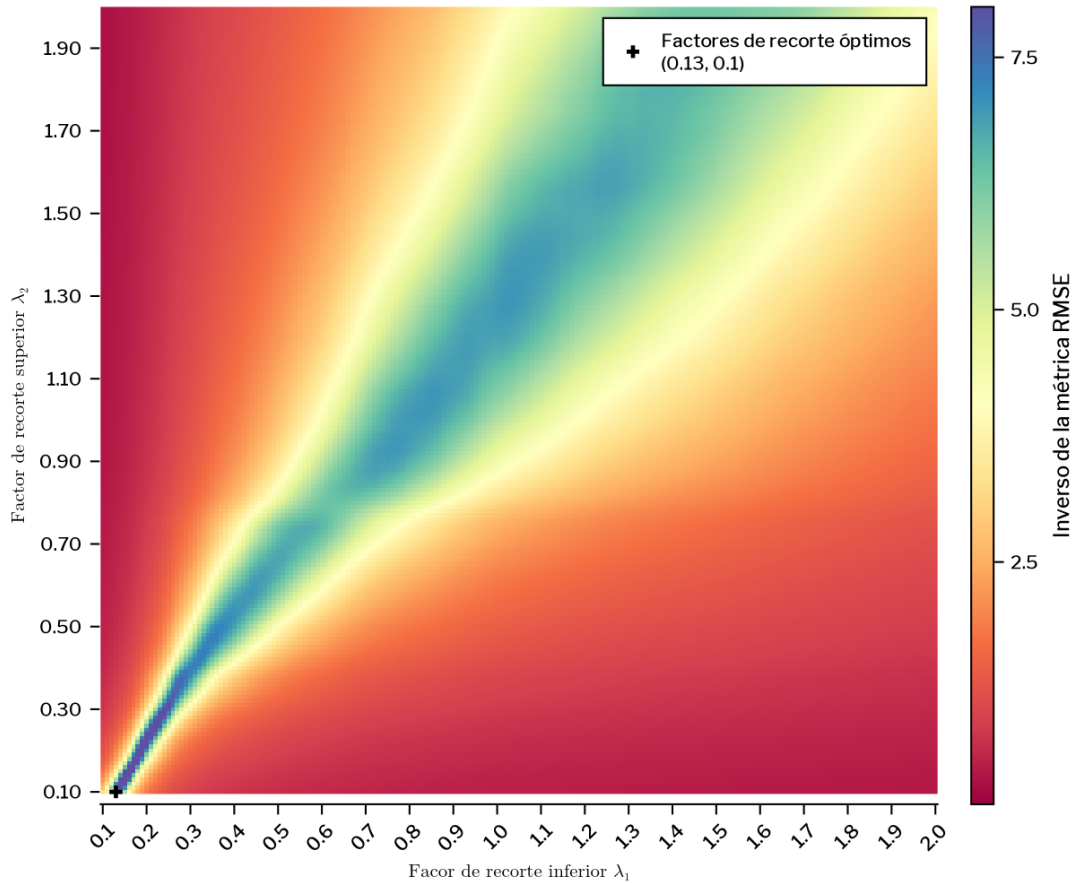


Figura 6. Resultados de evaluación de la raíz del error cuadrático medio para las medidas de inflación subyacente de exclusión dinámica, según los datos del IPC de Guatemala, 2024-2025.

Fuente: elaboración propia.

En la [Tabla 4](#) se muestran los parámetros óptimos de las medidas de exclusión dinámica, de acuerdo a las métricas a las que se les da seguimiento.

Métricas	Exclusión dinámica
RMSE	(0.13, 0.1)
ABSME	(0.13, 0.1)
CORR	(0.1, 0.48)

Tabla 4. Resultados de los parámetros óptimos en la calibración de la exclusión dinámica para las distintas métricas.

Fuente: elaboración propia.

4.6 Método de muestra ampliada implícitamente (MAI)

La medida de inflación subyacente MAI (Muestra Ampliada Implícitamente) presentada en Castañeda y Chang (2026) es una metodología de cómputo de inflación subyacente diseñada internamente en el Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala.

Esta medida utiliza datos históricos del IPC para reponderar cambios extremos de precios mensuales (positivos y negativos), de acuerdo con su ocurrencia histórica. El procedimiento de cálculo detallado de la medida de inflación subyacente MAI está fuera del alcance de esta nota. Sin embargo, el cálculo funciona de manera similar a una media truncada: asigna mayor peso a componentes del IPC con cambios de precios “bien comportados” alrededor del centro (posiblemente asimétrico) de la distribución; pero, en lugar de asignar pesos cero a observaciones extremas, asigna pesos menores a componentes con cambios de precios extremos, de acuerdo a la frecuencia observada históricamente de esos cambios de precios extremos.

Esta medida de inflación subyacente puede parametrizarse como $\hat{\pi}(m, n, p)$, donde $n \geq 3$ y $p \in [0,1]^{n-1}$ con entradas ordenadas ($p_i < p_{i+1}$). El parámetro n representa el número de segmentos en los cuales, el soporte de la distribución de variaciones de precios mensuales observada históricamente (o a largo plazo), se divide para renormalizar y reponderar observaciones extremas. En este proceso, los elementos de p representan la posición específica de cuantiles clave utilizados para dividir el soporte de la distribución. Como se describe en Castañeda y Chang (2026), existen tres variantes posibles para calcular esta medida: (i) la variante “F”, que utiliza la distribución de frecuencia (o equiponderada) de cambios de precios mensuales; (ii) la variante “G”, que utiliza la distribución ponderada por artículos de cambios de precios mensuales; y (iii) la variante “FG”, que utiliza entradas tanto de las distribuciones ponderadas, como sin ponderar. En la parametrización de este documento, estas variantes se representan en el método $m \in \{F, G, FG\}$.

4.6.1 Calibración

Para encontrar parámetros óptimos n^* y p^* para un método dado m , se sigue una heurística de optimización que prueba $n \in 3, 4, \dots, 10$ y para cada valor de n , se ejecuta un algoritmo de optimización iterativa de Nelder-Mead para resolver numéricamente el problema en la [Ecuación 6](#). Para encontrar el mejor p_n^* posible para un n dado, se inicia utilizando un vector $p_0 = [1/n, 2/n, \dots, (n-1)/n]$ distribuido uniformemente como el punto de partida para los algoritmos de optimización (por ejemplo, si $n = 4$, entonces $p_0 = [0.25, 0.50, 0.75]$). Entonces, se comparan los valores de RMSE para cada n y se mantiene el n^* que da el valor de RMSE más bajo para cada método m .

4.6.2 Resultados

En la [Tabla 5](#) se presentan los parámetros óptimos p^* para cada uno de los métodos de inflación subyacente MAI en las métricas relevantes.

Métricas	MAI-G	MAI-F	MAI-FG
RMSE	[0.04, 0.69, 0.97]	[0.08, 0.3, 0.4, 0.52, 0.61, 0.78, 0.95]	[0.11, 0.23, 0.32, 0.43, 0.48, 0.61, 0.72, 0.77, 0.94]
ABSME	[0.1, 0.26, 0.42, 0.55, 0.63, 0.76, 0.87]	[0.13, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.79, 0.9]	[0.15, 0.26, 0.36, 0.49, 0.64, 0.77, 0.93]
CORR	[0.25, 0.29, 0.52, 0.64, 0.95]	[0.0, 0.95]	[0.0, 0.96]

Tabla 5. Resultados de los parámetros óptimos p^* en la calibración de las medidas subyacente MAI para las distintas métricas.

Fuente: elaboración propia.

5. Calibración de la combinación lineal

La combinación lineal de estimadores de inflación subyacente permite sintetizar, en un solo estimador, la información contenida en varios estimadores básicos. La formulación general de este problema, así como la versión no restringida y su derivación completa, se presentan en Castañeda y Chang (2023a). En esta nota, únicamente se retoma la formulación restringida utilizada en la calibración de 2025. En esta edición, la combinación se estima sobre trayectorias simuladas generadas mediante el procedimiento de remuestreo extendido descrito en Chang y Ramírez (2026a), apoyado en la construcción de pesos de la [Ecuación 2](#) y de la distribución expandida de la [Ecuación 3](#). Además, la evaluación incorpora múltiples realizaciones del factor de tendencia estocástica.

La explicación completa de dicho componente se desarrolla en Chang y Ramírez (2026b). Aquí se retoman los elementos necesarios en coherencia con la [Sección 3.2](#) y la [Ecuación 4](#) para su aplicación al problema de combinación. En este contexto, la combinación óptima se define con respecto a la métrica RMSE presentada en la [Ecuación 5](#), dentro del problema general de optimización de la [Ecuación 6](#).

5.1 Combinación lineal restringida

Sea $\hat{\pi}_{1,t}, \dots, \hat{\pi}_{m,t}$ un conjunto de m estimadores básicos de inflación subyacente y sea $w = (w_1, \dots, w_m)'$ el vector de ponderadores asociado. Para cualquier período t , el estimador combinado observado se define como

$$\hat{\pi}_{C,t}(w) = \sum_{j=1}^m w_j \hat{\pi}_{j,t}. \quad \text{Ecuación (14)}$$

Adicionalmente, se impone la restricción $w_j \geq 0$ y $\sum_{j=1}^m w_j = 1$, de modo que los ponderadores conserven una interpretación directa como contribuciones relativas de cada estimador básico. Bajo esta restricción, el problema operativo consiste en encontrar el vector w^* que minimice el RMSE promedio del estimador combinado a lo largo de todas las realizaciones de remuestreo y de tendencia estocástica, como se observa en la [Ecuación 15](#).

$$\begin{aligned} \min_w \text{RMSE}(\hat{\pi}_C(w)) &\Leftrightarrow \min_w \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \left[\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\pi}_{C,t}^{*(b,k)}(w) - \pi_t)^2} \right] \\ \text{s.a. } w_j &\geq 0, \quad j = 1, \dots, m, \\ \sum_{j=1}^m w_j &= 1. \end{aligned} \quad \text{Ecuación (15)}$$

En esta notación, π_t denota la trayectoria de inflación tendencial poblacional utilizada como referencia en el marco B-TIMA. Para cada realización b del remuestreo y cada trayectoria k del factor de tendencia estocástica, el estimador combinado simulado se define como en la [Ecuación 16](#).

$$\hat{\pi}_{C,t}^{*(b,k)}(w) = \sum_{j=1}^m w_j \hat{\pi}_{j,t}^{*(b,k)}. \quad \text{Ecuación (16)}$$

Esta formulación utiliza el mismo entorno de simulación descrito en las secciones previas: la generación de trayectorias depende de la extensión del remuestreo de Chang y Ramírez (2026a) y del promedio sobre múltiples trayectorias estocásticas de Chang y Ramírez (2026b). En consecuencia, las trayectorias $\hat{\pi}_{j,t}^{*(b,k)}$ provienen del mismo experimento de simulación utilizado para calibrar los estimadores individuales.

El mismo esquema también puede emplearse para reportar combinaciones óptimas con respecto a las otras métricas a saber: ABSME y CORR.

5.2 Combinación lineal restringida con regularización

La formulación restringida de la [Ecuación 15](#) puede extenderse mediante términos de penalización sobre los ponderadores. La motivación operativa tiene dos propósitos complementarios. Por un lado, la regularización evita soluciones con concentración excesiva en un solo estimador de inflación subyacente. Por otro, ayuda a moderar el riesgo de sobreajuste en un contexto donde la calibración depende de una muestra relativamente corta tras el cambio de base del IPC en diciembre de 2023. En cualquier caso, la combinación simulada continúa definida por la [Ecuación 16](#) y el criterio base de comparación sigue siendo el RMSE del marco B-TIMA.

Una primera extensión consiste en aplicar una penalización homogénea a todos los ponderadores. En este caso, el problema de optimización se redefine como sigue:

$$\begin{aligned}
\min_w \quad & 10 \cdot \text{RMSE}(\hat{\pi}_c(w)) + \lambda \sum_{j=1}^m \frac{1}{100w_j} \\
\text{s.a.} \quad & w_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, m, \\
& \sum_{j=1}^m w_j = 1
\end{aligned} \quad \text{Ecuación (17)}$$

En la [Ecuación 17](#), el parámetro $\lambda \geq 0$ controla la intensidad de la penalización de manera uniforme para todos los elementos de w . El término inverso $\sum_{j=1}^m (100w_j)^{-1}$ aumenta rápidamente cuando alguno de los pesos se aproxima a cero, de modo que el algoritmo desincentiva soluciones demasiado concentradas. Cuando $\lambda = 0$, la [Ecuación 17](#) se reduce exactamente a la [Ecuación 15](#) y los problemas de optimización son equivalentes.

Una segunda extensión permite diferenciar la penalización aplicada a cada uno de los estimadores de inflación subyacente. Para ello, sea $c = (c_1, \dots, c_m)'$ un vector de factores de complejidad con $c_j \geq 0$, donde cada componente resume información *ex ante* sobre la flexibilidad relativa del estimador j . Esto es debido a que los estimadores de inflación subyacente pueden diferir en su grado de flexibilidad o complejidad, lo que a su vez puede influir en su propensión al sobreajuste. De esta manera, el problema regularizado se expresa entonces como en la [Ecuación 18](#):

$$\begin{aligned}
\min_w \quad & \text{RMSE}(\hat{\pi}_c(w)) + \lambda \sum_{j=1}^m c_j w_j^2 \\
\text{s.a.} \quad & w_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, m, \\
& \sum_{j=1}^m w_j = 1.
\end{aligned} \quad \text{Ecuación (18)}$$

La [Ecuación 18](#) corresponde a una regularización de tipo Ridge ponderada. Bajo esta formulación, cada factor c_j ajusta la intensidad de la penalización aplicada al ponderador w_j : valores más altos de c_j reducen la conveniencia de asignar peso a estimadores más flexibles o con mayor complejidad relativa, mientras que $c_j = 0$ implica que el estimador j no recibe una penalización adicional más allá de las restricciones del problema.

En términos comparativos, la penalización homogénea de la [Ecuación 17](#) controla la dispersión global de los pesos sin distinguir entre estimadores, mientras que la penalización individual de la [Ecuación 18](#) incorpora información adicional sobre complejidad relativa antes de resolver la combinación óptima. En ambos casos, la estructura de simulación permanece dada por la [Ecuación 16](#) y el objetivo sigue siendo aproximar la trayectoria de inflación tendencial poblacional minimizando el RMSE promedio.

5.3 Intervalos de confianza para estimadores de inflación subyacente

Una ventaja adicional del marco B-TIMA es que la misma simulación empleada para calibrar la combinación produce una distribución empírica del error de aproximación del estimador combinado. Para cada período t , dicho error está dado por la [Ecuación 19](#):

$$e_t^{(b,k)}(w) = \hat{\pi}_{C,t}^{*(b,k)}(w) - \pi_t \quad \text{Ecuación (19)}$$

En este sentido, la inflación tendencial no observada puede recuperarse por inversión del error:

$$\pi_t = \hat{\pi}_{C,t}(w) - e_t(w) \quad \text{Ecuación (20)}$$

Es decir, el marco de evaluación B-TIMA no solo permite calibrar una combinación óptima de estimadores de inflación subyacente, sino que también proporciona una base empírica para cuantificar la incertidumbre alrededor de la estimación de la trayectoria de inflación tendencial implícita en dicha combinación. Si $q_\tau(-e_t(w))$ denota el cuantil τ de la distribución empírica de $-e_t(w)$, entonces un intervalo bilateral de nivel $1 - \alpha$ para la inflación tendencial implícita en la combinación óptima se obtiene como se indica en la [Ecuación 21](#).

$$IC_{1-\alpha,t}(w) = [\hat{\pi}_{C,t}(w) + q_{\alpha/2}(-e_t(w)), \hat{\pi}_{C,t}(w) + q_{1-\alpha/2}(-e_t(w))] \quad \text{Ecuación (21)}$$

En la práctica, estos cuantiles se calculan a partir de la distribución empírica de errores simulados de la combinación óptima, siguiendo el mismo flujo computacional usado para la calibración por RMSE. Así, el mismo experimento de simulación que permite optimizar por RMSE, también proporciona la base inferencial para cuantificar la incertidumbre alrededor de la estimación de la inflación tendencial.

5.4 Resultados

La [Tabla 6](#) presenta los ponderadores asociados a la combinación lineal restringida de la [Ecuación 15](#), a la combinación con regularización homogénea de la [Ecuación 17](#) y a la combinación con regularización por complejidad de la [Ecuación 18](#). Dicha tabla incluye también el RMSE individual de cada estimador de inflación subyacente. Por su parte, la [Tabla 7](#) resume exclusivamente el RMSE alcanzado por cada una de las combinaciones óptimas para el período de evaluación de diciembre de 2024 a octubre de 2025.

El estimador de inflación subyacente de exclusión fija no se incorpora en el problema de combinación óptima. Este estimador puede quedar más expuesto a sesgos asociados con variaciones anómalas de precios o con el encarecimiento relativo de los artículos incluidos en su formulación, debido a que este mantiene una canasta fija de productos, a diferencia de otros estimadores de inflación subyacente cuyos criterios de exclusión pueden ajustarse con mayor flexibilidad entre períodos. En este sentido, la exclusión fija solo se incorpora a las combinaciones lineales óptimas cuando se trabaja con bases completas, como ocurre con las bases 2000 y 2010, pero no con las bases 2023 y 2024 del IPC.¹²

¹² Aunque la base 2023 del IPC está completa, al tener un único año de vigencia, esta se considera insuficiente para calibrar los estimadores de inflación subyacente. Por lo tanto, como se expuso en la [Sección 3.1](#), se trabaja con una base conjunta que combina los datos de las bases 2023 y 2024 del IPC. Dado que la base 2024 no ha finalizado, no se incorpora el estimador de exclusión fija a la combinación lineal óptima calibrada sobre la base extendida.

Estimador de inflación subyacente	RMSE	Factor de complejidad	Peso en la combinación lineal restringida	Peso en la combinación lineal con regularización	Peso en la combinación lineal con regularización por complejidad
Exclusión Dinámica (0.13, 0.1)	0.1156	4	0.1053	0.1097	0.0197
Suavizado Gaussiano Equiponderado (0.82, 0.59, 0.05, 0.32362762)	0.1021	8	0.5381	0.1077	0.0095
Percentil Equiponderado 61.5	0.2089	0	0.0000	0.0712	0.0000
Media Truncada Equiponderada (21.0, 88.0)	0.1949	0	0.0000	0.0736	0.9266
MAI-G (0.04,0.69,0.97)	0.3195	10	0.0095	0.0693	0.0069
MAI-F (0.08,0.3,0.4,0.52,0.61,0.78,0.95)	0.2044	10	0.1116	0.2071	0.0191
MAI-FG (0.11,0.23,0.32, 0.43,0.48,0.61, 0.72,0.77,0.94)	0.1252	10	0.2357	0.1526	0.0150
Suavizado Gaussiano Ponderado (0.45, 0.34, 0.46, 3.1527925)	0.1865	8	0.0000	0.0727	0.0032
Percentil Ponderado 58.5	0.2421	0	0.0000	0.0661	0.0000
Media Truncada Ponderada (21.0, 87.0)	0.2059	0	0.0000	0.0698	0.0000

Tabla 6. RMSE individual y ponderadores de la combinación lineal óptima de estimadores de inflación subyacente para el período diciembre de 2024 a octubre de 2025.

Fuente: elaboración propia.

Estimador de inflación subyacente o combinación	RMSE
Combinación lineal restringida	0.0827
Combinación lineal con regularización	0.1020
Combinación lineal con regularización por complejidad	0.1825

Tabla 7. RMSE de las combinaciones lineales óptimas de estimadores de inflación subyacente para el período diciembre de 2024 a octubre de 2025.

Fuente: elaboración propia.

Nivel de confianza $1 - \alpha$	$q_{\alpha/2}(-e_t(w))$	$q_{1-\alpha/2}(-e_t(w))$
80 %	-0.1077	0.1279
85 %	-0.1211	0.1440
90 %	-0.1412	0.1628
95 %	-0.1680	0.1920
97.5 %	-0.1868	0.2207
99.5 %	-0.2080	0.2486

Tabla 8. Cuantiles empíricos de $-e_t(w_R^*)$ usados en la [Ecuación 21](#) para la combinación lineal restringida en las bases 2023 y 2024.

Fuente: elaboración propia.

La [Tabla 8](#) y la [Tabla 9](#) presentan, respectivamente, los cuantiles empíricos $q_{\alpha/2}(-e_t(w_R^*))$ y $q_{1-\alpha/2}(-e_t(w_R^*))$ para la solución restringida w_R^* de la [Ecuación 15](#), así como los cuantiles $q_{\alpha/2}(-e_t(w_C^*))$ y $q_{1-\alpha/2}(-e_t(w_C^*))$ para la solución con regularización por complejidad w_C^* de la [Ecuación 18](#). Al sustituir estos cuantiles en la [Ecuación 21](#), se obtienen los intervalos bilaterales asociados a cada nivel de confianza.

Nivel de confianza $1 - \alpha$	$q_{\alpha/2}(-e_t(w))$	$q_{1 - \alpha/2}(-e_t(w))$
80 %	-0.0359	0.3633
85 %	-0.0454	0.3874
90 %	-0.0556	0.4132
95 %	-0.0717	0.4443
97.5 %	-0.0855	0.4703
99.5 %	-0.1002	0.4958

Tabla 9. Cuantiles empíricos de $-e_t(w_c^*)$ usados en la [Ecuación 21](#) para la combinación lineal con regularización por complejidad en las bases 2023 y 2024.

Fuente: elaboración propia.

6. Conclusiones

La metodología de calibración de medidas de inflación subyacente presentada en esta nota se basa en el marco de evaluación B-TIMA (Castañeda y Chang 2023b), que permite evaluar el desempeño de los estimadores de inflación subyacente en términos de su capacidad para aproximar la trayectoria de inflación tendencial poblacional dentro de un entorno de simulación que refleja las características empíricas del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

En esta nota se describen los procesos de calibración de las medidas de inflación subyacente para las nuevas bases del IPC 2023 y 2024 de Guatemala, utilizando datos desde enero de 2024 hasta octubre de 2025. Asimismo, se presentan procedimientos detallados para definir y obtener combinaciones lineales de medidas de inflación subyacente y para calcular intervalos de confianza para la tasa de inflación tendencial latente, con base en las distribuciones muestrales de los estimadores de inflación. En este sentido, el documento representa una actualización de los procedimientos y resultados del marco de evaluación B-TIMA descrito en Castañeda y Chang (2023a) para los datos de las bases 2000 y 2010 del IPC.

En esencia, los procedimientos presentados enfatizan la idea de que la calibración de medidas de inflación subyacente puede basarse en los datos observados históricamente, de tal manera que las medidas de inflación capturen hechos estilizados específicos del conjunto de datos de precios al consumidor de Guatemala. Este supuesto es particularmente relevante en el contexto de las nuevas bases del IPC, pues la composición de la canasta de productos y servicios, así como la estructura de precios, podría haber experimentado cambios significativos con respecto a las bases anteriores. Asimismo, la idea de basarse en los datos históricos evidencia que los procesos de calibración son dinámicos y que pueden requerir ajustes periódicos a medida que se incorporan nuevos datos o se producen cambios estructurales en la economía. Es decir, el monitoreo continuo de los resultados de la herramienta de evaluación al integrar datos recientes es esencial para entender la estabilidad y asegurar una mayor precisión de los estimadores calibrados. Por lo tanto, se recomienda implementar las rutinas de recalibración de manera periódica.

Finalmente, se recomienda analizar más formalmente la utilización de técnicas de regularización en la combinación lineal de estimadores de inflación subyacente, de manera que se pueda controlar el riesgo de sobreajuste en contextos de calibración con muestras relativamente cortas e identificar las medidas de inflación subyacente más robustas en el seguimiento de la inflación tendencial.

7. Apéndice

7.1 Estimador de exclusión fija

No.	Código en la base 2023	Código en la base 2024	Nombre del producto	Desviación estándar de sus variaciones intermensuales entre enero 2024 y octubre 2025
1.	_0117203	_0117203	Tomate fresco	14.0561
2.	_0733201	_0733201	Transporte de pasajeros por aire en horarios internacionales y vuelos regulares	12.8117
3.	_0116201	_0116201	Limonos frescos	10.5482
4.	_0117201	_0117201	Chile pimiento fresco	10.1305
5.	_0117204	_0117204	Güisquil	8.23588
6.	_0117301	_0117301	Ejotes, frescos o refrigerados	7.99811
7.	_0117205	_0117205	Güicoy	7.96363
8.	_0116104	_0116104	Mangos	7.79067
9.	_0117104	_0117104	Lechuga	7.37445
10.	_0117401	_0117401	Zanahorias	7.17244
11.	_0117501	_0117501	Papas	6.95302
12.	_0117101	_0117101	Repollo, fresco o refrigerado	6.70085
13.	_0117403	_0117403	Cebollas	6.0064
14.	_0116101	_0116101	Aguacates frescos	5.55951
15.	_0117106	_0117106	Hierbas aromáticas para cocinar	5.47853
16.	_0117103	_0117103	Brócoli	5.4523
17.	_0561908	_0561908	Lazos y cordeles para tender ropa	4.98817

No.	Código en la base 2023	Código en la base 2024	Nombre del producto	Desviación estándar de sus variaciones intermensuales entre enero 2024 y octubre 2025
18.	_0980001	_0980001	Paquete turístico para viajar al extranjero	4.88291
19.	_0451001	_0451001	Consumo de energía eléctrica	4.53319
20.	_0117404	_0117404	Maíz verde (elote)	4.36801
21.	_0117102	_0117102	Coliflor	4.31266
22.	_0116503	_0116503	Sandías frescas	4.17217
23.	_0723105	_0723105	Montaje de piezas/accesorios	4.12068
24.	_0117107	_0117107	Pacaya	3.73511
25.	_0116105	_0116105	Papayas frescas	3.70949
26.	_0117108	_0117108	Hierbas naturales para caldo	3.52204
27.	_1050901	_1050901	Cursos de capacitación técnica	3.26676
28.	_0117202	_0117202	Pepinos frescos	3.16919
29.	_0722201	_0722201	Gasolina	3.07422
30.	_0722101	_0722101	Diésel	3.03516
31.	_0540301	_0540301	Ollas y cacerolas	2.93822
32.	_0117402	_0117402	Rábanos	2.93147
33.	_0116302	_0116302	Duraznos	2.93038
34.	_0119401	_0119401	Chiles secos enteros y molidos	2.88358
35.	_0118601	_0118601	Helado industrializado (a base de leche, hielo, fruta, etc.)	2.69185
36.	_0452201	_0452201	Gas en contenedores	2.61581

Tabla 10. Productos excluidos de las bases 2023 y 2024 del IPC de Guatemala para obtener el estimador óptimo de exclusión fija según la métrica RMSE.

Fuente: elaboración propia.

8. Referencias

Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti y Rodney L. Wiggins. (1997). "Efficient inflation estimation". National Bureau of Economic Research.

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang. (2023a). "Technical note: An optimal core inflation measure for the Guatemalan consumer-price data".

———. (2023b). "Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach". *Latin American Journal of Central Banking* 4 (diciembre): 100099. <https://doi.org/10.1016/j.latchb.2023.100099>.

———. (2026). "Actualización de la metodología de la medida de inflación subyacente de muestra ampliada implícitamente (MAI)". *Revista Banca Central* n.º 91. Banco de Guatemala.

Chang, Rodrigo y Rubí Ramírez. (2026a). "Extensión de la metodología B-TIMA para las nuevas bases 2023 y 2024 del IPC en Guatemala". *Revista Banca Central* n.º 91, Banco de Guatemala.

———. (2026b). "Tendencia estocástica en la metodología B-TIMA. Corrigendum: Una revisión del proceso". *Revista Banca Central* n.º 91, Banco de Guatemala.

Dolmas, Jim. (2005). "Trimmed mean PCE inflation". *Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper* 506.

Dolmas, Jim y Evan Koenig. (2009). "The 2009 revision to the trimmed mean PCE inflation series". Editado por dallasfed.org. <https://www.dallasfed.org/-/media/Documents/research/pce/tech.pdf>.

Graf, Brian. (2020). *Consumer Price Index Manual, 2020: Concepts and Methods*. USA: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484354841.069>.

Roger, Scott. (1997). "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96". *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*, n.º G97/7.

Silver, Mick. (2007). "Core inflation: Measurement and statistical issues in choosing among alternative measures". *IMF Staff Papers* 54 (1): 163-90.

Statistics Canada. (2020). "Bank of Canada's Preferred Measures of Core Inflation General Information Document". Editado por statcan.gc.ca. https://www.statcan.gc.ca/en/statistical-programs/document/2301_D63_T9_V2.

The Federal Reserve System. (2016). "What is inflation and how does the Federal Reserve evaluate changes in the rate of inflation?" Editado por statcan.gc.ca. https://www.federalreserve.gov/faqs/economy_14419.htm.

Extensión de la metodología B-TIMA para las nuevas bases 2023 y 2024 del IPC en Guatemala

Rodrigo Chang y Rubí Ramírez
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

1. Resumen

Esta nota técnica desarrolla una extensión metodológica al procedimiento denominado B-TIMA (Castañeda y Chang, 2023) que incorpora técnicas de remuestreo y el uso de información *a priori* para la construcción de distribuciones empíricas sintéticas de variaciones intermensuales de precios a partir de las nuevas bases del IPC de Guatemala.

A partir de los fundamentos propuestos en la presente nota, esta extensión permite implementar la metodología B-TIMA utilizando la información más reciente disponible. Se analizan los principales resultados derivados de la aplicación de la metodología, con especial énfasis en los primeros momentos de la distribución sintética resultante y en las implicaciones que la extensión propuesta tiene para la medición de la inflación.

En conjunto, los resultados sugieren que la metodología extendida constituye una herramienta útil para el análisis y seguimiento de la inflación en las bases más recientes del IPC.

2. Introducción

El manual del IPC recomienda que la base del Índice de Precios al Consumidor (IPC) sea actualizada al menos cada cinco años (Graf, 2020). En Guatemala, las actualizaciones más recientes se llevaron a cabo en el período 2023 y 2024, después de su última actualización en diciembre de 2010. Esta se caracterizó por un incremento significativo en la cantidad de bienes y servicios incluidos (de 279 gastos básicos a 437 productos), cambios en la encuesta empleada para la definición de la canasta de consumo y de los correspondientes ponderadores, así como mejoras sustanciales en los procesos de validación y control de calidad de los datos (Instituto Nacional de Estadística 2023).

Aunque la actualización del IPC tiene como objetivo preservar su representatividad respecto a los hábitos de consumo de los hogares, las modificaciones en su metodología pueden incidir en los resultados, en comparación con bases anteriores del IPC.

Dado que el IPC constituye un insumo fundamental para la formulación de la política económica, es importante que las metodologías empleadas para su análisis se adapten adecuadamente a las nuevas bases de datos.

Por su parte, Castañeda y Chang (2023) presentan un marco de análisis y simulación con el cual proponen una metodología de evaluación de medidas de inflación: B-TIMA (*Bootstrapping Tool for Inflation Measures Assessment*). Bajo este enfoque, las medidas de inflación, tanto total (como la variación interanual del IPC), como subyacente (por ejemplo, las medias truncadas), constituyen estimadores muestrales de inflación. En otras palabras, estas medidas utilizan los datos provenientes de la muestra de variaciones de precios recolectada por la correspondiente oficina nacional de estadística (ONE) para estimar el proceso inflacionario latente. Por lo tanto, su desempeño como estimadores de una inflación tendencial puede evaluarse en términos de su distribución muestral de error,

utilizando un enfoque de estadística inferencial con la cual se pueden caracterizar sus propiedades estadísticas de sesgo y varianza. Aunque para la estimación de la distribución muestral de los estimadores de inflación sería necesario realizar un ejercicio de muestreo repetido para un mismo período, la metodología B-TIMA propone un enfoque basado en simulación mediante remuestreo (*bootstrapping*) de los datos disponibles.

En Castañeda y Chang (2023), este marco de análisis se aplicó con éxito a las bases 2000 y 2010 del IPC de Guatemala para la calibración de diferentes tipos de estimadores de inflación subyacente. Sin embargo, a partir del cambio al IPC base 2023, la aplicación directa de la metodología se dificultó debido a que esta se basa en los datos observados para obtener los insumos que se requieren en los procedimientos de evaluación.

En particular, el esquema de muestreo por simulación utiliza las distribuciones empíricas de variaciones intermensuales de cada mes, de cada uno de los productos del IPC para computar la inflación tendencial paramétrica o poblacional de la metodología de simulación. Durante el inicio de las bases 2023 y 2024, se contaba únicamente con un año de observaciones (2024), lo cual impidió la aplicación directa del procedimiento de remuestreo. Por lo tanto, esta nota técnica propone una extensión metodológica al procedimiento B-TIMA que permite la construcción de distribuciones empíricas sintéticas de variaciones intermensuales de precios a partir de las nuevas bases del IPC de Guatemala para la implementación de la metodología B-TIMA en las nuevas bases del IPC. La extensión propuesta considera el uso de información *a priori* obtenida de la base previa (IPC base 2010) y de las observaciones más recientes disponibles en las nuevas bases (IPC base 2023 y 2024). Su implementación permite la aplicación de la metodología B-TIMA a los datos más recientes, permitiendo el análisis y la calibración de estimadores de inflación subyacente en el contexto actual.

El resto de esta nota técnica se organiza de la siguiente manera: la [Sección 3](#) describe la notación que se utilizará en la extensión propuesta para el remuestreo de las bases del IPC de Guatemala. La [Sección 4](#) presenta los fundamentos teóricos del esquema de remuestreo utilizado en la metodología B-TIMA. La [Sección 5](#) describe la propuesta para ampliar artificialmente la muestra utilizando información *a priori* y las observaciones más recientes del IPC base 2023. La [Sección 6](#) ofrece una explicación detallada de los pasos necesarios para aplicar la extensión en la nueva base y presenta los resultados correspondientes a la distribución sintética ampliada. En la [Sección 7](#) se desarrollan los principales resultados, incluyendo los primeros momentos de la distribución sintética y las implicaciones de esta extensión para la medición de la inflación. Finalmente, la [Sección 8](#) presenta las conclusiones del estudio.

3. Notación

A continuación, se presenta una descripción de la notación que será empleada en la extensión del procedimiento de remuestreo, aplicada específicamente a las bases del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Guatemala.

Sea $v_{b,i,m,j}$ la j -ésima observación la variación intermensual de precios del i -ésimo artículo en el mes m , en la base b del IPC. La base del IPC $b \in \{2000, 2010, 2023, 2024\}$ indexa el año en el que se establece el período del índice de referencia. Naturalmente, $m = 1, \dots, 12$. Las características específicas del ítem i dependen de su base de IPC b ; i.e. $i \in I_b$. La [Tabla 1](#) muestra los conjuntos correspondientes. El subíndice $j = 1, \dots, J_b$ indexa el número de observaciones dentro de una misma base del IPC, el cual también corresponde a un año específico dentro de la base de datos b del IPC.

IPC	Ítems	Observaciones
$b = 2000$	$I_{2000} = \{1, \dots, 218\}$	$J_{2000} = 10$
$b = 2010$	$I_{2010} = \{1, \dots, 279\}$	$J_{2010} = 13$
$b = 2023$	$I_{2023} = \{1, \dots, 437\}$	$J_{2023} = 1$
$b = 2024$	$I_{2024} = \{1, \dots, 436\}$	$J_{2024} = 1$

Tabla 1. Conjuntos de índices de ítems para cada base del IPC de Guatemala.

Fuente: elaboración propia.

Por ejemplo, el conjunto de variaciones intermensuales de “Arroz” (el ítem $i = 1$) sobre los eneros ($m = 1$) de la base $b = 2000$ es:

$$\{v_{2000,1,1,1}, v_{2000,1,1,2}, \dots, v_{2000,1,1,10}\}.$$

En la metodología B-TIMA, las operaciones de remuestreo son realizadas sobre las observaciones de los ítems en la misma base del IPC en los mismos meses de ocurrencia. Entonces, considérese la tupla (b, i, m) compuesta por una base del IPC, un ítem particular y un mes específico. Por simplicidad de la notación, a dicha tupla se le llamará “variedad” y se denota por k ¹. En el ejemplo anterior, el conjunto de variaciones mensuales del “Arroz” sobre los eneros de la base 2000 es indexada por la variedad $k = (2000, 1, 1)$:

$$\{v_{k,1}, v_{k,2}, \dots, v_{k,10}\}.$$

En la [Tabla 1](#) se hace notar que solo se tiene un año de observaciones en cada una de las bases 2023 y 2024 del IPC (las observaciones de los años 2024 y 2025, respectivamente); por lo tanto, se tiene una sola observación de cada variedad en la base de datos.

¹ El Instituto Nacional de Estadística (INE) llama “variedad” a cada uno de los bienes y servicios que componen los productos del IPC; es decir, es el nivel más bajo utilizado para la recolección de datos de precios. Como puede apreciarse, en este documento el uso del término es diferente.

4. Esquema de remuestreo original de la metodología B-TIMA

En esta sección se describe el procedimiento mediante el cual se implementa el esquema de remuestreo en la metodología B-TIMA, iniciando con la exposición de los supuestos que lo sustentan.

En el remuestreo actual, en la metodología B-TIMA, existen tres supuestos principales:

La variación intermensual de cualquier variedad dada v_k se considera una variable aleatoria para la cual se tiene una muestra representativa a partir de los datos del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Para cualquier variedad dada, su muestra de variaciones intermensuales se convierte en la población dentro del “universo *bootstrap*” del ejercicio de simulación.

La muestra de v_i es independiente e idénticamente distribuida. Por lo tanto, en el experimento de *bootstrap*, cada una de las observaciones es remuestreada con la misma probabilidad, es decir, utilizando una distribución uniforme discreta.

Con estos tres supuestos, se construye la serie de tiempo de la tendencia de inflación poblacional y las réplicas de *bootstrap* para diferentes estimadores de inflación. El remuestreo se realiza mediante *bootstrapping* de los conjuntos de datos poblacionales de cada una de las variedades para formar realizaciones completas del conjunto de datos del IPC. Continuando con el ejemplo de la [Sección 3](#), para obtener muestras del conjunto de variaciones mensuales de precios de los meses de enero, se realizaría una extracción de la distribución uniforme del conjunto poblacional $\{v_{k,1}, v_{k,2}, \dots, v_{k,10}\}$.

La distribución uniforme usada en el procedimiento de *bootstrap* puede pensarse como una mezcla de las distribuciones de Dirac degeneradas. Sea $v \sim \text{Dirac}(v_0)$, v es asignado con una distribución de Dirac con el parámetro v_0 . Luego, su función de masa de probabilidad está definida como:

$$\delta(v; v_0) = \begin{cases} 1, & v = v_0, \\ 0 & v \neq v_0 \end{cases} = \mathbb{1}(v = v_0),$$

donde $\mathbb{1}(\cdot)$ es la función indicatriz².

Entonces, usando esta construcción, la distribución uniforme para el conjunto de variaciones mensuales del arroz en los eneros está dada por la combinación:

² La función indicatriz $\mathbb{1}(A) = 1$ si el evento A es verdadero y $\mathbb{1}(A) = 0$ en caso contrario.

$$\begin{aligned}
 p(v_k) &= \frac{1}{10} \mathbb{1}(v_k = v_{k,1}) + \frac{1}{10} \mathbb{1}(v_k = v_{k,2}) + \dots + \frac{1}{10} \mathbb{1}(v_k = v_{k,10}) \\
 &= \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \mathbb{1}(v_k = v_{k,j}).
 \end{aligned}
 \tag{Ecuación (1)}$$

De forma más general, la distribución uniforme para una muestra de J observaciones de la variedad k , $\{v_{k,1}, \dots, v_{k,J}\}$, está dado por:

$$p(v_k) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \mathbb{1}(v_k = v_{k,j}) \tag{Ecuación (2)}$$

Para la muestra de la distribución empírica de v_k , se computa la función de la densidad acumulada de la [Ecuación 2](#) como:

$$P(v_k) = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \mathbb{1}(v_k \geq v_{k,j}). \tag{Ecuación (3)}$$

Luego, se puede tomar una variable aleatoria $z \sim U[0,1]$ y tomar de la misma manera aleatoria, una muestra v_k^* de v_k como:

$$v_k^* = \min_v v \quad \text{s.t.} \quad P(v) \geq z. \tag{Ecuación (4)}$$

Es decir, la [Ecuación 4](#) define el procedimiento de remuestreo para obtener una muestra aleatoria v_k^* de la distribución empírica de la variedad k .

5. Extensión de remuestreo

El problema con la metodología B-TIMA para las nuevas bases de datos del IPC es el primer supuesto: no se tienen las suficientes observaciones para realizar el procedimiento *bootstrap*. Por lo tanto, se presenta una propuesta para “expandir” la muestra artificialmente, usando información *a priori* y las observaciones más recientes de las bases del IPC 2023 y 2024.

Utilizando el procedimiento de muestreo de *bootstrap* original, la metodología B-TIMA sobre la base del IPC 2023 deja un esquema de simulación trivial en el que un único valor es siempre remuestreado, pues se cuenta únicamente con una observación por variedad. En este caso, el procedimiento no logra captar la variabilidad inherente al remuestreo realizado mes a mes por el INE. En cambio, se propone usar una distribución empírica *a priori* con ponderaciones de remuestreo de acuerdo con las observaciones más recientes para formar una distribución “actualizada”. Este procedimiento captura los desarrollos más importantes en la tendencia inflacionaria subyacente actual y, al mismo tiempo, refleja la variabilidad muestral del pasado.

Para ilustrar la propuesta, supóngase que se tiene un conjunto de J variaciones mensuales de la variedad k en una base del IPC dada $\{v_{k,1}, \dots, v_{k,J}\}$. También se cuenta con H observaciones de la nueva base del IPC, $\{v_{k^*,1}, \dots, v_{k^*,H}\}$, de la variedad k^* , que es la más similar posible a k en la base previa del IPC para aproximar su distribución. Se desea actualizar la distribución empírica teniendo en cuenta las observaciones más recientes para formar una distribución empírica actualizada $\{v_{k,1}, \dots, v_{k,J}, v_{k^*,J+1}, \dots, v_{k^*,J+H}\}$.

Se puede agregar la nueva observación a la distribución empírica y volver a ponderar las observaciones, asignando más peso a las que sean más cercanas a las observaciones recientes. Sea $f(x)$ una función ponderadora que satisface (i) f es par³; (ii) f es decreciente en $\mathbb{R}_+$; y (iii) $f(x) \geq 0$ para todo $x \in \mathbb{R}$. Las condiciones (i) y (ii) implican que $f(0) \geq f(x)$ para todo $x \in \mathbb{R}$, propiedad que se utiliza para asignar ponderaciones mayores a las observaciones alrededor del centro de la función en cero. Por ejemplo,

$$f(x) = \phi\left(x; \frac{1}{H} \sum_h v_{k^*,h}, \text{std}(\{v_{k,1}, \dots, v_{k,J}, v_{k^*,1}, \dots, v_{k^*,H}\})\right),$$

donde $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de probabilidad de una distribución normal cuya media es calculada con las observaciones nuevas y la desviación estándar es calculada con todas las observaciones disponibles. Esta función f permite tomar en cuenta la variabilidad del muestreo en la distribución empírica de la variedad k^* alrededor de la media de las observaciones de la nueva base.

Entonces, se computan los pesos de muestreo para la distribución expandida usando las relaciones en la [Ecuación 5](#):

$$\begin{aligned} \bar{v}_{k^*} &= \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H v_{k^*,h}, \\ W_{k^*} &= \sum_{j=1}^J f(|v_{k,j} - \bar{v}_{k^*}|) + \sum_{h=1}^H f(|v_{k^*,h} - \bar{v}_{k^*}|), \\ w_{k^*,j} &= \frac{f(|v_{k,j} - \bar{v}_{k^*}|)}{W_{k^*}}, \quad j = 1, \dots, J, \\ w_{k^*,J+h} &= \frac{f(|v_{k^*,h} - \bar{v}_{k^*}|)}{W_{k^*}}, \quad h = 1, \dots, H, \end{aligned} \quad \text{Ecuación (5)}$$

³ Una función real f se denomina par cuando, para todo x perteneciente a su dominio, el valor $-x$ también pertenece al dominio y se cumple que $f(x) = f(-x)$. Geométricamente, la gráfica de una función par es simétrica con respecto al eje y , lo que significa que su gráfica permanece sin cambios después de la reflexión sobre el eje y .

donde $w_{k^*,j}$ representa la ponderación de la observación j de la distribución empírica de la variedad k , y $w_{k^*,J+h}$ representa una nueva ponderación correspondiente a la observación más reciente $v_{k^*,h}$ de la variedad k^* . Es fácil ver que en la [Ecuación 5](#) se tiene que $\sum_{j=1}^{J+H} w_{k^*,j} = 1$. Por lo tanto, la distribución empírica expandida se convierte en la combinación de distribuciones empíricas dadas por la [Ecuación 6](#):

$$p(v_{k^*}) = \sum_{j=1}^J w_{k^*,j} \mathbb{1}(v_{k^*} = v_{k,j}) + \sum_{h=1}^H w_{k^*,J+h} \mathbb{1}(v_{k^*} = v_{k^*,h}), \quad \text{Ecuación (6)}$$

con un valor esperado de

$$\mathbb{E}[v_{k^*}] = \sum_{j=1}^J w_{k^*,j} v_{k,j} + \sum_{h=1}^H w_{k^*,J+h} v_{k^*,h}.$$

6. Implementación práctica de la extensión de la metodología

En esta sección se describe el procedimiento para implementar la extensión de la metodología de remuestreo a las nuevas bases de datos del IPC base 2023 y 2024.

6.1 Procedimiento de emparejamiento

En una primera etapa, se realiza un emparejamiento de los ítems entre la nueva base del IPC (base IPC 2023) y la base previa (base IPC 2010). En esta etapa se pretende identificar, para cada variedad k^* , a la variedad correspondiente k , de acuerdo con criterios de similitud cualitativos y cuantitativos.

Para llevar a cabo este emparejamiento entre productos de ambas bases, se implementó un procedimiento ordenado que consta de las siguientes etapas:

Correspondencia directa entre ítems cuando existe coincidencia explícita entre las clasificaciones. Por ejemplo, el producto de “Arroz” en la base IPC 2023 se empareja directamente con el gasto básico “Arroz” en la base IPC 2010.

En los casos en que no se identifica una correspondencia directa, se realiza una búsqueda en niveles jerárquicos superiores. Por ejemplo, si el producto “Arroz” no tuviera una correspondencia directa, se buscaría una correspondencia a nivel de subgrupo o grupo. En este caso, se podría emparejar con el subgrupo “Pan y cereales” o el grupo de “Alimentos”.

En el caso de los ítems que no tienen una equivalencia directa en la base 2010, se procede de la siguiente manera para cada mes m :

Se calcula la desviación estándar $\sigma_{k',m}$ de las variaciones de los gastos básicos, de los subgrupos o de los grupos de la base 2010 más acordes al ítem nuevo, identificados con la variedad k' , utilizando la media de las observaciones de la base 2023 ([Ecuación 7](#)). Este resultado mide la dispersión de las observaciones *a priori* en torno a la media de las observaciones más recientes.

$$\sigma_{k',m} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^J \left(v_{k,j} - \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H v_{k^*,h} \right)^2} \quad \text{Ecuación (7)}$$

Luego, los valores de $\sigma_{k',m}$ son promediados en los doce meses. La variedad k' (el gasto básico, subgrupo o grupo) con la dispersión promedio más pequeña se utiliza para emparejar al nuevo ítem. Cabe resaltar que, en la mayoría de los casos, este procedimiento conduce al emparejamiento con el subgrupo inmediatamente superior en la base 2010 del IPC, lo cual sugiere que, ante la ausencia de una correspondencia directa, el subgrupo inmediatamente superior es el que mejor recoge el comportamiento de las nuevas observaciones.

6.2 Calibración de la función de ponderación

Posterior al procedimiento de emparejamiento, se procede a la calibración de la función de ponderación f . Como se describe en la [Sección 5](#), esta función se utiliza para asignar pesos a las observaciones de la distribución empírica expandida, con el objetivo de reflejar una mayor importancia de las observaciones más recientes relativa a la de las observaciones *a priori*. La función inicialmente propuesta se muestra en la [Ecuación 8](#):

$$f(x) = \phi(x; 0, \alpha \cdot \text{std}(v_{k,1}, \dots, v_{k,J}, v_{k^*,1}, \dots, v_{k^*,H})) + \epsilon \quad \text{Ecuación (8)}$$

donde ϕ denota la función de densidad de una distribución normal con media cero y desviación estándar determinada. Se establece un parámetro $\epsilon = 0.0001$ debido a que existen variedades cuya variación es cero en toda la muestra *a priori* y en los datos recientes. De este modo, ϵ garantiza que f esté bien definida y evita así problemas de indeterminación asociados a la ausencia de variación.

6.2.1 Búsqueda del parámetro α

De acuerdo con la definición de f en la [Ecuación 8](#), intuitivamente, se busca un $\alpha \in (0,2]$ que permita aproximar la distribución empírica sintética a la distribución empírica observada en la base de 2023. Para encontrar un valor de α adecuado, se analizaron los primeros cuatro momentos de una distribución de corte transversal construida a partir de la base sintética completa del IPC base 2023. Los momentos de dicha distribución son una función de α , pues este parámetro influye directamente en la frecuencia de ocurrencia de las observaciones. Por lo tanto, estos momentos se compararon con los de la base 2010 y 2023 empíricas.

La [Figura 1](#) presenta la evolución de los primeros cuatro momentos de la base sintética.

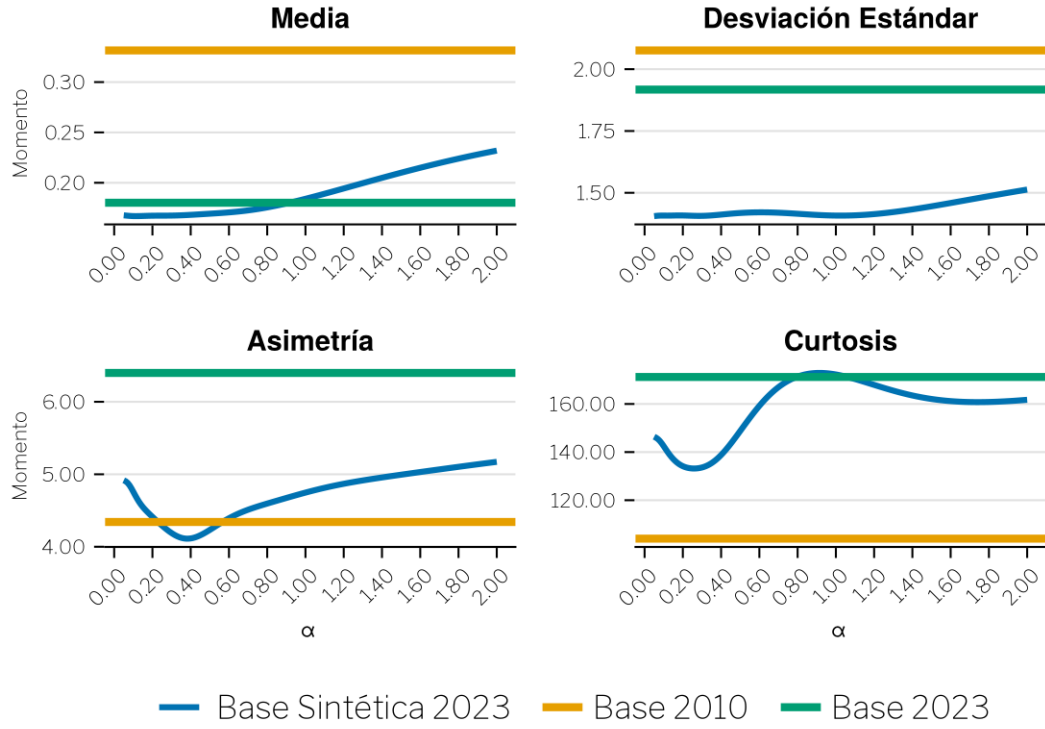


Figura 1. Primeros cuatro momentos de la distribución sintética como función del parámetro α .

Fuente: elaboración propia.

El grado de ajuste entre los momentos sintéticos y los momentos empíricos se evalúa utilizando el error porcentual absoluto medio (MAPE). Para cada valor del parámetro α , se calcula el error relativo entre el momento sintético y el momento empírico correspondiente. En particular, el error relativo del momento i , ζ_i , para un valor dado de α se define como la diferencia absoluta entre ambos momentos, normalizada por el valor empírico.

$$\zeta_i(\alpha) = 100 \left| \frac{\mu_{i,2023} - \mu_i(\alpha)}{\mu_{i,2023}} \right|,$$

donde $\mu_{i,2023}$ son los momentos de la base 2023, con $i = 1, 2, 3, 4$; y $\mu_i(\alpha)$ son los momentos de la base sintética que dependen de α . El MAPE se obtiene promediando estos errores relativos a lo largo de los momentos considerados, como se muestra en la [Ecuación 9](#).

$$\text{MAPE}(\alpha) = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \zeta_i(\alpha) \quad \text{Ecuación (9)}$$

Este procedimiento permite buscar un valor de α que minimiza dicho criterio de error, es decir, un valor de α que proporciona el mejor ajuste entre los momentos sintéticos y los empíricos. La [Figura 2](#) muestra el error porcentual absoluto medio, en función de α .

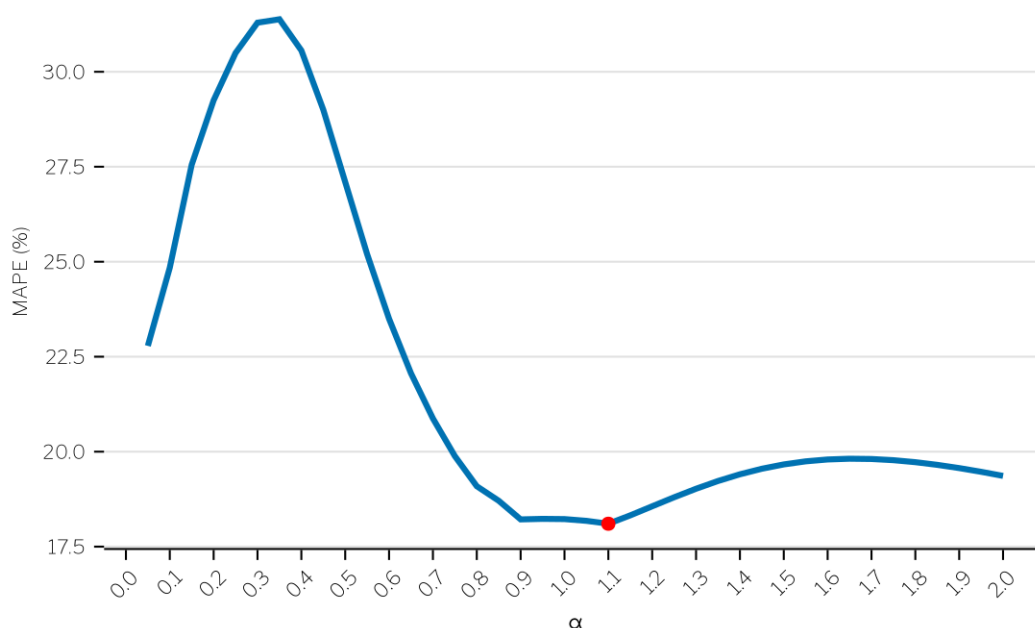


Figura 2. Error Porcentual Absoluto Medio (MAPE).

Fuente: elaboración propia.

Los resultados muestran que el valor que minimiza el MAPE es

$$\operatorname{argmin}_{\alpha} \text{MAPE}(\alpha) = 11,$$

lo cual indica que este parámetro proporciona el mejor ajuste entre los momentos sintéticos y los empíricos. Particularmente, el valor mínimo alcanzado del MAPE es $\min_{\alpha} \text{MAPE}(\alpha) = 18.1\%$.

La elección del parámetro α depende de los datos disponibles para la calibración. Los resultados se obtienen con los datos hasta diciembre de 2025.

La [Sección 9.1](#) presenta un análisis de sensibilidad del valor óptimo de α a diferentes horizontes. Dicho análisis compara las curvas de los momentos, estimadas con datos hasta junio y las estimadas hasta diciembre de 2025; y muestra desplazamientos relevantes, lo que confirma que la actualización del conjunto de datos impacta directamente en la estimación del parámetro. La evolución de los momentos y del valor calibrado de α evidencia que el parámetro se ajusta a la nueva información.

Sin embargo, tal como se detalla en la [Sección 9](#), se estima un valor de α razonable (2.45), bajo la premisa de estabilidad asintótica de la función de pérdida MAPE ante el incremento del tamaño muestral; comportamiento que se encuentra respaldado por la evidencia observada en el análisis. En este enfoque, cabe resaltar que la función pérdida se estabiliza en un valor cercano al valor mínimo (18.1%) obtenido al calibrar el modelo con los datos disponibles hasta diciembre de 2025.

6.3 Distribuciones de corte transversal

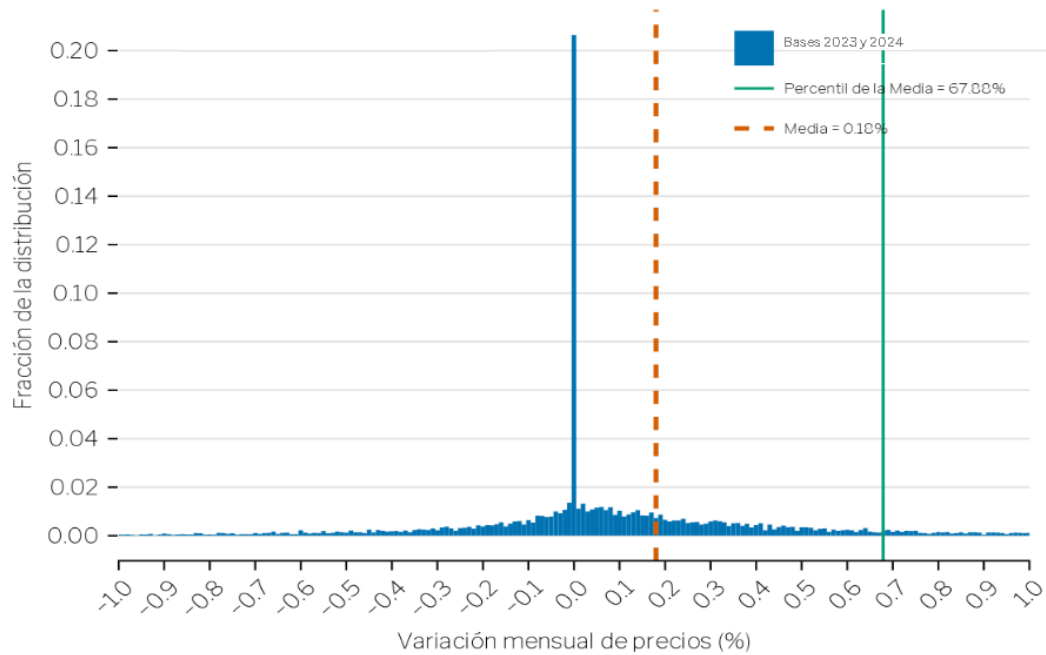
A continuación, se presenta la distribución de corte transversal sintética correspondiente a la base 2023 del IPC, construida a partir de la calibración óptima del parámetro α obtenida en la [Sección 6.2.1](#). En particular, se compara la distribución empírica y la distribución sintética en la [Figura 3](#).

Con el fin de evaluar de manera descriptiva las principales características estadísticas de cada distribución y facilitar el análisis de sus similitudes y diferencias, la [Tabla 2](#) resume los principales momentos, el percentil de la media y el número de observaciones correspondientes a cada una de las distribuciones empíricas consideradas.

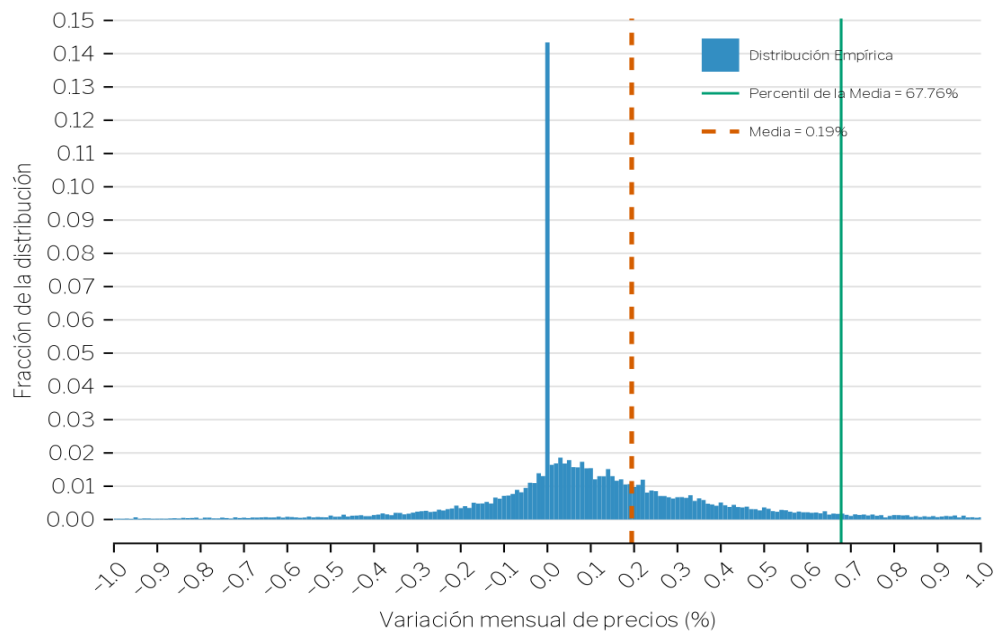
Estadístico	Base 2010	Base 2023	Base 2023 sintética
Media	0.3314	0.1801	0.1945
Desviación Estándar	2.0759	1.9176	1.4095
Asimetría	4.3417	6.398	5.5546
Curtosis	104.023	171.197	159.391
Observaciones	43524.0	10476.0	78223.0
Mínimo	-43.8052	-31.6217	-43.8052
Máximo	69.9632	57.1349	69.9632
Percentil de la media	72.6381	67.879	67.7641

Tabla 2. Tabla comparativa entre las características descriptivas.

Fuente: elaboración propia.



(Figura 3a) Distribución empírica de la base 2023 y 2024



(Figura 3b) Distribución sintética construida a partir del valor óptimo α

Figura 3. Sección transversal de las variaciones mensuales de precios en la distribución empírica y sintética.

Fuente: elaboración propia.

En conjunto, los resultados presentados en la [Figura 3](#) y complementados en la [Tabla 2](#) indican que las distribuciones empíricas analizadas exhiben un comportamiento estadístico comparable. Aunque la dispersión y la asimetría presentan las diferencias más notables, la media y la curtosis varían mínimamente. Esta similitud, junto con la proximidad en el percentil de la media, confirma la homogeneidad de las muestras. Desde un punto de vista descriptivo, las distribuciones presentan patrones estadísticos consistentes entre sí, que se discuten en la [Sección 7](#).

Por su parte, el apéndice de la [Sección 9.2](#) ilustra las distribuciones empíricas de las variedades con mayor incidencia positiva y negativa en la inflación total en diciembre de 2025.

7. Discusión de resultados

7.1 Momentos de la distribución sintética

Los resultados obtenidos muestran varios hallazgos relevantes desde una perspectiva estadística. A medida que se incorporan nuevos valores, se observa una reducción en la desviación estándar, lo que indica una menor dispersión de la distribución. Al mismo tiempo, la distribución sintética tiende a volverse más simétrica, reflejando un mayor equilibrio entre sus colas.

Bajo el esquema de ponderación adoptado, se asignan mayores pesos a las observaciones próximas al valor central de la distribución. La inclusión de las nuevas observaciones conduce a que los momentos estadísticos de la distribución resultante se sitúen en un punto intermedio entre los correspondientes a la base 2010 y la base 2023. En particular, la media y la curtosis de la distribución ponderada muestran una mayor similitud con las estimadas para la base 2023. Este comportamiento se explica porque los valores asociados a la base 2023 se concentran, en promedio, más cerca de cero, lo que les confiere una mayor ponderación dentro del esquema considerado.

Asimismo, se observa que la curtosis de la base de 2023 es mayor a la de la base 2010, es decir, una alta concentración en las colas con respecto a la base 2010. Por una parte, esto se explica porque la base 2023 tiene actualmente mayor presencia de ceros, los cuales tendrán un mayor peso en el cálculo de la curtosis.

7.1.1 Curtosis de la distribución de variaciones intermensuales sintética

En la [Figura 4](#) y [Figura 5](#) se observa el incremento de la curtosis en la base 2023 del IPC.

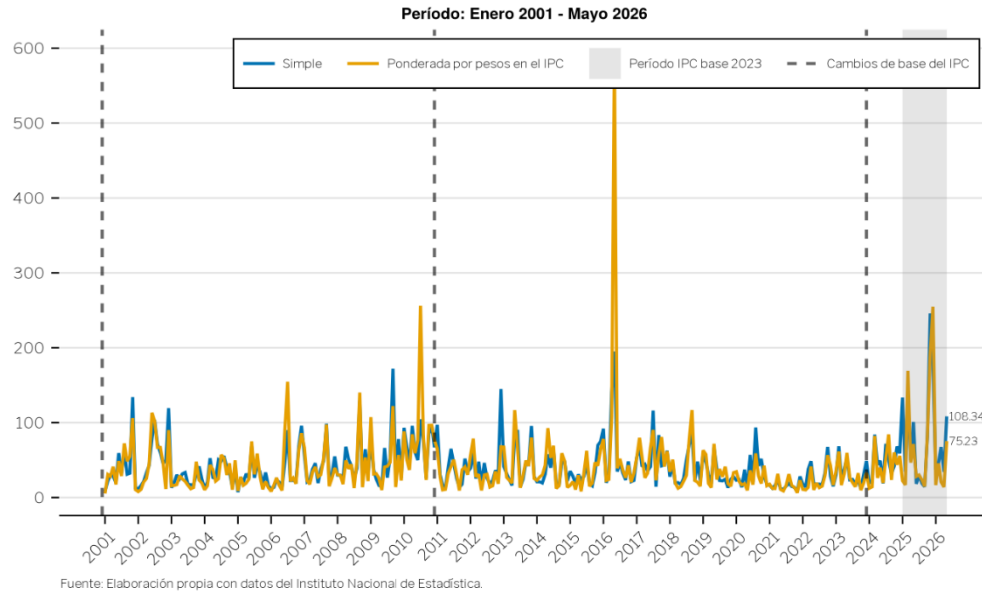


Figura 4. Curtosis de las variaciones intermensuales de índices de precios.
Fuente: elaboración propia.

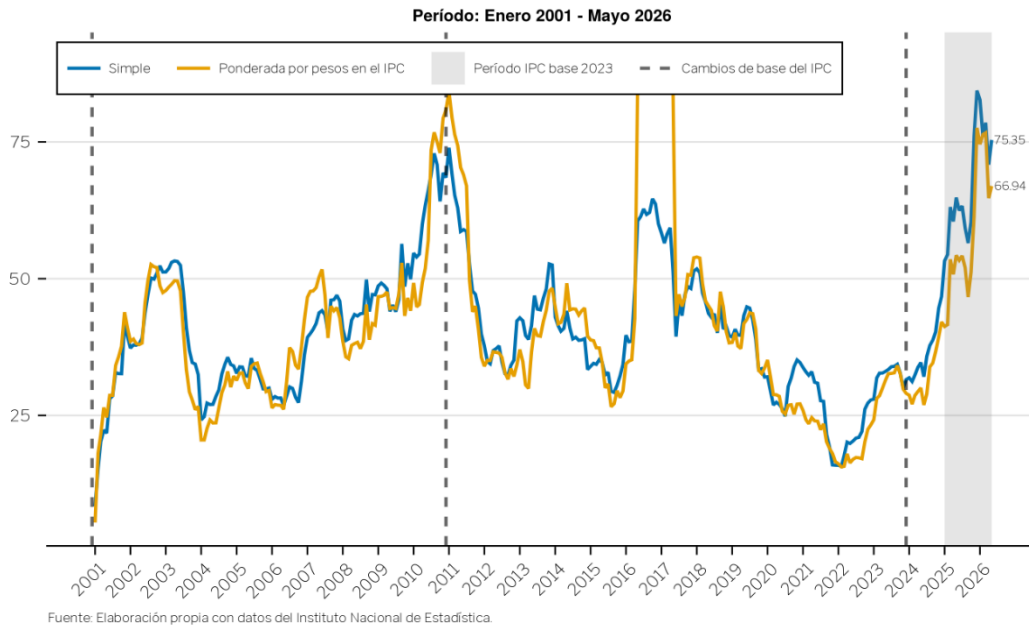


Figura 5. Curtosis de las variaciones intermensuales, media móvil.
Fuente: elaboración propia.

Por su parte, en la [Figura 6](#) puede observarse que, al inicio de las bases 2023 y 2024 del IPC, la curtosis es significativamente mayor que en la distribución de variaciones intermensuales de la base 2010. Es decir, la distribución de las variaciones intermensuales de precios en la base 2023 presenta una mayor concentración en las colas, lo que se traduce en un aumento significativo de la curtosis.

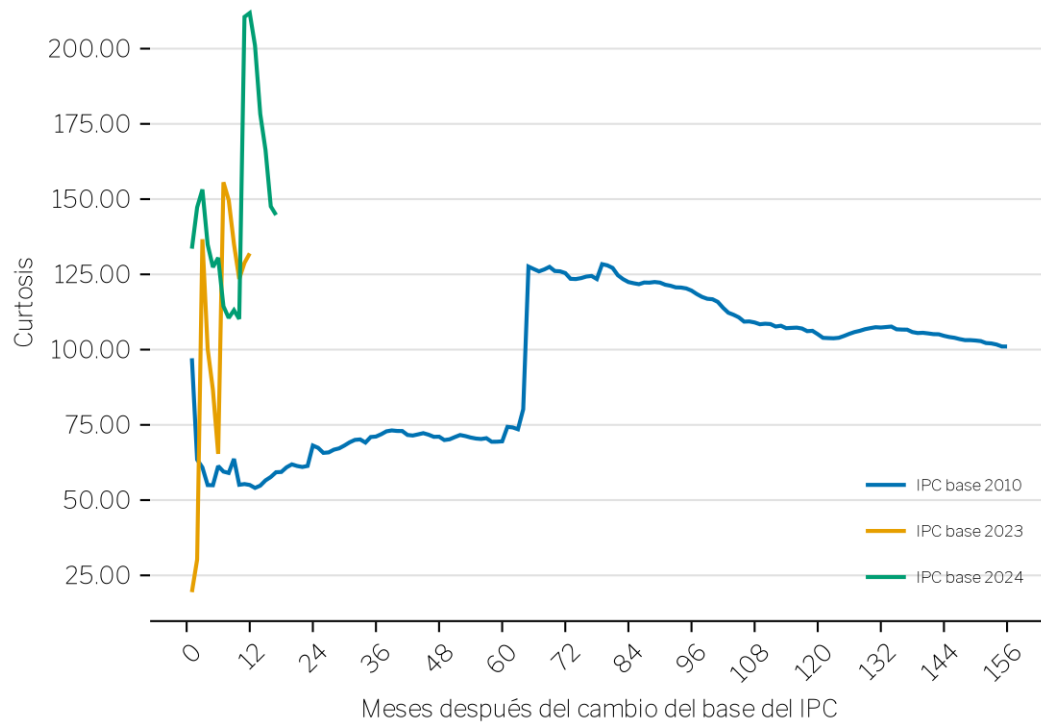


Figura 6. Evolución de la curtosis tras cambios de bases del IPC.

Fuente: elaboración propia.

Las diferencias de concentración en las colas entre la base 2010 y las bases 2023 y 2024 se pueden analizar con más detalle a través de la distribución acumulada de las variaciones intermensuales, la cual se presenta en el apéndice de la [Sección 9.3](#).

8. Conclusiones

La metodología de extensión sintética de muestra de los datos puede contribuir de manera significativa a ofrecer una estimación del comportamiento de la inflación, ya que permite mitigar las limitaciones de la metodología B-TIMA debidas a la escasez de información en la nueva base de datos del IPC. Al incrementar sintéticamente las observaciones disponibles, esta metodología de remuestreo permite aplicar la metodología de la B-TIMA sobre las nuevas bases de datos del IPC, facilitando un análisis más robusto para capturar las dinámicas subyacentes del fenómeno inflacionario.

La propuesta resulta acertada al extender la metodología B-TIMA a la nueva base del IPC, pues el ejercicio de calibración realizado replica aproximadamente los momentos de la distribución empírica de las bases 2023 y 2024 del IPC. En consecuencia, se cuenta actualmente con una herramienta metodológica validada que puede aplicarse de manera consistente en la evaluación de las medidas de inflación total y subyacente con los datos del IPC más recientes.

9. Apéndices

9.1 Sensibilidad del parámetro α

El parámetro α representa un factor de dispersión de la muestra expandida (observaciones *a priori* y observaciones recientes) que hace coincidir los momentos de la distribución sintética con los de la distribución empírica. Por lo tanto, α es sensible a la incorporación de nueva información en el procedimiento de calibración. En la [Figura 7](#) se ilustra el desplazamiento de las curvas de los momentos en función de α al utilizar datos disponibles únicamente hasta junio de 2025, en comparación con aquellas obtenidas empleando información hasta diciembre de 2025.

La [Figura 8](#) contrasta el comportamiento del MAPE en función del parámetro para dos cortes temporales: junio y diciembre. En el primer caso (junio), el error mínimo se localiza en $\alpha = 0.35$; no obstante, al extender la evaluación a diciembre, el óptimo se traslada a $\alpha = 1.1$.

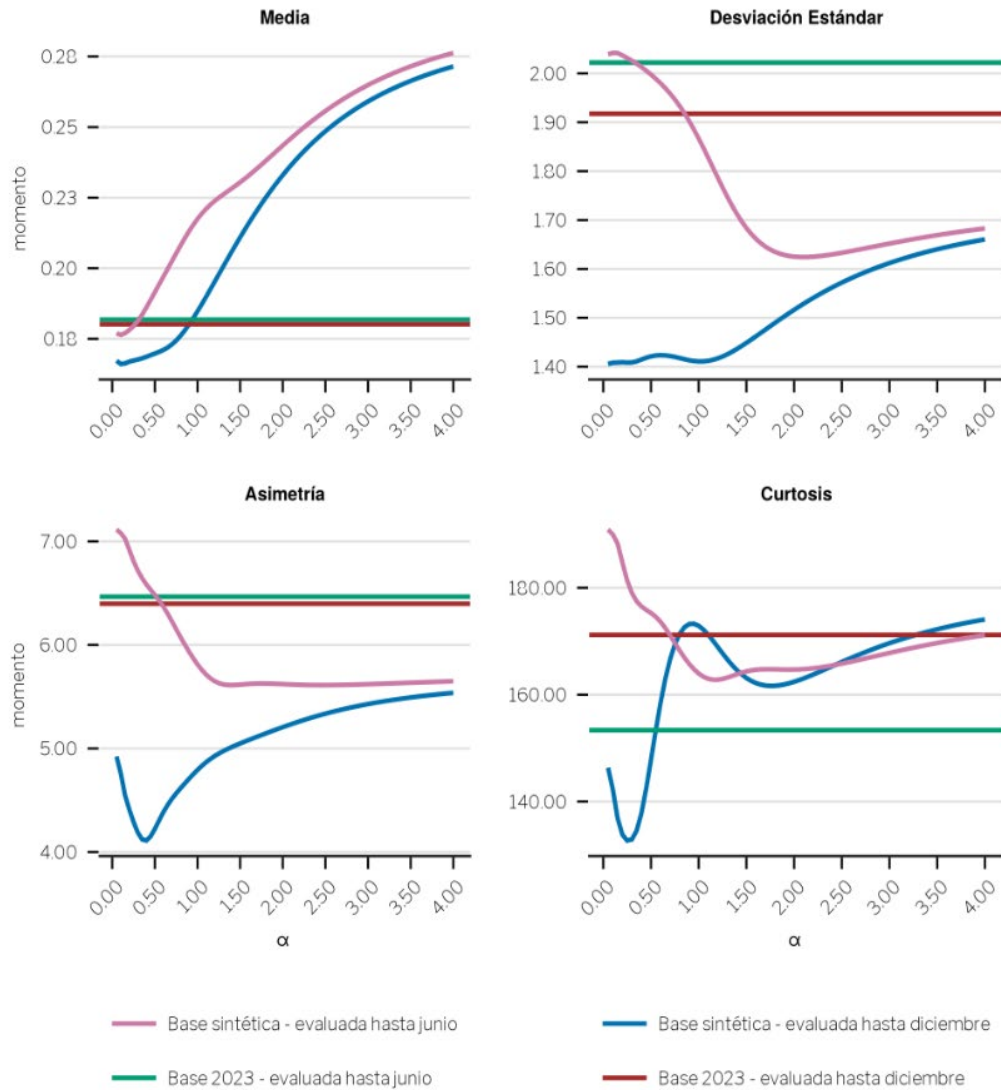


Figura 7. Primeros cuatro momentos de la distribución sintética según α y mes final de evaluación. Meses finales: junio y diciembre.

Fuente: elaboración propia.

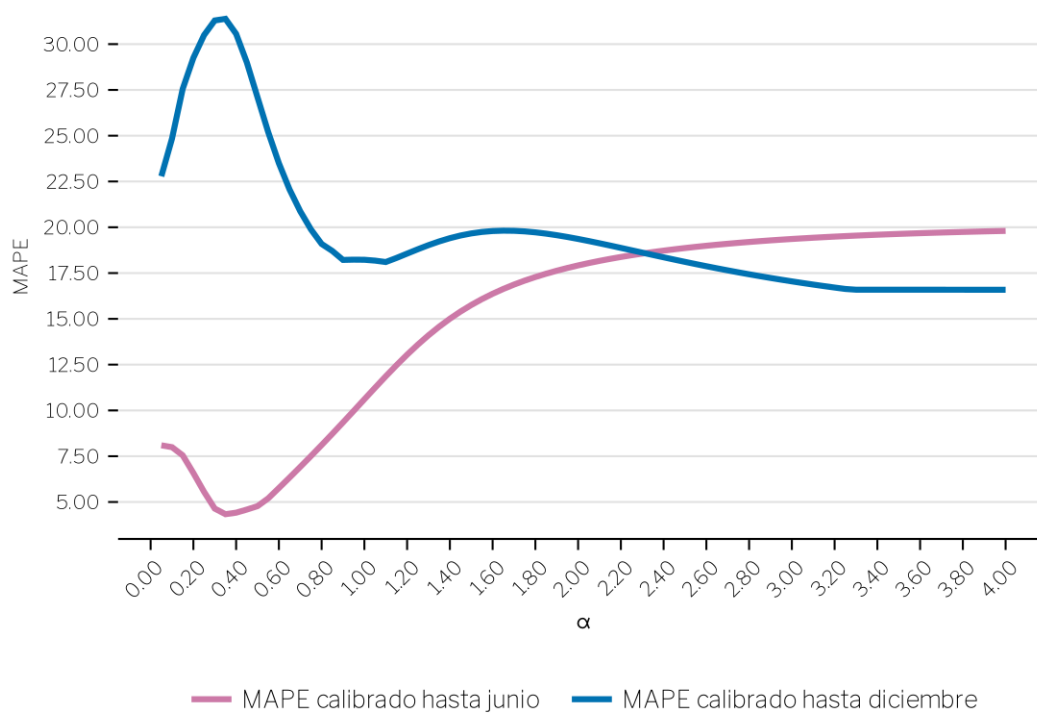


Figura 8. Error absoluto medio porcentual calibrado hasta junio y hasta diciembre 2025.
Fuente: elaboración propia.

El panel superior de la [Figura 9](#) ilustra los desplazamientos de la función de pérdida conforme se incrementa el tamaño de la muestra mediante la incorporación de datos mensuales, desde enero hasta diciembre. A pesar de los desplazamientos iniciales, el sistema exhibe una aparente convergencia, donde las funciones tienden a estabilizarse en un MAPE aproximado del 20.01%.

Complementariamente, el panel inferior de la misma figura analiza la dispersión entre las distintas funciones de pérdida, de acuerdo al aumento de observaciones. Se identifica que la variabilidad entre las funciones alcanza su punto mínimo en $\alpha = 2.45$, lo que define este valor como el umbral óptimo de estabilidad para el parámetro.

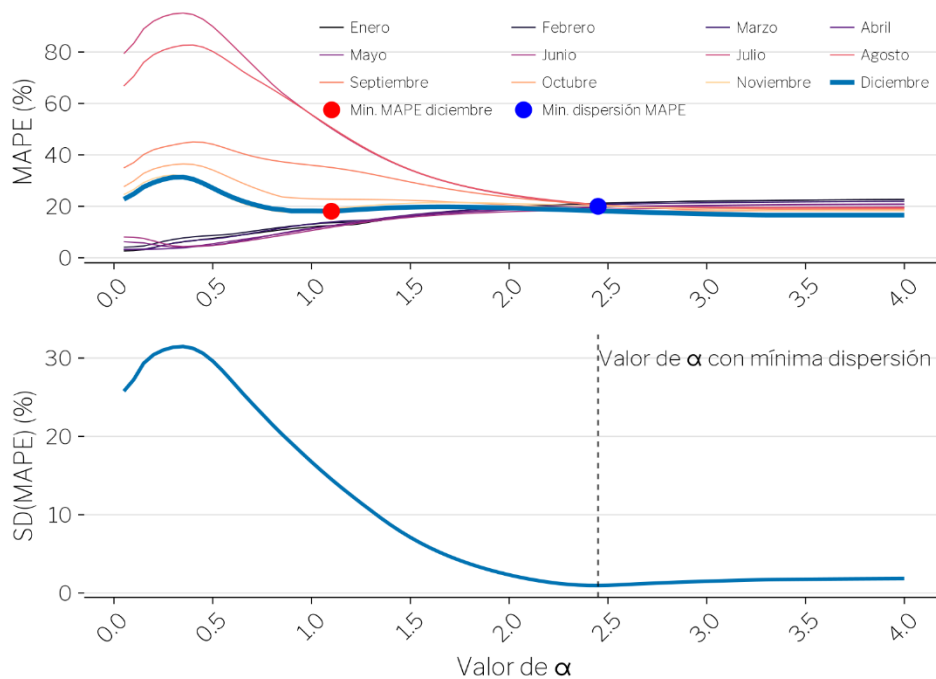


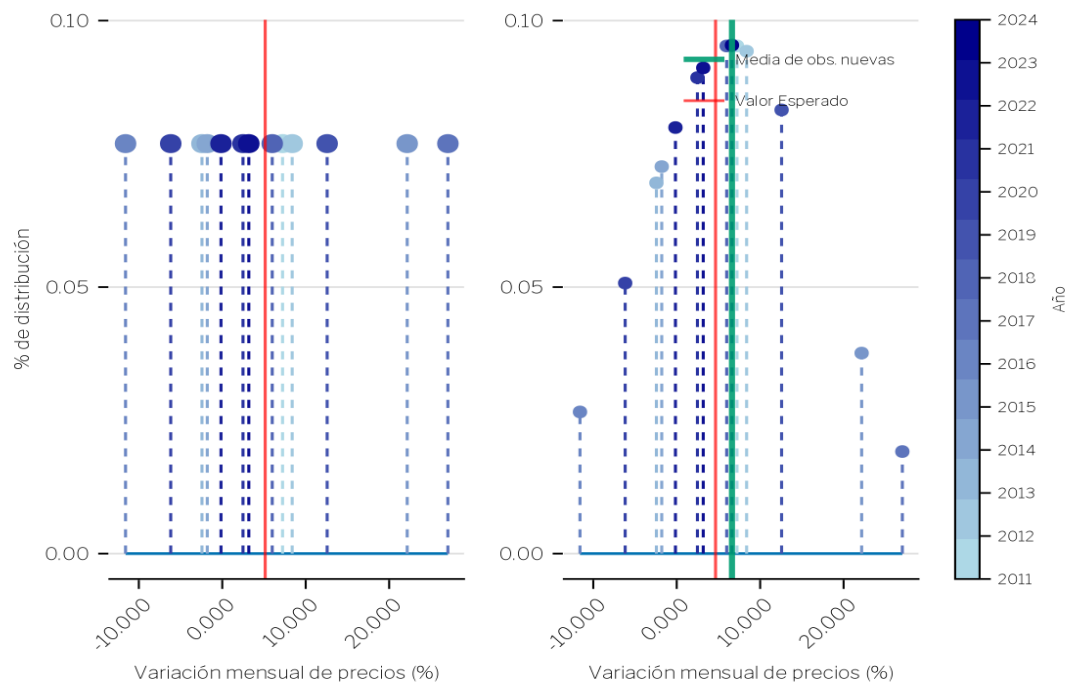
Figura 9. Curvas de MAPE para diferentes meses finales de calibración.
Fuente: elaboración propia.

9.2 Distribuciones empíricas ampliadas de productos en diciembre de 2025

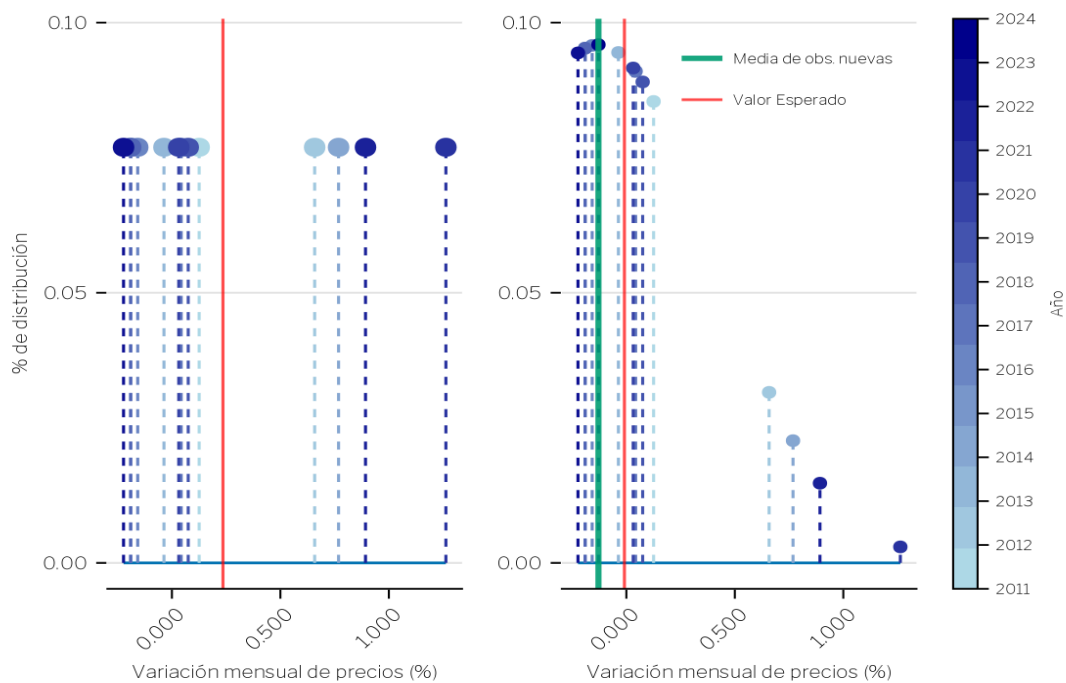
9.2.1 Distribuciones ampliadas de productos con mayor incidencia positiva

A continuación, se exhibe el proceso de ampliación de muestra de los productos con mayor incidencia positiva en diciembre de 2025, con el objetivo de ilustrar gráficamente dicho proceso.

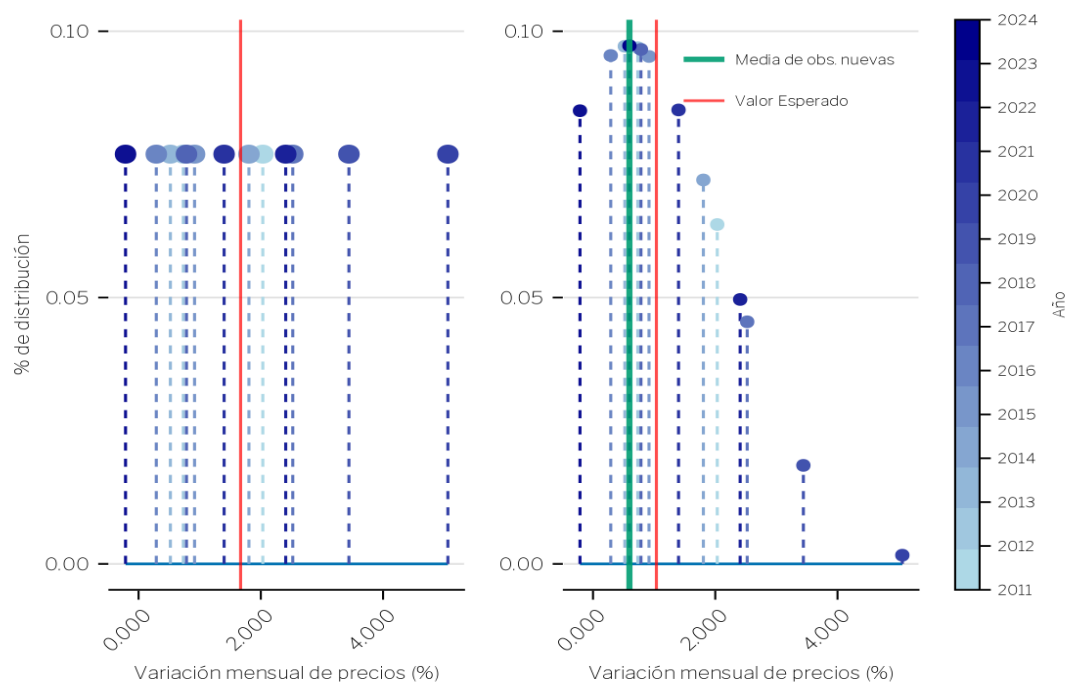
En la parte izquierda de cada una de las imágenes de la [Figura 10](#) se presenta la variación de los precios correspondiente al mes de diciembre de cada producto, considerando las bases 2010, 2023 y 2024. En la parte derecha se muestra la distribución sintética de dichas variaciones de precios, la cual es construida a partir de los nuevos pesos asignados.



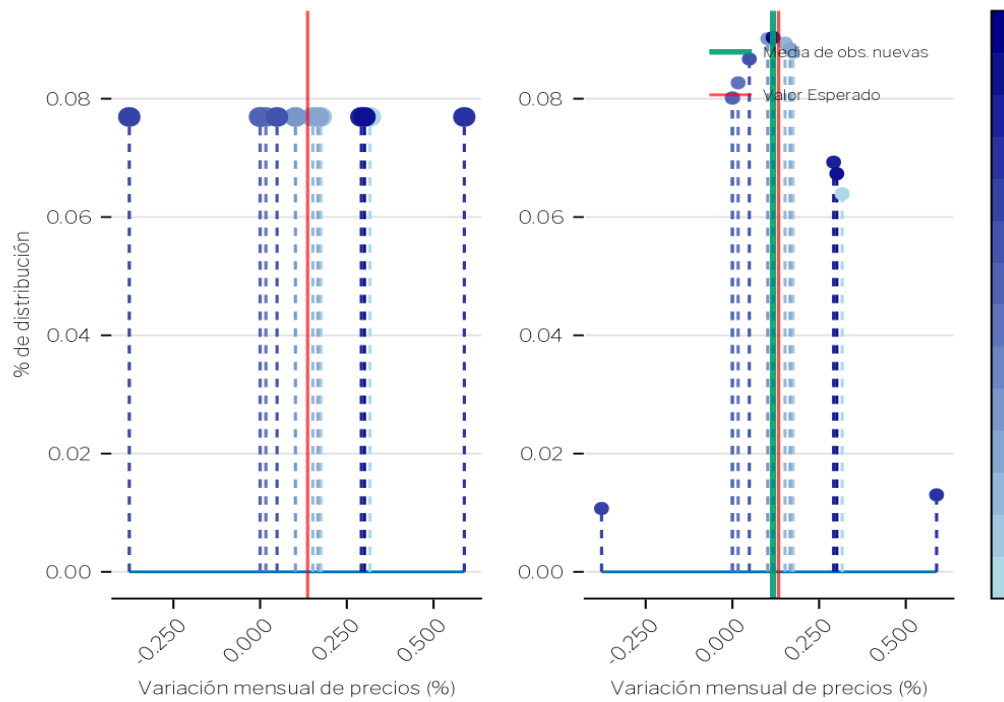
(Figura 10a) Tomate fresco



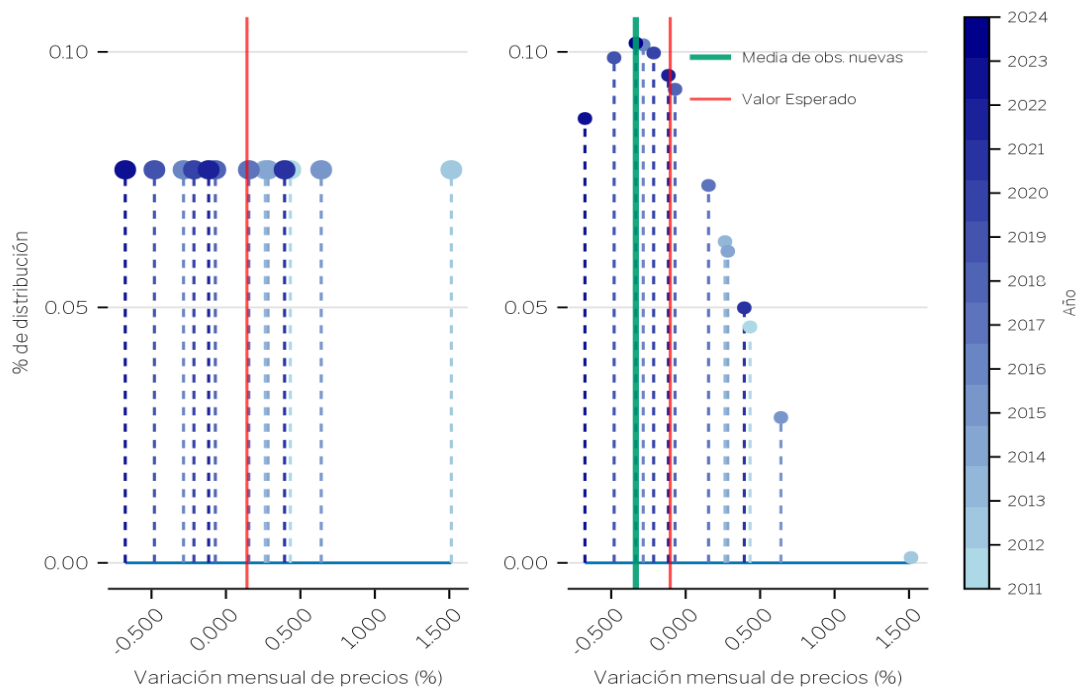
(Figura 10b) Carne fresca de res



(Figura 10c) Huevos de gallina



(Figura 10d) Almuerzo simple (bebida, carne y acompañamiento) excluye gaseosa



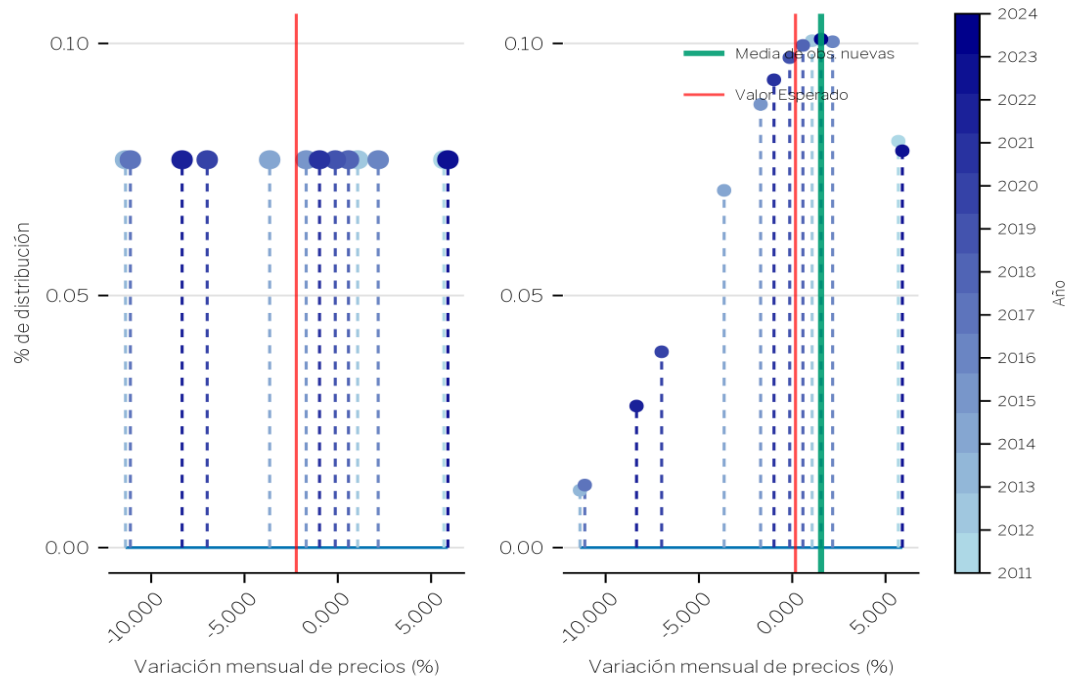
(Figura 10e) Gaseosas

Figura 10. Productos con mayor incidencia positiva en la variación mensual en diciembre de 2025.

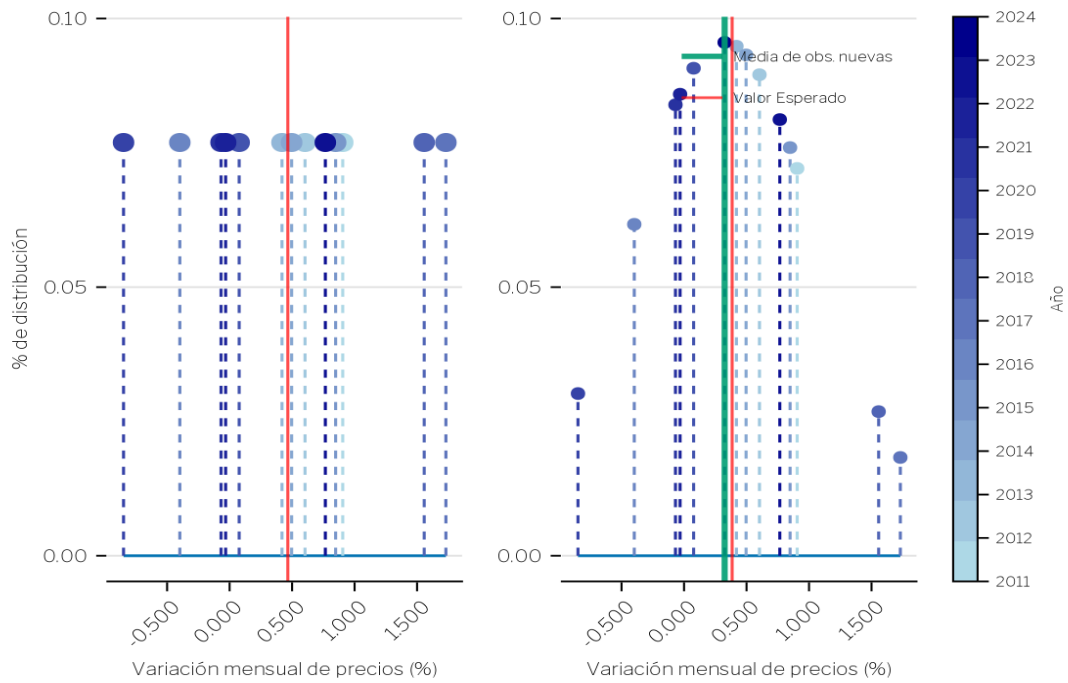
Fuente: elaboración propia.

9.2.2 Distribuciones ampliadas de productos con mayor incidencia negativa

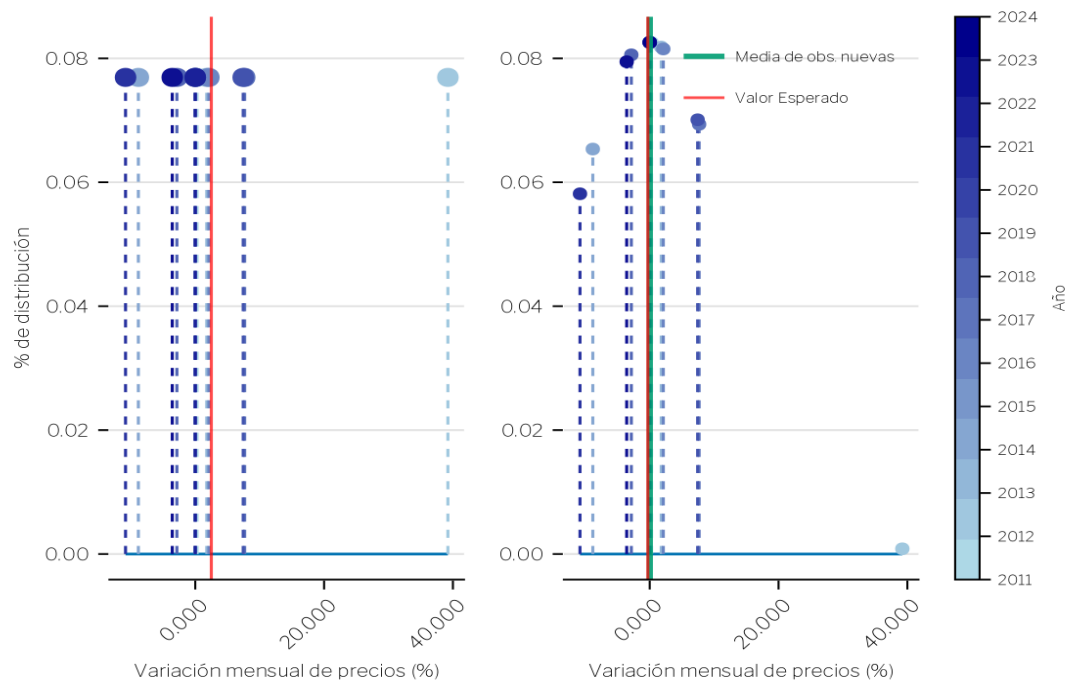
De manera análoga, se muestra el proceso de ampliación de muestra de los productos con mayor incidencia negativa en diciembre de 2025.



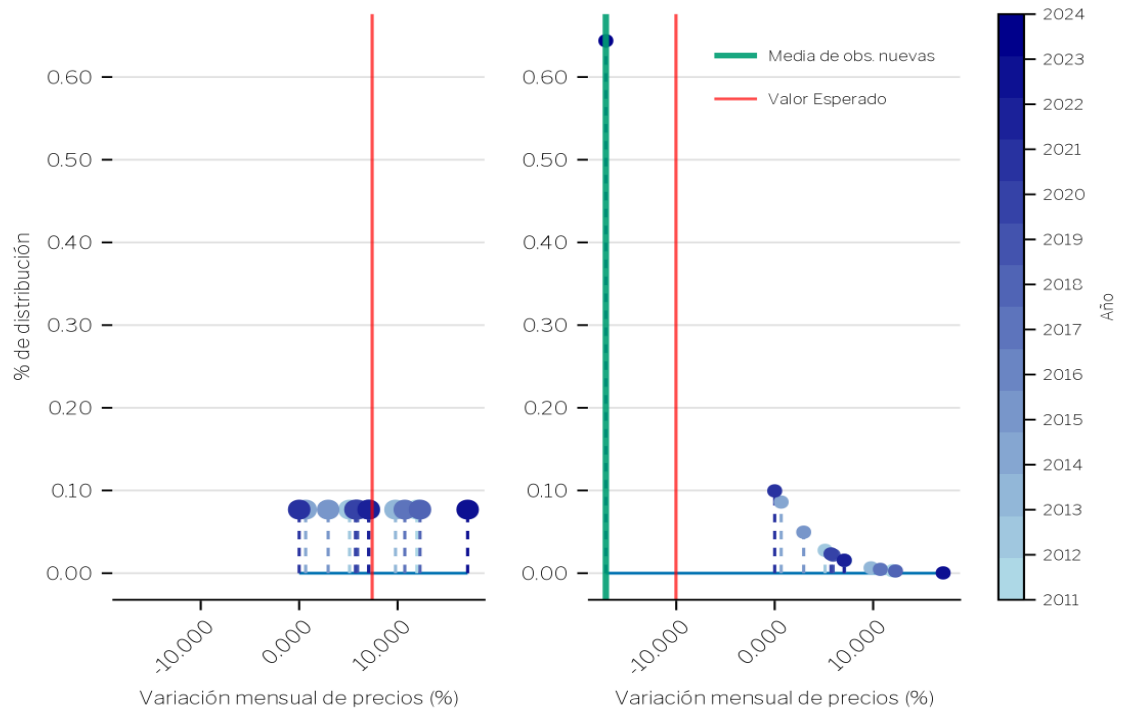
(Figura 11a) Cebollas



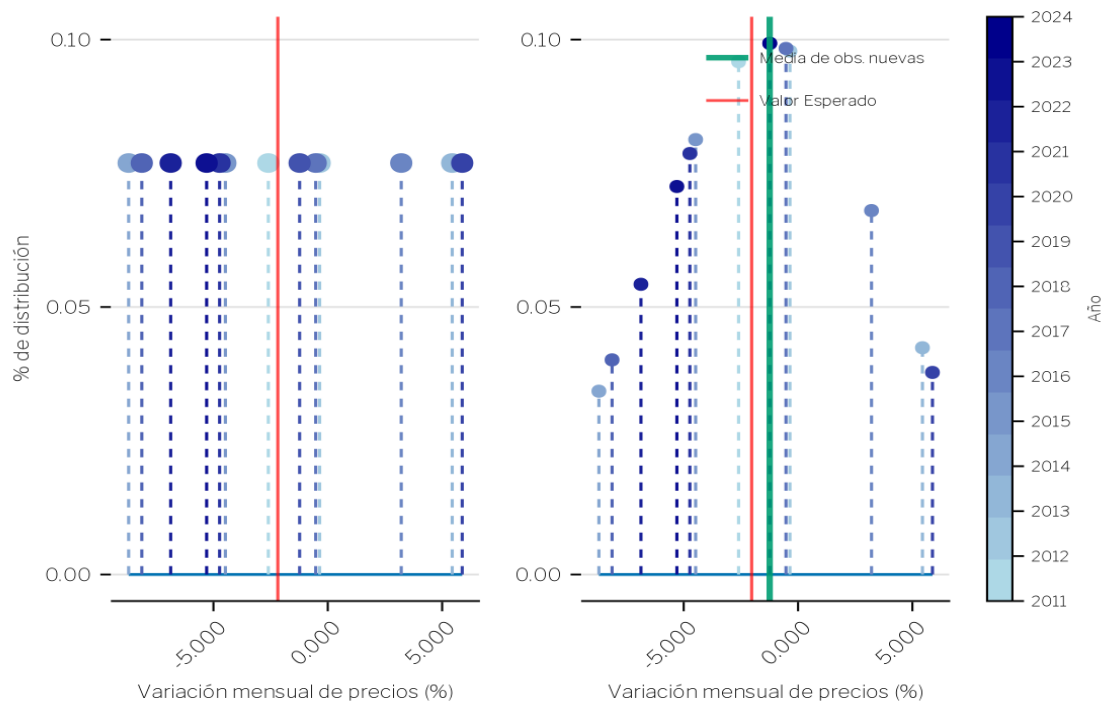
(Figura 11b) Tortillas



(Figura 11c) Gas propano en cilindro



(Figura 11d) Transporte aéreo de pasajeros



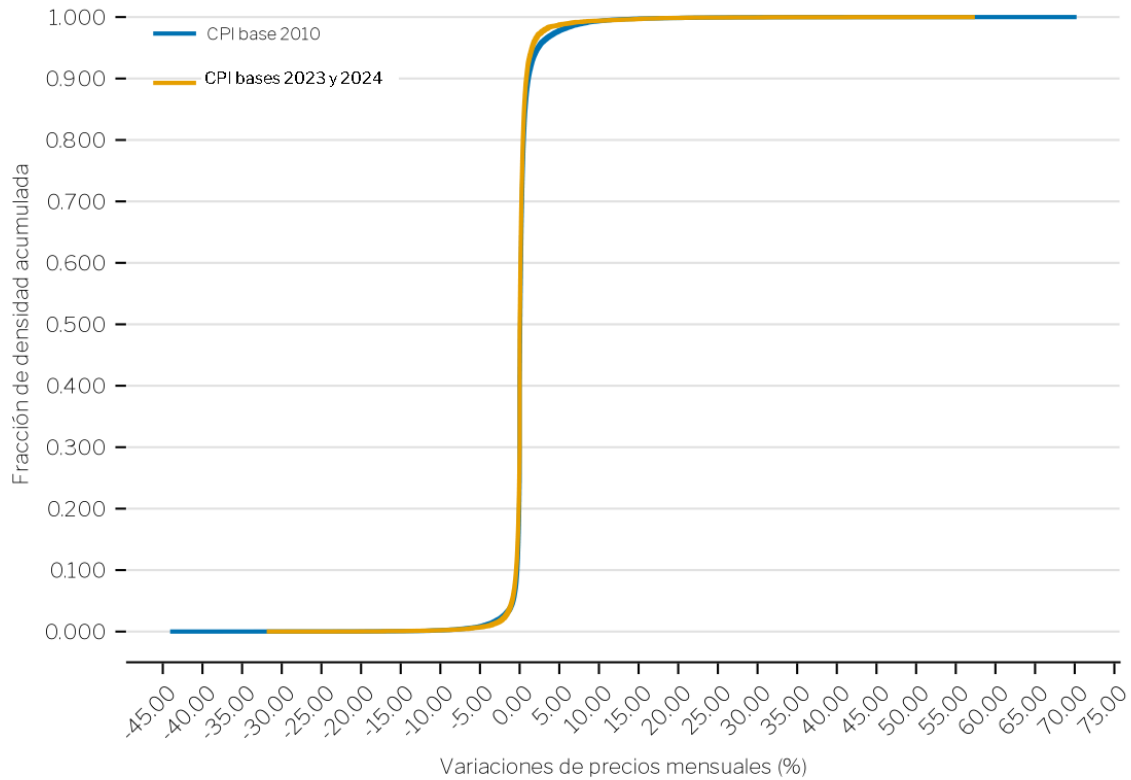
(Figura 11e) Gasolina

Figura 11. Productos con mayor incidencia negativa en la variación mensual en diciembre de 2025.

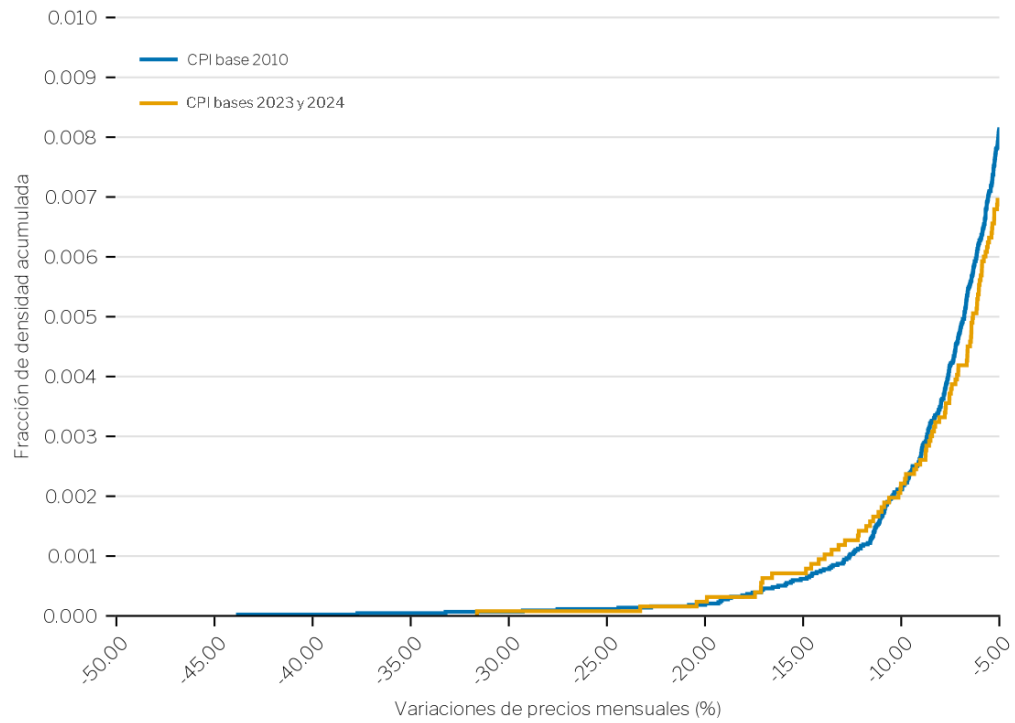
Fuente: elaboración propia.

9.3 Distribución acumulada

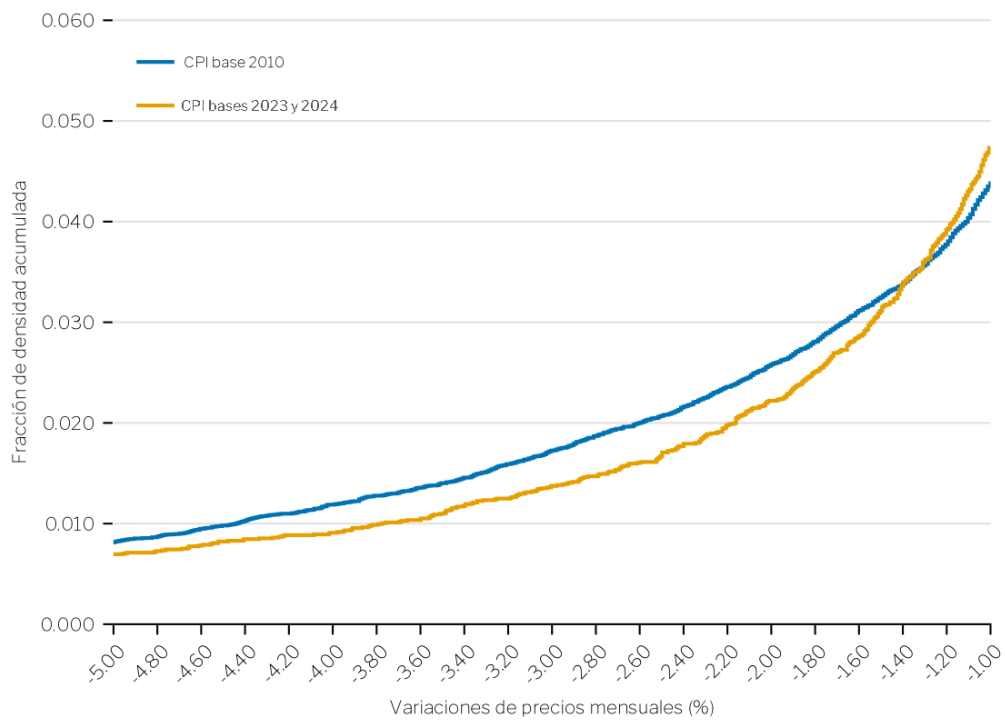
Se presentan las gráficas de la distribución empírica acumulada, las cuales permiten visualizar de manera clara la dispersión y concentración de los valores dentro de la base de datos. Estas representaciones facilitan la identificación de los segmentos que generan incrementos significativos en la curtosis, evidenciando la presencia de valores extremos o colas pesadas en la distribución.



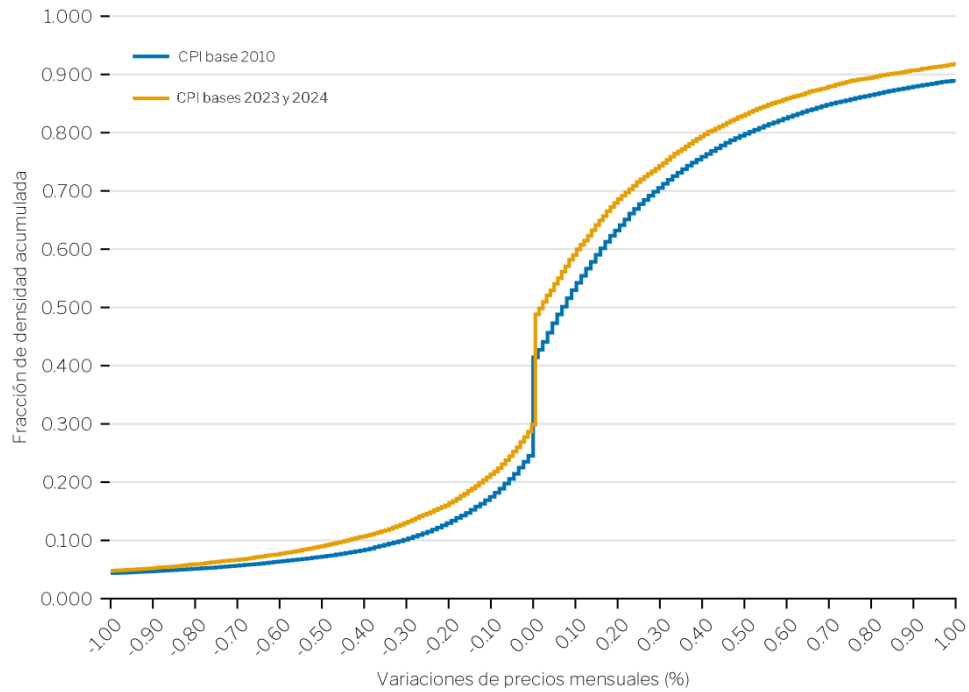
(Figura 12a) Zoom [-50, 75]



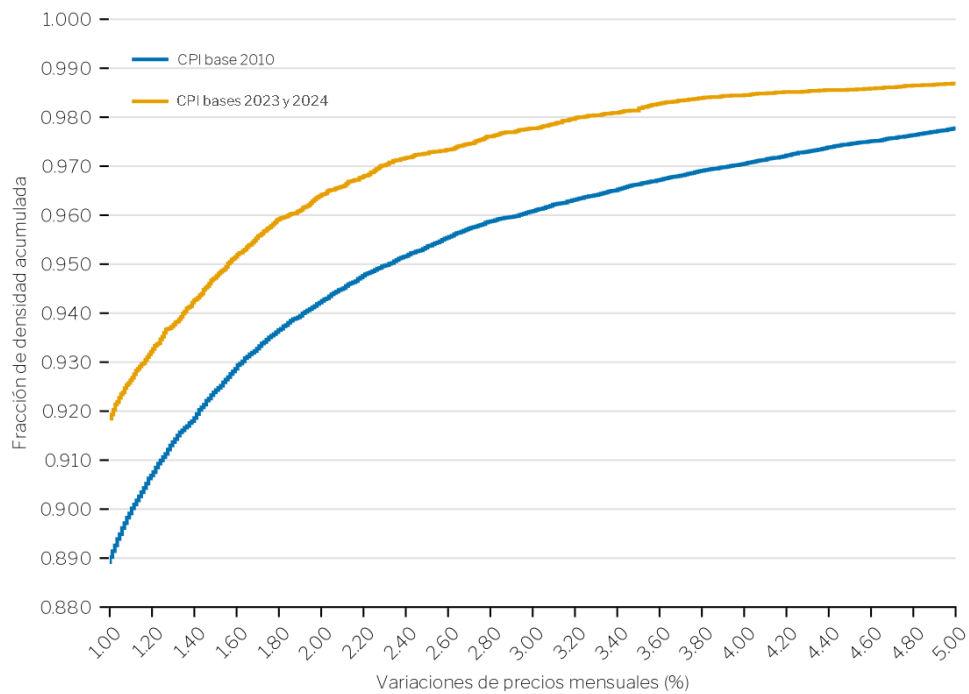
(Figura 12b) Zoom [-50, -5]



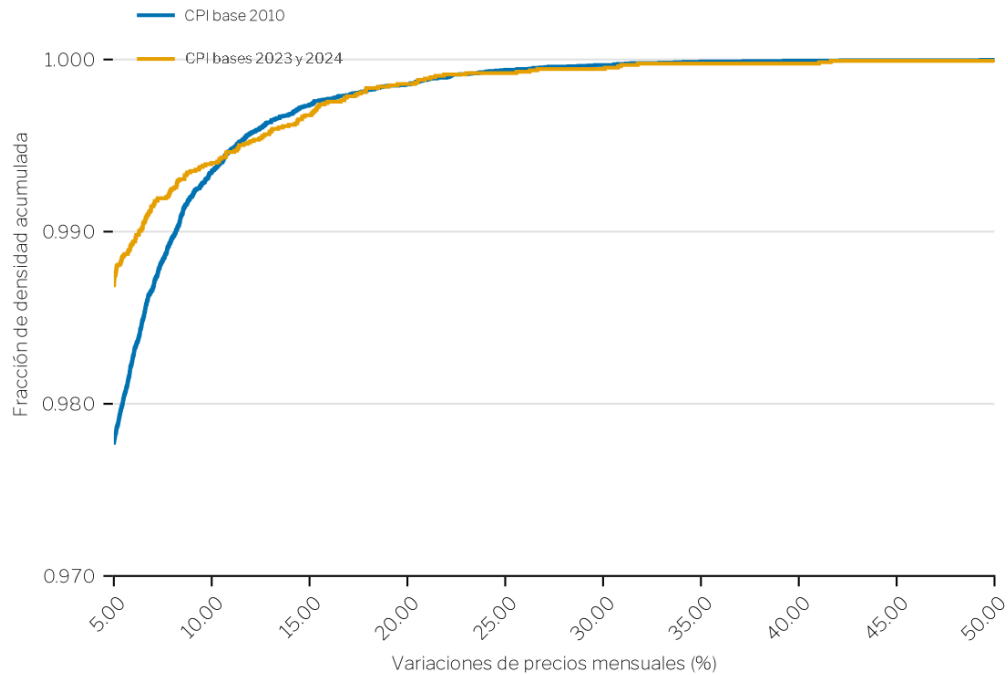
(Figura 12c) Zoom [-5, -1]



(Figura 12d) Zoom [-1, 1]



(Figura 12e) Zoom [-5, -1]



(Figura 12f) Zoom [5, 50]

Figura 12. Distribución transversal acumulativa empírica de los cambios de precios mensuales, de las bases 2010, 2023 y 2024

Fuente: elaboración propia.

Los rangos aproximadamente entre $[-20, -10]$ y $[10, 20]$ presentan una mayor probabilidad en comparación con la base anterior. Aunque sus valores no son sumamente altos en términos absolutos, siguen siendo considerablemente superiores, lo que los hace significativos en el aumento de la curtosis de la base 2023. Los ceros también contribuyen al aumento de la curtosis.

El procedimiento de ampliación sintética de muestra hace que en cada una de esas observaciones de las colas se imputen observaciones sintéticas. Por lo tanto, cabe esperar que la concentración en las colas de la distribución sintética aumente. Como consecuencia, cabe esperar que la concentración de valores en los extremos sea similar o mayor en la distribución sintética que en la distribución empírica, lo que se traduce en una mayor visibilidad de los efectos de los valores extremos sobre los indicadores agregados, como el IPC.

10. Referencias

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang. (2023). "Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach". *Latin American Journal of Central Banking* 4 (diciembre): 100099. <https://doi.org/10.1016/j.latcb.2023.100099>.

Graf, Brian. (2020). *Consumer Price Index Manual, 2020: Concepts and Methods*. USA: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484354841.069>.

Instituto Nacional de Estadística. (2023). "Aspectos metodológicos y cambio de año base".

Roger, Scott. 1997. "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96". *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*, n.º G97/7.

Tendencia estocástica en la metodología B-TIMA

Corrigendum: Una revisión del proceso

Rodrigo Chang y Rubí Ramírez
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

1. Resumen

El procedimiento de aplicación de una tendencia estocástica a la trayectoria de inflación tendencial en la metodología B-TIMA (Castañeda y Chang 2023) surge con la finalidad de someter a las medidas de inflación a un entorno de evaluación más realista, caracterizado por movimientos generalizados en la distribución de variaciones intermensuales a través de un proceso exógeno. Se considera que esta característica de la metodología es fundamental para garantizar que las medidas de inflación subyacente seleccionadas sean robustas frente a choques persistentes y no estacionarios en los precios. Sin embargo, la aplicación de la metodología B-TIMA a las bases de datos del Índice de Precios al Consumidor (IPC) 2023 y 2024¹ de Guatemala ha puesto de manifiesto una debilidad conceptual en la estimación de las métricas de error utilizadas en calibraciones previas.

El análisis muestra que la metodología original condiciona la estimación de las métricas de error a una única trayectoria de tendencia estocástica, lo que puede comprometer la robustez de los resultados. Esta nota técnica tiene como objetivo evidenciar empíricamente la influencia que tiene el condicionamiento a una sola realización del proceso de caminata aleatoria en la estimación de las métricas de error, cuando la muestra es limitada. En este contexto, esta nota técnica ofrece una solución basada en la forma teórica correcta de estimación de las métricas de error, la cual es factible para futuras calibraciones de medidas de inflación subyacente utilizando la metodología B-TIMA. Utilizando este enfoque, se obtienen estimaciones de las métricas de evaluación más representativas y robustas.

2. Introducción

Como se describe en Castañeda y Chang (2023), la incorporación de un componente de tendencia estocástica en la dinámica de las variaciones de precios permite someter a las medidas de inflación a un entorno de evaluación por simulación más realista. Al considerar perturbaciones estocásticas de carácter persistente en el fenómeno inflacionario, esta característica de la metodología promueve que la calibración posea robustez frente a las irregularidades estructurales inherentes a las series de variaciones de precios. En este marco, el desempeño de los estimadores muestrales de inflación se cuantifica mediante funciones de pérdida tales como el error medio absoluto, el coeficiente de correlación y, especialmente, la raíz del error cuadrático medio. La obtención de estas métricas demanda

¹ Las bases 2023 y 2024 se construyen a partir de la misma Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares; sin embargo, presentan diferencias en cuanto al período base de referencia. En particular, la base 2023 utiliza como período base diciembre de 2023, mientras que la base 2024 considera como período base el promedio anual de enero a diciembre de 2024.

la estimación de sus respectivos valores esperados dentro del período de calibración, condicionando a los datos observados y otros supuestos de la metodología.

Anteriormente, durante el trabajo de calibración realizado con los datos de la base del IPC 2010, se computaba el valor esperado condicional a una única realización del factor de tendencia estocástica, de acuerdo con Castañeda y Chang (2023, 8-10). No obstante, al producirse un cambio de base en el año 2023, las observaciones disponibles en la nueva base de datos disminuyeron drásticamente. Por lo tanto, las métricas de desempeño estimadas se vieron afectadas significativamente y, en algunos casos, esto resultó en calibraciones sesgadas.

El objetivo de este artículo es evidenciar empíricamente la influencia que tiene el condicionamiento a una única realización del factor de tendencia estocástica en la estimación de las métricas de desempeño en una muestra con pocas observaciones. A su vez, en esta metodología se ofrece una solución basada en la forma teórica correcta de estimación de las métricas de error, que consiste en considerar múltiples realizaciones del factor de tendencia estocástica para la estimación de las métricas de desempeño.

El contenido de la nota técnica se organiza de la siguiente manera: la [Sección 3](#) aborda de manera conceptual la idea detrás de la tendencia estocástica y describe de manera sucinta la forma correcta de estimar las métricas de error por efecto de aplicar el factor de tendencia estocástica a las variaciones intermensuales de índices de precios. Asimismo, se discuten brevemente las implicaciones estadísticas del problema. En la [Sección 4](#) se evidencian los efectos de la estimación de métricas de desempeño condicionadas a una única realización del factor de tendencia estocástica derivados de la corta longitud de las bases 2023 y 2024. La [Sección 5](#) presenta la solución implementada de acuerdo a la fundamentación teórica. Finalmente, en la [Sección 6](#), se exponen las conclusiones más destacadas.

3. Problema conceptual con la tendencia estocástica

De acuerdo a Castañeda y Chang (2023), en la metodología B-TIMA, el ejercicio de simulación incorpora un factor de tendencia estocástica de caminata aleatoria que representa choques persistentes y cambiantes en los precios. Este enfoque permite analizar cómo las distintas medidas de inflación responden y se ajustan ante perturbaciones que varían en el tiempo. Al vincular explícitamente esta tendencia estocástica con la tasa de inflación, el procedimiento garantiza que la evaluación de los estimadores se realice en un contexto donde la inflación no sigue una trayectoria uniforme, sino que está influida por choques aleatorios y persistentes propios de una economía real.

El modelo incorpora un factor de tendencia estocástica basado en una caminata aleatoria que se aplica multiplicativamente a las variaciones intermensuales. Este factor se aplica de forma condicional a los cambios de precios de modo que, cuando el cambio poblacional es positivo, la tendencia estocástica lo amplifica; cuando es negativo, no lo altera. Matemáticamente, la tendencia estocástica $y_{i,t}$ se expresa como se indica en la [Ecuación 1](#). La estrategia de aplicar el factor de tendencia de manera condicional garantiza que un aumento en la tendencia estocástica eleve o disminuya de manera inequívoca la inflación poblacional, de tal manera que un estimador de la inflación tendencial (o subyacente) adecuado debe ser capaz de seguir dichos movimientos (Castañeda y Chang 2023).

$$y_{i,t} = \begin{cases} e^{\rho_t}, & \text{if } v_{i,t} > 0 \\ 1, & \text{if } v_{i,t} \leq 0 \end{cases} \quad \text{Ecuación (1)}$$

Donde $v_{i,t}$ es la variación intermensual de precios del producto i del IPC en el período t . Y el factor de tendencia estocástica ρ_t se modela como una caminata aleatoria; es decir, un proceso estocástico no estacionario que evoluciona a lo largo del tiempo, de acuerdo a la dinámica descrita en la [Ecuación 2](#).

$$\rho_t = \rho_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho_0 = 0, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad \text{Ecuación (2)}$$

El valor de σ_ε^2 se calibra utilizando la varianza muestral del promedio móvil de 12 meses de las diferencias de la inflación intermensual del IPC, con el objetivo de que la volatilidad del *shock* estocástico del modelo reproduzca la volatilidad de la tendencia inflacionaria observada en los datos históricos de Guatemala. Por simplicidad, en adelante se denomina al factor de tendencia estocástica que corresponde a las variaciones intermensuales positivas como $x_t = e^{\rho_t}$.

Los estimadores de inflación son evaluados bajo ciertas métricas de desempeño, como el valor absoluto medio, el coeficiente de correlación y, en particular, la métrica de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE por sus siglas en inglés). En general, sea Z la métrica de desempeño medida en el período de evaluación de medidas de inflación subyacente.

En la simulación propuesta en la metodología B-TIMA se utilizan varios supuestos de simulación, tales como la definición de inflación poblacional a partir de los datos desagregados, el conjunto de datos disponibles y sus funciones de densidad de remuestreo de *bootstrapping*, el factor de tendencia estocástica X , etc. Estos supuestos de simulación se pueden representar de manera general como un conjunto de supuestos $\{\theta, X\}$, los cuales encapsulan todas las decisiones y condiciones bajo las cuales se realiza la simulación. En general, θ representa el conjunto de supuestos de la metodología B-TIMA, excepto la variable aleatoria que representa el factor de tendencia estocástica, X .

La metodología original en Castañeda y Chang (2023) condiciona la estimación del valor esperado de Z a una única realización del factor de tendencia estocástica; es decir, a una realización específica de X . Esto se expresa como en la [Ecuación 3](#), donde se llama W al valor esperado de Z , condicionado a una realización específica de X .

$$W = \mathbb{E}[Z|\theta, X = x_t]. \quad \text{Ecuación (3)}$$

Este proceso artificial de caminata aleatoria estocástica se generaba una única vez con los datos poblacionales (los datos observados en el esquema de *bootstrapping* de la herramienta). Luego, se empleaba la misma realización en el muestreo de *bootstrapping* de los datos de la base del IPC 2010, dentro del proceso de simulación. Posteriormente, la métrica con la que se comparaban los estimadores de inflación para esta base eran los valores estimados de W , [Ecuación 4](#).

$$\hat{W} = \sum_{b=1}^B Z_b | \{\theta, X = x_t\}, \quad \text{Ecuación (4)}$$

Es decir, al calificar el desempeño de los estimadores de inflación, los resultados se condicionaban a una realización particular de x_t .

Si la distribución de una variable cambia, los momentos que la caracterizan, como el valor esperado y la varianza, también pueden modificarse. Estimar una métrica condicionada en un solo proceso de caminata aleatoria constituye un problema, especialmente en el contexto del cambio de base del IPC, en el que se cuenta con una limitada muestra histórica para la nueva base. Esto es así puesto que, por definición, un proceso de caminata aleatoria ([Ecuación 2](#)) es persistente, por lo que en horizontes temporales cortos, la serie $y_{i,t}$ no necesariamente se estabiliza alrededor de uno. Como resultado, los momentos estimados a partir de una única trayectoria pueden diferir sustancialmente de los de la distribución subyacente, generando estimaciones erráticas. Este comportamiento se valida empíricamente como se muestra en la [Sección 4](#). Esta inestabilidad compromete la robustez de la métrica al quedar sujeta a sesgos significativos de subestimación o sobreestimación.

De hecho, Castañeda y Chang (2023) buscan estimar por simulación el valor esperado R de Z bajo los supuestos de la metodología, [Ecuación 5](#). Es decir, este valor esperado representa la métrica de desempeño bajo los supuestos de la metodología, pero sin condicionar a una única realización del factor de tendencia estocástica.

$$R := \mathbb{E}[Z|\theta]. \quad \text{Ecuación (5)}$$

Por lo tanto, la estimación correcta de R conlleva repetir el proceso de cómputo con múltiples realizaciones de la caminata aleatoria como se expresa en la [Ecuación 6](#), en la cual, se aplica la ley de expectativas iteradas para obtener el valor esperado de Z sin condicionar a una única realización del factor de tendencia estocástica.

$$R = \mathbb{E}[Z|\theta] = \mathbb{E}_X[\mathbb{E}(Z|\theta, X)]. \quad \text{Ecuación (6)}$$

Más adelante, la evidencia empírica de la [Sección 4](#) sugiere que la aproximación de $R \approx W$ es razonable en el contexto de la base del IPC 2010 debido a que dicha base contaba con un número considerable de observaciones. Esto permitía que la realización específica de x_t oscilara alrededor de un factor igual a uno y, por lo tanto, aunque se utilizaba $\hat{W}$ para medir el desempeño de los estimadores de inflación (en vez de $\hat{R}$), esto no afectaba significativamente el ordenamiento entre los estimadores.

Sin embargo, este fenómeno no se observó al aplicar la metodología original de Castañeda y Chang (2023) a los datos del IPC base 2023 y 2024, como se evidencia en la [Sección 4](#). Por lo tanto, la estimación correcta de R implica obtener una muestra de $W_1, W_2, \dots, W_K$, donde cada W_k representa el valor esperado de Z condicionado a una realización específica del factor de tendencia estocástica $X = x_t^{(k)}$. Luego, se puede estimar R promediando estos valores de W_k a través de las diferentes realizaciones del factor de tendencia estocástica, como se muestra en la [Ecuación 7](#).

$$\hat{R} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K W_k = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \mathbb{E} \left(Z | \theta, X = x_t^{(k)} \right). \quad \text{Ecuación (7)}$$

En la siguiente sección se evidencia empíricamente la influencia que tiene el condicionamiento a una única realización del factor de tendencia estocástica en la estimación de las métricas de desempeño durante la calibración de las medidas de inflación subyacente en las bases 2023 y 2024 del IPC de Guatemala.

4. Evidencia empírica del problema

Dadas las implicaciones estadísticas y el contexto histórico expuestos en la [Sección 3](#), en esta sección se busca evidenciar empíricamente las consecuencias de aplicar una única realización del factor de tendencia estocástica a las variaciones intermensuales en las bases 2023 y 2024 del IPC.

En el ejercicio de calibración de estimadores de inflación subyacente realizado en 2025 se planteó un escenario para realizar las respectivas calibraciones. En él se utilizó el procedimiento de remuestreo de *bootstrapping* por simulación, de acuerdo con la extensión de la metodología B-TIMA (Castañeda y Chang, 2023), presentada en la nota técnica “Extensión de la metodología B-TIMA para las nuevas bases 2023 y 2024 del IPC en Guatemala” (Chang y Ramírez, 2026). En este escenario se utilizan los datos observados de las nuevas bases del IPC; es decir, de diciembre de 2024 hasta octubre de 2025. Este período de calibración inicia a partir de que concluye el período de transición del cambio de base y termina hasta el último dato observado al momento de realizar el ejercicio de calibración.

En el escenario propuesto se utilizan dos realizaciones distintas del factor de tendencia estocástica (véase la [Figura 1](#) y [Figura 2](#)). La primera realización del factor de tendencia ([Figura 1](#)) se computa de acuerdo a la [Ecuación 1](#) y a la [Ecuación 2](#). Esta realización tiene la particularidad de que, en las fechas comprendidas en el escenario, el factor de tendencia estocástica en promedio es menor que uno, disminuyendo hasta un valor de 0.835. Por su parte, la [Figura 2](#) presenta una realización alternativa del factor de tendencia estocástica, la cual se obtiene a partir de la realización original ([Figura 1](#)), de tal manera que el promedio durante los períodos del escenario fuera más cercano a uno.

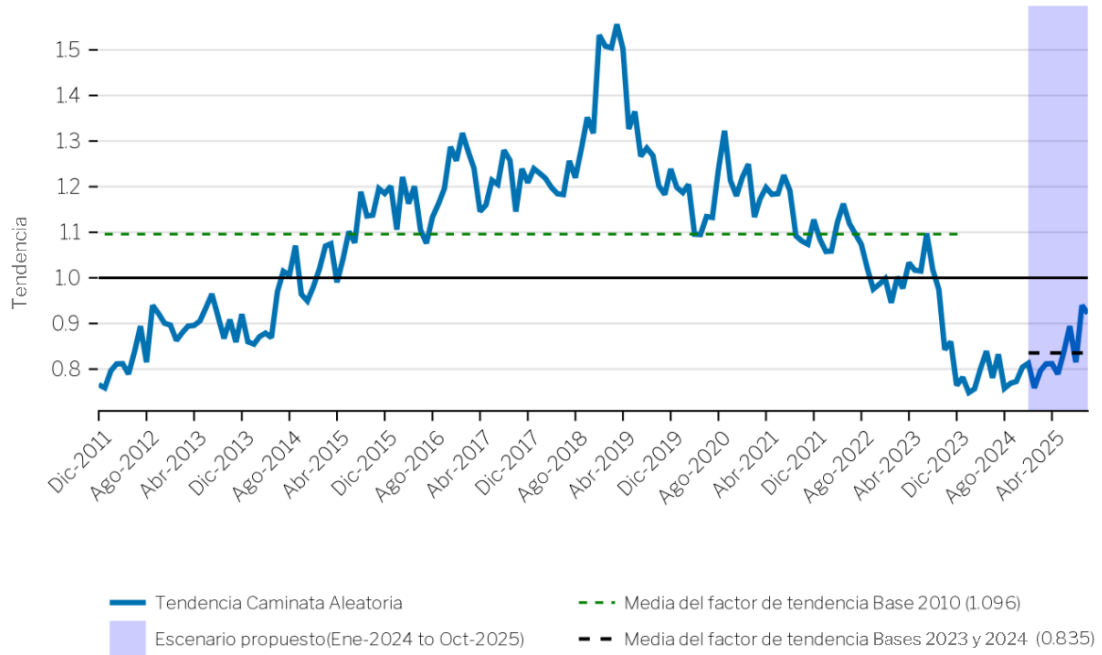


Figura 1. Primera realización del factor de tendencia estocástica computado de acuerdo a la [Ecuación 1](#).

Fuente: elaboración propia.

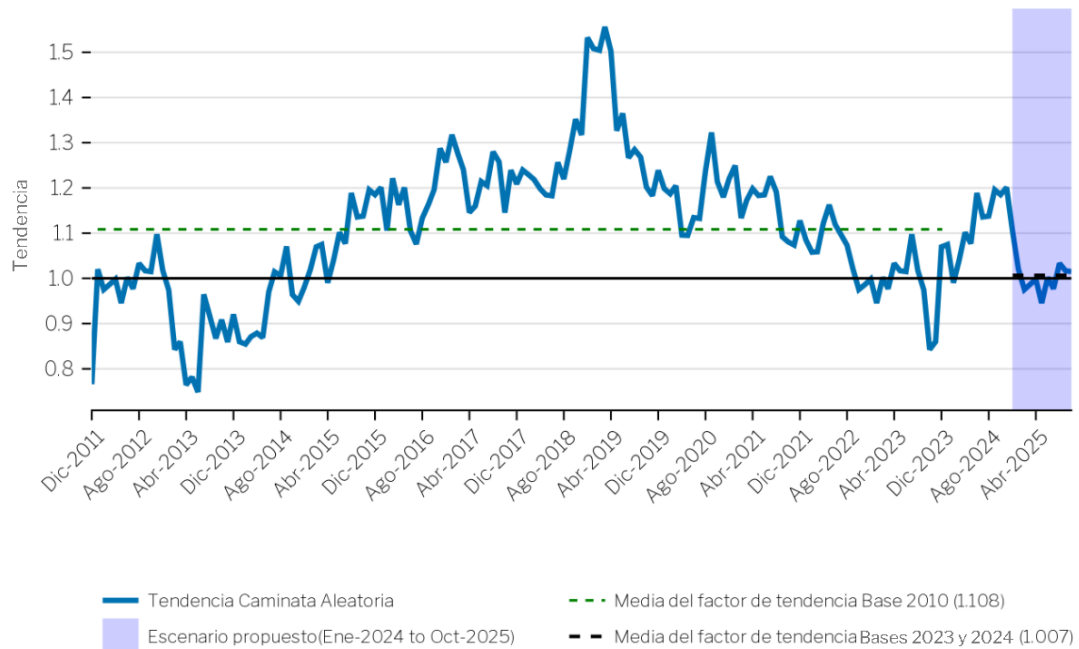


Figura 2. Realización alternativa del factor de tendencia estocástica, modificado a partir de la realización original.

Fuente: elaboración propia.

Posteriormente, el procedimiento de calibración consiste en evaluar las medidas de inflación condicionadas a cada una de las realizaciones del factor de tendencia estocástica. En particular, se busca optimizar el RMSE de las medidas de inflación basadas en percentiles pues estas son suficientemente simples como indicadores de inflación subyacente y permiten ejemplificar más fácilmente el problema con el condicionamiento del factor de tendencia estocástica a una sola realización. De esta manera, se obtienen dos medidas de inflación subyacente “óptimas”, de acuerdo con cada realización del factor de tendencia estocástica. Luego, se hace la comparación de los resultados de las calibraciones de las medidas.

Para este procedimiento de calibración exploratorio, se optó por medidas basadas en percentiles, una decisión que se fundamenta en la [Sección 7.1](#).

La [Tabla 1](#) muestra los resultados del RMSE de los percentiles equiponderados con menor RMSE en el escenario propuesto de calibración y para cada una de las realizaciones del factor de tendencia estocástica ([Figura 1](#) y [Figura 2](#)). Este resultado evidencia que la aplicación de los factores de tendencia estocástica específicos en el proceso de selección de estimadores de inflación subyacente puede derivar en estimadores sesgados. Por lo tanto, es importante aplicar el método de corrección descrito en la [Sección 3](#), en el proceso de simulación para la calibración de indicadores de inflación.

	Medida óptima	RMSE
Factor de tendencia 1	Percentil equiponderado 57.0	0.063
Factor de tendencia 2	Percentil equiponderado 63.0	0.073

Tabla 1. Resultados de la calibración de percentiles óptimos bajo diferentes realizaciones del factor de tendencia estocástico.

Fuente: elaboración propia.

5. Solución al problema

Hasta este punto, se identificó empíricamente la deficiencia teórica del procedimiento original de Castañeda y Chang (2023) al aplicarla en las bases 2023 y 2024 del IPC de Guatemala. Por lo tanto, para corregir este problema se aplica la solución descrita en la [Sección 3](#). Esta solución consiste en obtener una muestra de realizaciones del factor de tendencia estocástica y, para cada una de estas realizaciones, obtener la métrica de desempeño Z condicionada a cada realización del factor de tendencia estocástica. Es decir, obtener W_k para cada realización k del factor de tendencia estocástica. Luego, se promedia esta muestra de W_k para obtener una estimación de R , la cual es la métrica de desempeño sin condicionar a una única realización del factor de tendencia estocástica.

En otras palabras, se aplica la ley de expectativas iteradas para obtener el valor esperado de Z sin condicionar a una única realización del factor de tendencia estocástica, lo que conduce a una estimación más robusta de R , la cual toma en cuenta la variabilidad de las

realizaciones del factor de tendencia estocástica y, por lo tanto, es más robusta frente a los choques que mueven la distribución de variaciones de precios observadas.

Para ejemplificar la solución, se obtuvieron diez realizaciones del factor de tendencia estocástica, con las cuales obtuvieron resultados del RMSE en la configuración del escenario propuesto (período de calibración entre diciembre de 2024 y octubre de 2025). La [Tabla 2](#) muestra la medida de inflación óptima basada en percentiles equiponderados para dicho escenario. Al comparar estos resultados con los obtenidos previamente en la [Tabla 1](#) se puede ver que el percentil óptimo obtenido con la nueva metodología (percentil equiponderado 61.5) corrige la subestimación presente en la estimación anterior (percentil 57.0). Además, este resultado es más congruente con el percentil de la media de la distribución de variaciones intermensuales en las bases 2023 y 2024, el cual se encuentra alrededor del percentil 60 en la [Figura 4](#).

Medida	RMSE
Percentil equiponderado 61.5	0.1469

Tabla 2. Resultados de calibración de percentiles equiponderados en el escenario 1 utilizando la corrección por condicionamiento de realizaciones del factor de tendencia estocástica.

Fuente: elaboración propia.

El panel superior de la [Figura 3](#) ilustra diez trayectorias del factor de tendencia estocástica durante la vigencia de las bases del IPC 2023 y 2024. Se observa que el promedio de estas realizaciones es aproximadamente uno. Por su parte, el panel inferior muestra la distribución (histograma) de los RMSE calculados para las medidas de percentiles usando dichas realizaciones.

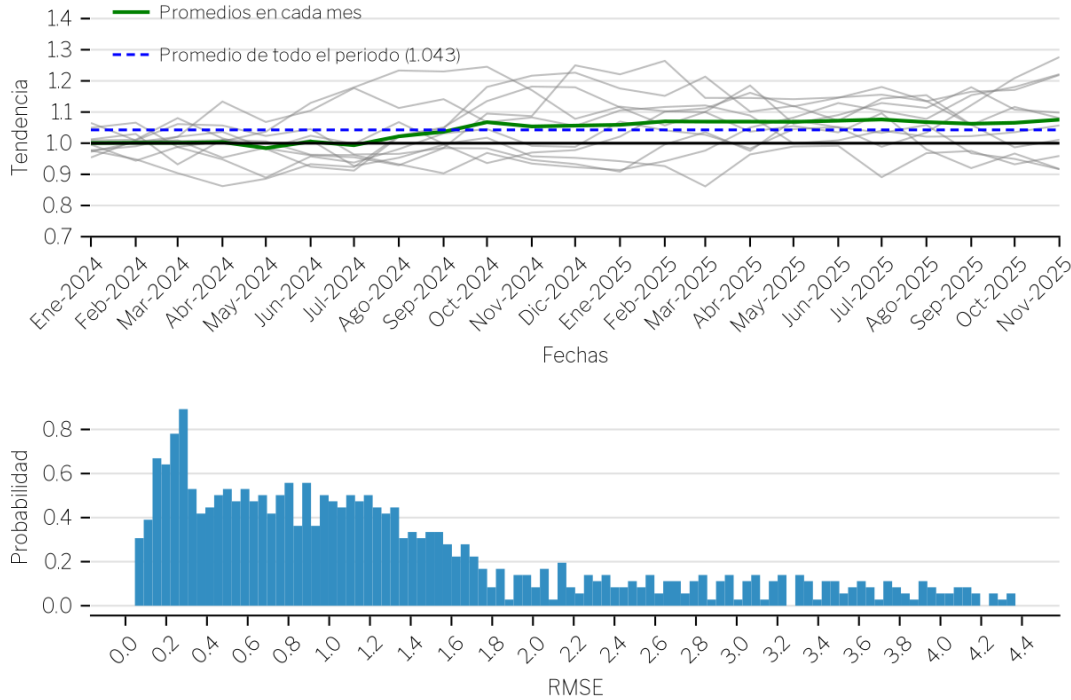


Figura 3. Realizaciones del factor de tendencia estocástica.

Fuente: elaboración propia.

6. Conclusiones

Este artículo presenta evidencia empírica de que el condicionamiento a una única realización del factor de tendencia estocástica en la metodología B-TIMA puede introducir sesgo en las métricas de desempeño de los estimadores de inflación evaluados bajo dicha metodología. Esta falta de robustez puede repercutir drásticamente en el proceso de calibración de los indicadores de inflación subyacente, posiblemente limitando su capacidad para capturar más adecuadamente la dinámica subyacente o tendencial de las variaciones de precios.

La solución propuesta para corregir este problema se basa en la forma teórica correcta de estimación de las métricas de error, la cual consiste en considerar múltiples realizaciones del factor de tendencia estocástica para la estimación de las métricas de desempeño. Asimismo, se desplazó cada una de las trayectorias simuladas de dicho factor, de manera que todas tuvieran un promedio exactamente igual a cero, evitando así la introducción de sesgos de nivel en la evaluación de los modelos.

Al aplicar esta corrección, se obtiene una estimación más robusta de las métricas de desempeño que toma en cuenta la variabilidad de las realizaciones del factor de tendencia estocástica y, por lo tanto, es más robusta frente a los choques que mueven la distribución de variaciones de precios observadas. Si bien la metodología propuesta adquiere una relevancia crítica en escenarios en los que la base del IPC de calibración tiene una longitud corta, su utilidad no se restringe únicamente a estos casos y se recomienda su integración en la metodología B-TIMA de manera general.

7. Apéndice

7.1 Medidas basadas en percentiles

La elección de las medidas basadas en percentiles para este procedimiento de calibración exploratorio deriva del hecho de que las bases 2023 y 2024 del IPC exhibe elevados niveles de curtosis y asimetría positiva, como se explica en (Chang y Ramírez, 2026). Este hecho implica que la media muestral resulta un estimador poco robusto de la media de la distribución de variaciones de precios, de acuerdo con Roger (1997). Dada la asimetría positiva, los percentiles superiores a la mediana resultan estimadores insesgados y más robustos de la media poblacional frente a colas pesadas inherentes en la distribución de variaciones de precios de Guatemala. En consecuencia, para este análisis específico, se calibraron medidas de inflación subyacente basadas en los percentiles equiponderados de la distribución de variaciones intermensuales.

Roger (1997) utiliza el “percentil de la media” para referirse al percentil de la distribución en el cual se encuentra la media muestral. La [Figura 4](#) ilustra la alta volatilidad de dicho percentil de la media entre 2001 y 2025 en Guatemala, evidenciando cómo los valores extremos que derivan de la alta curtosis de la distribución de variaciones de precios provocan que la media sea altamente volátil en cada período. Sin embargo, el percentil asociado a la media de la distribución en todo el período correspondiente a cada base del IPC se mantiene relativamente estable en cada una de las bases del IPC.

Como se observa, el percentil de la media durante la base 2000 del IPC está alrededor de 62; durante la base 2010 está alrededor de 70; y durante las bases 2023 y 2024 está alrededor de 60. Este resultado es importante porque revela que una medida de inflación subyacente basada en el percentil promedio contiene la tendencia del proceso inflacionario. En otras palabras, se espera que la inflación subyacente derivada del percentil 62 de la distribución de variaciones intermensuales sea un estimador robusto de la inflación tendencial durante el período de las bases 2023 y 2024 del IPC (con los datos observados hasta la fecha).

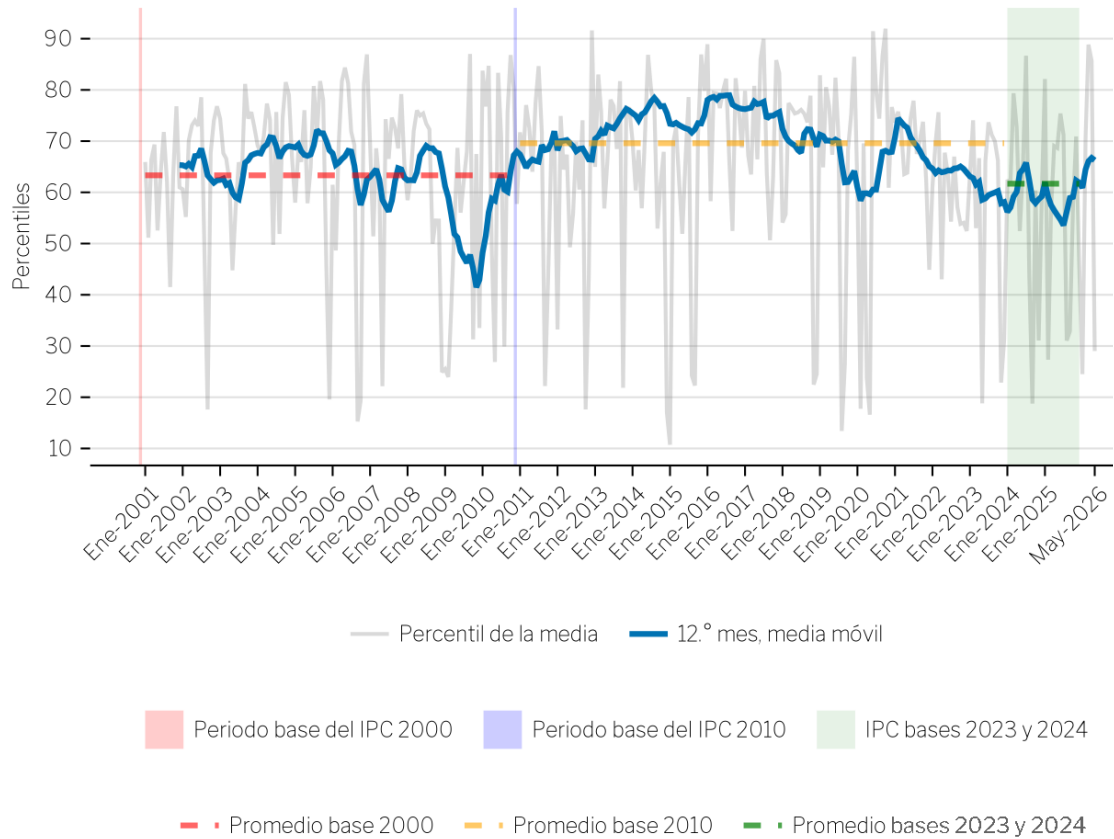


Figura 4. Media simple de la distribución de variaciones intermensuales de índices de precios y el percentil correspondiente a la media en cada período.

Fuente: elaboración propia.

8. Referencias

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang. (2023). "Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach". *Latin American Journal of Central Banking* 4 (diciembre): 100099. <https://doi.org/10.1016/j.latchb.2023.100099>.

Chang, Rodrigo y Rubí Ramírez. (2026). "Extensión de la metodología B-TIMA para las nuevas bases 2023 y 2024 del IPC en Guatemala". *Revista Banca Central* n.º 91. Banco de Guatemala.

Roger, Scott. 1997. "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96". *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*, n.º G97/7.

Actualización de la metodología de la medida de inflación subyacente de muestra ampliada implícitamente (MAI)

Juan Carlos Castañeda y Rodrigo Chang
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

1. Introducción

En esta nota técnica se aborda la metodología de la medida de inflación subyacente de Muestra Ampliada Históricamente (MAI), presentada dentro del marco de evaluación de medidas de inflación subyacente B-TIMA en Castañeda y Chang (2023a) y en Castañeda et al. (2026). Este estimador muestral de inflación se caracteriza por utilizar la distribución histórica de variaciones intermensuales de precios, obtenida a partir de los datos de precios al consumidor de Guatemala para obtener la inflación subyacente intermensual. Se fundamenta en la utilización de una “muestra grande” de variaciones de precios mensuales y de varios cuantiles clave de la muestra mensual de variaciones de precios para reponderar las observaciones extremas, en vez de eliminar tales ocurrencias utilizando diferentes criterios de exclusión¹. En consecuencia, esta medida de inflación subyacente se deriva de una versión modificada de la distribución empírica de las variaciones de precios mensuales en cada período, siendo ampliada de manera implícita al utilizar observaciones históricas en la reponderación.

La medida de inflación subyacente MAI se fundamenta en la conceptualización de la volatilidad temporal observada en las variaciones intermensuales de precios como un problema inherente al tamaño de la “muestra pequeña” utilizada en la medición de la inflación. Dicha muestra es la muestra mensual de variaciones de precios obtenida por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en la compilación del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

Bajo este enfoque, proponemos aprovechar la historia disponible de variaciones intermensuales de precios de la base de datos del IPC de Guatemala. Utilizando esta distribución empírica histórica, se aplica una reponderación de las variaciones intermensuales de precios de la muestra del mes corriente en la que las observaciones extremas o atípicas tienen un peso de ocurrencia sustancialmente menor, el cual se asigna de acuerdo con el comportamiento de una “muestra grande” o de largo plazo, representada por la distribución empírica de corte transversal de variaciones de precios mensuales. El proceso de reponderación neutraliza los efectos de los valores atípicos en las muestras de variaciones de precios obtenidas cada mes, permitiendo reducir la volatilidad en la medición de la inflación y capturar la inflación tendencial a partir de los datos.

¹ La “muestra grande” se refiere a la distribución empírica de variaciones intermensuales de precios durante los períodos históricos disponibles de una o más bases del IPC.

La medida de inflación subyacente MAI se utiliza actualmente en el Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala para el análisis de las presiones inflacionarias en la economía guatemalteca. Más recientemente, el marco de evaluación B-TIMA de Castañeda y Chang (2023a) ha permitido optimizar los parámetros de esta medida de inflación subyacente mediante un enfoque basado en datos. Los estimadores de inflación subyacente MAI forman parte de las combinaciones lineales de medidas de inflación subyacente presentadas en Castañeda et al. (2026). Su cálculo se realiza utilizando los nuevos algoritmos proporcionados en esta nota y su implementación en el lenguaje de programación Julia². A diferencia de los algoritmos presentados anteriormente en Castañeda y Chang (2023b), los algoritmos de esta nota fueron optimizados para mejorar la eficiencia del cálculo, la cual es crucial para su uso en el proceso de simulación de evaluación de la metodología B-TIMA.

El resto de esta nota se organiza como sigue: la [Sección 2](#) presenta las distribuciones de muestra utilizadas en el cálculo de la medida de inflación subyacente MAI para los datos de precios al consumidor de Guatemala. Luego, la [Sección 3](#) presenta generalidades sobre su algoritmo de cálculo, mientras que la [Sección 4](#) muestra los resultados de su implementación para los datos del IPC de Guatemala. Finalmente, la [Sección 5](#) expone algunas consideraciones finales sobre nuestros hallazgos.

2. Distribuciones empíricas de variaciones de precios mensuales

Para llevar a cabo el cálculo de la inflación subyacente MAI, se hace la distinción entre dos tipos de distribuciones empíricas de las variaciones intermensuales de índices de precios en el período t :

- La distribución normalizada de frecuencias de variaciones de precios mensuales, f_t .
- La distribución de variaciones de precios mensuales ponderada por el IPC, g_t . En la distribución ponderada, en lugar de acumular el número de ocurrencias, se acumulan las respectivas ponderaciones del IPC de cada variación mensual y luego estas se normalizan para que sumen uno.

Cualquiera de estas puede ser considerada una distribución de “muestra pequeña” o “contemporánea”, indistintamente, ya que contiene la información más relevante sobre la coyuntura inflacionaria en el período t . Cada una de estas distribuciones empíricas puede escribirse como una función discreta de masa de probabilidad definida sobre el conjunto ε de posibles variaciones de precios mensuales (discretizadas con precisión ϵ).³ Así, por ejemplo, para $g_t(v): \varepsilon \rightarrow [0,1]$, tenemos $\sum_{v_i \in \varepsilon} g_t(v_i) = 1$ (y similarmente para f_t). Esta

² Véase Bezanson et al. (2017).

³ Por ejemplo, sea $\varepsilon_{\epsilon=0.01} = \{-100, -99.99, -99.98, \dots, 99.98, 99.99, 100\}$ al utilizar variaciones intermensuales de precios expresadas como valores porcentuales. Por supuesto, la precisión ϵ se puede ajustar según sea necesario, pero una mayor precisión aumenta la complejidad computacional. Para el resto de la nota, utilizamos $\epsilon = 10^{-2}$. En los datos actuales de precios al consumidor de Guatemala (2001-2025), ningún artículo del IPC presenta una variación de precios mensual extrema fuera del rango $[-100\%, 100\%]$.

interpretación de las distribuciones empíricas f_t y g_t permite pensar en el estadístico de resumen para la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t$ en el período t como un promedio simple o ponderado de las variaciones de precios mensuales respectivamente, como en la [Ecuación 1](#), donde tomamos el promedio de las variaciones de precios mensuales sobre los $i = 1, \dots, N$ artículos que integran el IPC, utilizando sus correspondientes ponderaciones en el IPC (w_i) o una ponderación idéntica de $1/N$. Esta interpretación será útil en la definición de la tasa de inflación mensual subyacente MAI en la [Sección 3](#).

$$\begin{aligned} \text{(Ponderado)} \quad \bar{v}_t &= \sum_{v \in \mathcal{E}} v g_t(v) = \sum_{i=1}^N w_i v_{i,t}, \quad \sum_{i=1}^N w_i = 1. \\ \text{(Simple)} \quad \bar{v}_t &= \sum_{v \in \mathcal{E}} v f_t(v) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N v_{i,t}. \end{aligned} \quad \text{Ecuación (1)}$$

Similar a las distribuciones contemporáneas, f_t y g_t , podemos pensar en las distribuciones de corte transversal de las variaciones intermensuales de precios de “muestra grande” o de “largo plazo”. Estas distribuciones de largo plazo se denominarán f_L y g_L para las versiones equiponderada y ponderada, respectivamente. Ambas distribuciones se construyen agrupando observaciones históricas de variaciones de precios mensuales dentro de un período de tiempo determinado, por ejemplo, durante los años disponibles en las bases del IPC disponibles⁴.

Es importante señalar que estas funciones pueden considerarse como las distribuciones empíricas de las variaciones intermensuales de precios históricas y no están asociadas a un mes calendario en particular. Estas distribuciones a largo plazo son insumos para el algoritmo de inflación subyacente MAI descrito más adelante, en la [Sección 3](#). A la fecha, los datos de precios al consumidor de Guatemala se componen de cuatro bases del IPC (2000, 2010, 2023 y 2024). Para los cálculos efectuados en esta nota, agrupamos las observaciones para el período de enero de 2001 a diciembre de 2025.⁵

Para los procedimientos de cálculo de la [Sección 3](#), definimos la notación de las funciones de distribución acumulada empíricas. Al evaluar las distribuciones a largo plazo en cualquier variación de precio v , $F_L(v)$ y $G_L(v)$ representan la probabilidad empírica de que una variación intermensual de precios sea menor o igual a v , de acuerdo con un criterio equiponderado o ponderado, respectivamente. Las distribuciones acumuladas empíricas corrientes, equiponderada y ponderada, se escribirán como F_t y G_t , respectivamente; mientras que las distribuciones a largo plazo se escribirán como F_L y G_L , respectivamente. Como es de esperar, estas funciones requieren que, por ejemplo, $F_t(\min\{\mathcal{E}\}) = 0$ y

⁴ Este procedimiento ayuda a multiplicar sustancialmente las observaciones disponibles de cambios de precios mensuales, pero requiere interpretar las observaciones como provenientes de forma independiente de un solo bien o servicio, con el fin de caracterizar el comportamiento histórico generalizado de los cambios de precios mensuales en el conjunto de datos de precios al consumidor. Sin embargo, esto se hace a costa de perder información individual para cada ítem del IPC en la canasta.

⁵ En la práctica, se utilizan las observaciones disponibles de años completos para calcular las distribuciones de muestra grande, ya que estas no cambian drásticamente de un año a otro.

$F_t(\max\{\varepsilon\}) = 1$ (y similarmente para G_t , F_L y G_L .) Es importante destacar que su valor puede calcularse a partir de la acumulación de sus valores de masa sobre el soporte ε , de modo que $F_L(v) = \sum_{x=\min\{\varepsilon\}}^v f_L(x)$, para todo $v \in \varepsilon$.

En la [Figura 1](#) se muestra una gráfica de la distribución f_t en diciembre de 2020 y la distribución a largo plazo f_L . Nótese que, como señala Roger (1997, 7) en su análisis de corte transversal, la distribución empírica de la muestra f_t (panel superior izquierdo) generalmente diferirá cada mes de su comportamiento poblacional empírico (panel superior derecho)⁶.

De manera análoga, en la [Figura 2](#), mostramos un gráfico de la correspondiente distribución g_t en diciembre de 2020 y la distribución a largo plazo g_L . En las versiones ponderadas, los valores de masa corresponden al peso del IPC de cada variación intermensual de precios.

En general, observamos que esta forma de obtener la distribución empírica hace que las distribuciones ponderadas sean más volátiles que las versiones no ponderadas.

Asimismo, para ambos tipos de distribuciones empíricas (equiponderada y ponderada), los hechos estilizados en los datos de precios al consumidor de Guatemala incluyen alta curtosis, asimetría a la derecha y una alta frecuencia de la variación intermensual cero (es decir, productos que no cambian de precios de un mes a otro)⁷. Su alto valor de masa la convierte en la moda y normalmente representa del 10% al 15% de las frecuencias y ponderaciones en las muestras mensuales.

⁶ Roger (1997, 7) también señala una idea que resulta importante para el desarrollo de la medida de inflación subyacente MAI: los estimadores robustos tienen como objetivo definir una medida de tendencia central que se vea relativamente poco afectada por muestras de variaciones de precios mensuales inusuales (o incluso “malas”).

⁷ Véase la Sección 6 de Castañeda y Chang (2023a) para una descripción detallada de estos hechos estilizados.

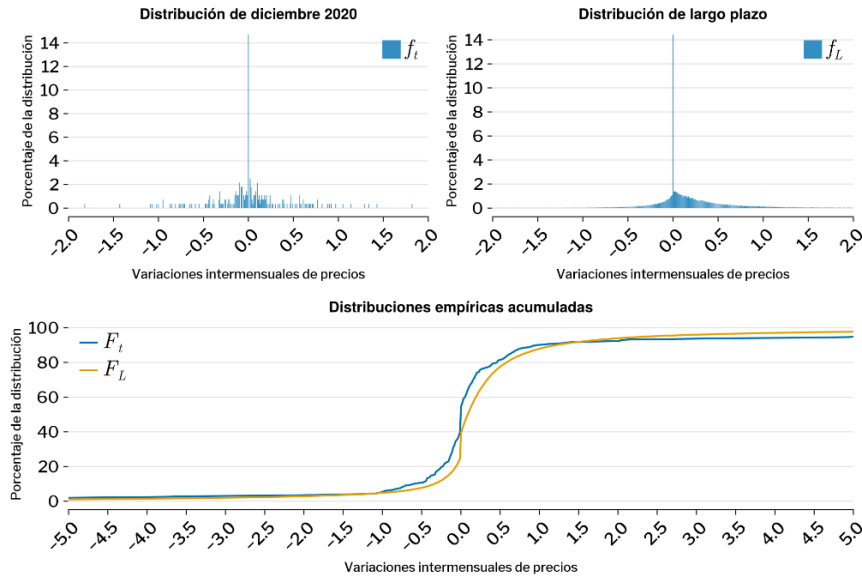


Figura 1. Distribuciones de precios equiponderadas y su acumulación. El panel superior izquierdo muestra la distribución f_t para diciembre de 2020, mientras que el panel superior derecho muestra la distribución f_L . El panel inferior muestra una comparación entre las dos distribuciones empíricas acumuladas F_t y F_L .

Fuente: elaboración propia.

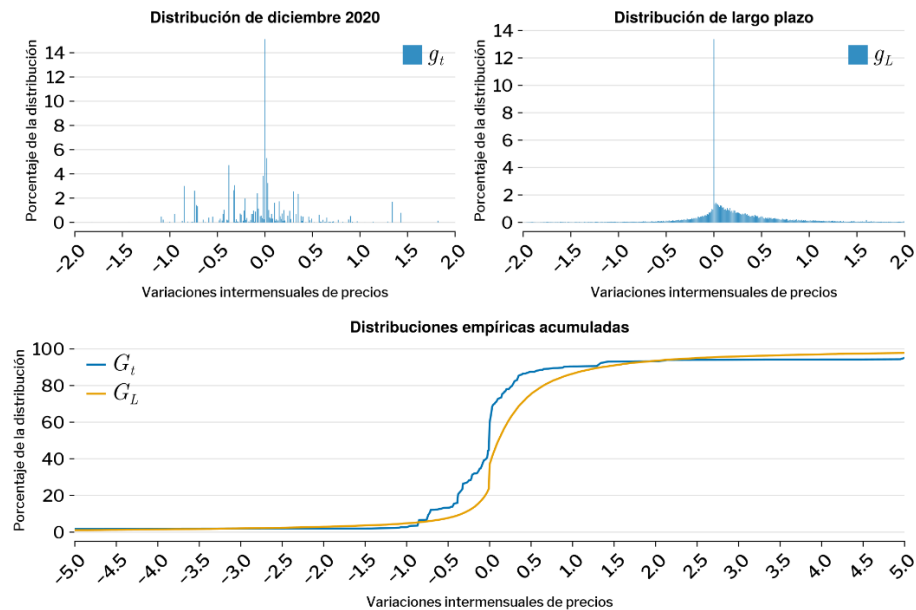


Figura 2. Distribuciones de precios ponderadas y su acumulación. El panel superior izquierdo muestra la distribución g_t para diciembre de 2020, mientras que el panel superior derecho muestra la distribución g_L . El panel inferior muestra una comparación entre las dos distribuciones empíricas acumuladas G_t y G_L .

Fuente: elaboración propia.

3. Cálculo de la medida de inflación subyacente MAI

En esta sección describimos, de manera general, los algoritmos de cálculo para las variantes de la medida de inflación subyacente MAI y su parametrización necesaria. Los algoritmos detallados de cálculo de las tasas intermensuales de inflación subyacente se describen en las subsecciones del apéndice de la [Sección 6](#).

Como se describió anteriormente, la idea principal detrás de la medida de inflación subyacente MAI es utilizar las distribuciones de largo plazo para reponderar las distribuciones contemporáneas de variaciones de precios mensuales en el tiempo t . Para lograr esto, presentamos un algoritmo de renormalización utilizado para obtener distribuciones de largo plazo modificadas, f_{Lt} y g_{Lt} , utilizando la información de las condiciones inflacionarias prevalecientes en el período t , las cuales están integradas en los cuantiles clave de las distribuciones empíricas f_t y g_t . De esta manera, las distribuciones generadas f_{Lt} y g_{Lt} reflejan la coyuntura inflacionaria prevaleciente en el período t , pues estas tendrán los mismos cuantiles clave, pero su comportamiento (dado por su densidad lejos de los cuantiles clave) será consistente con el de una distribución empírica de muestra grande. Por lo tanto, en las distribuciones modificadas finales f_{Lt} y g_{Lt} , las observaciones extremas tienen una densidad de valor de masa consistente con la densidad de las distribuciones de largo plazo acumuladas en esos segmentos extremos del soporte.

Para renormalizar las distribuciones de muestra grande utilizando n cuantiles clave de las distribuciones de muestra pequeña, primero se calculan los cuantiles empíricos. En nuestra notación, sea $q_{y,k}^{(n)}$ el cuantil k/n de la distribución empírica y , donde $k = 0, 1, \dots, n$ representa el número de cuantil, y $n \geq 3$ representa el número total de segmentos en los que se divide el soporte ε .⁸ Dicho cuantil verifica que en la función empírica acumulada Y , se acumula, como mínimo, el valor k/n teórico⁹.

Distinguimos tres formas posibles de calcular la medida de inflación subyacente MAI:

1. La variante “F”, en la que se utilizan las distribuciones equiponderadas f_t y f_L de las variaciones intermensuales de precios para generar una distribución renormalizada f_{Lt} y calcular la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t^{(F)}$.
2. La variante “G”, que utiliza las distribuciones ponderadas g_t y g_L de las variaciones intermensuales de precios para generar una distribución renormalizada g_{Lt} y calcular la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t^{(G)}$.

⁸ El número de segmentos n debe ser al menos igual a tres porque requerimos al menos dos cuantiles clave para definir un segmento que contenga a la variación intermensual cero, la cual es característica en los datos de precios al consumidor de Guatemala.

⁹ Téngase en cuenta que $q_{y,0}^{(n)}$ representa el cuantil cero, que corresponde a la variación intermensual mínima de la distribución empírica y . Sin embargo, suponemos que corresponde al valor mínimo del soporte ε para simplificar el procedimiento de renormalización. Esto es, $q_{y,0}^{(n)} = \min\{\varepsilon\}$. Similarmente, se supone que $q_{y,n}^{(n)}$ es el valor máximo del soporte ε ($q_{y,n}^{(n)} = \max\{\varepsilon\}$). Por último, estos supuestos siguen garantizando que la distribución empírica acumulada Y verifique $Y(q_{y,0}^{(n)}) = 0$ y $Y(q_{y,n}^{(n)}) = 1$.

3. Y la variante “FG”, que utiliza insumos de las distribuciones actuales f_t y de largo plazo (f_L y g_L) de las variaciones intermensuales de precios para generar una distribución renormalizada g_{Lt} y calcular la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t^{(FG)}$.

Por lo tanto, la elección del método implica el uso de diferentes insumos para calcular la tasa de inflación mensual resumida. Para cualquier método dado $m \in \{F, G, FG\}$, una vez calculada la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t^{(m)}$, podemos calcular un índice de precios mensual a partir del valor del índice del mes anterior y la tasa de inflación mensual para, finalmente, calcular una tasa de inflación de 12 meses. En los datos de precios al consumidor de Guatemala, el período de referencia del índice mensual se establece en diciembre de 2000 con un valor de 100.

Previamente, en Castañeda y Chang (2023b) se presentaron los algoritmos de renormalización para obtener las distribuciones de largo plazo modificadas, f_{Lt} y g_{Lt} , utilizando los cuantiles clave de las distribuciones contemporáneas f_t y g_t . Sin embargo, en los algoritmos de la [Sección 6](#) de esta nota, se presentan versiones optimizadas, las cuales permiten calcular directamente los valores de la tasa de inflación mensual subyacente MAI sin necesidad de calcular explícitamente las distribuciones modificadas f_{Lt} y g_{Lt} , lo que reduce sustancialmente la complejidad computacional del proceso de cálculo de la inflación subyacente MAI.

En resumen, la parametrización requerida para esta medida de inflación subyacente es:

- La elección del método $m \in \{F, G, FG\}$.
- El número de segmentos $n \geq 3$ para dividir el soporte ε en el proceso de normalización.
- La posición de los cuantiles clave que dividen los segmentos, $q \in (0,1)^{n-1}$, cuyas entradas deben estar ordenadas $(q_k^{(n)} < q_{k+1}^{(n)})$.¹⁰

4. Resultados para los datos de Guatemala

En la [Figura 3](#) mostramos un ejemplo ilustrativo de las trayectorias de inflación subyacente MAI resultantes para los datos de precios al consumidor de Guatemala, utilizando $n = 5$ (panel superior) y $n = 10$ (panel inferior) para las tres variantes de los algoritmos de cálculo MAI.

Las medidas subyacentes MAI en el panel superior utilizan los quintiles estándar 1 ($q_1 = 0.2$) al 4 ($q_4 = 0.8$) para dividir el soporte de las variaciones de precios mensuales en cinco segmentos y realizar el proceso de normalización. En cambio, las medidas subyacentes MAI del panel inferior utilizan los deciles estándar 1 ($q_1 = 0.1$) al 9 ($q_9 = 0.9$) para realizar la normalización.

Podemos observar que la variante G de las variantes MAI es la más volátil. Esto se debe a que la variante G utiliza las distribuciones ponderadas g_t y g_L para el proceso de normalización, las cuales utilizan las ponderaciones del IPC como las densidades de la

¹⁰ En Castañeda et al. (2026), se usa la metodología B-TIMA para obtener los valores óptimos de n y el vector q de cuantiles clave en la parametrización de las variantes de la inflación subyacente MAI utilizando un enfoque basado en datos.

distribución empírica para su cálculo y, como tal, la g_t presenta una mayor volatilidad mensual. Por el contrario, las variantes F y FG son menos volátiles y muy similares entre sí, dado que sus principales insumos (las distribuciones de largo plazo f_L y g_L) presentan muy poca diferencia entre ellas, como se muestra en la [Figura 1](#) y [Figura 2](#).

Obsérvese que las medidas subyacentes MAI que utilizan $n = 10$ (panel inferior de la [Figura 3](#)) son más volátiles que las medidas subyacentes que utilizan $n = 5$ (panel superior). Una explicación de este fenómeno se encuentra en el proceso de normalización de las distribuciones de largo plazo. Cuando se utiliza un mayor número de cuantiles clave, la distribución a largo plazo (f_L o g_L) se ajusta más estrechamente a la distribución contemporánea (f_t o g_t), porque se mantienen más cuantiles clave de la muestra mensual en la distribución resultante normalizada (f_{Lt} o g_{Lt}).¹¹ Por lo tanto, un valor menor de n da una serie temporal más suave en las medidas subyacente MAI desarrolladas.

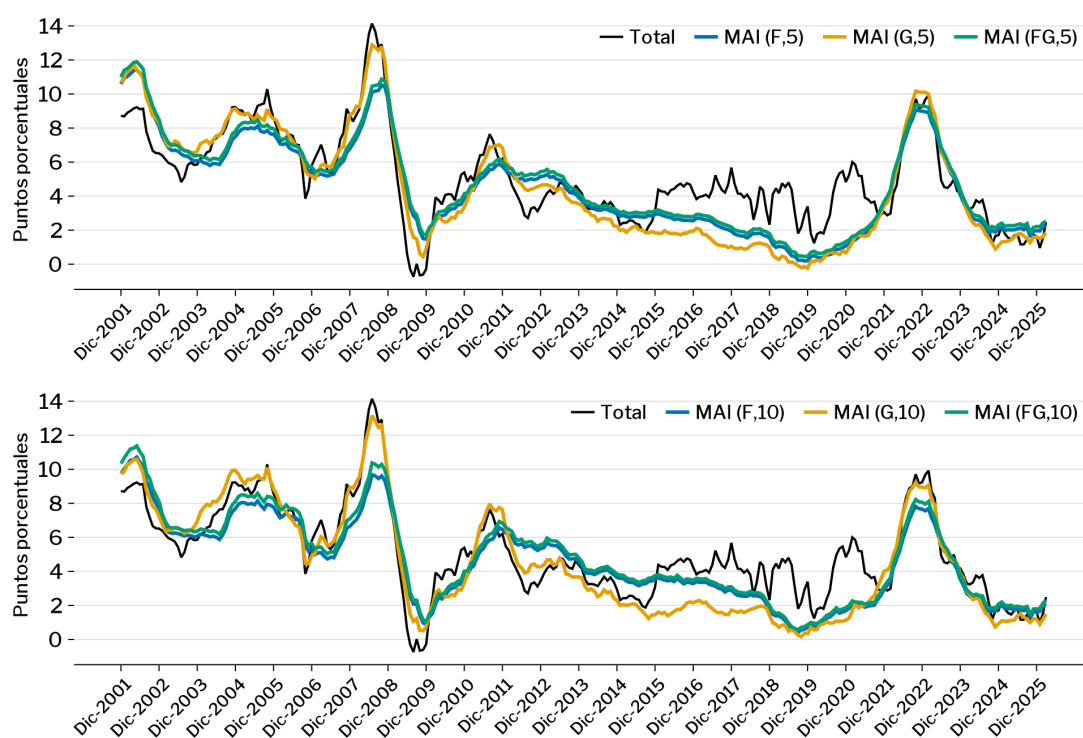


Figura 3. Variantes de inflación subyacente MAI para Guatemala. El panel superior muestra las tres variantes (F, G y FG) de las medidas subyacentes MAI utilizando $n = 5$ y los quintiles estándar [0.2, 0.4, 0.6, 0.8]. El panel inferior muestra las medidas subyacentes MAI resultantes utilizando $n = 10$ y los deciles estándar [0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9].

Fuente: elaboración propia.

¹¹ De hecho, cuando n es lo suficientemente alto, la tasa de inflación mensual MAI resultante está muy cerca del promedio (ponderado o no ponderado) de las variaciones de precios mensuales de la [Ecuación 1](#) porque la distribución a largo plazo sigue muy de cerca la distribución de muestra pequeña a través de todos los cuantiles clave. En este caso, casi no se produce una reponderación de las distribuciones contemporáneas f_t o g_t .

5. Consideraciones finales

La medida de inflación subyacente MAI desarrollada en esta nota parte de la idea de que las agencias de estadística, en realidad, muestrean las variaciones de precios mensualmente en el proceso de compilación del IPC. En este sentido, se puede pensar que las variaciones de precios obtenidas por el INE provienen de una distribución poblacional de variaciones de precios, como propone el enfoque estocástico de los números índices (Roger 1997).

En este proceso de muestreo, pueden surgir cambios de precios extremos en la distribución de la muestra de variaciones de precios dado que la muestra pequeña registra solo una fracción del universo de cambios de precios que es relevante para determinar la inflación tendencial real. Esto hace que la muestra de cada mes difiera inherentemente de la distribución típica (o de muestra grande) de las variaciones intermensuales de precios. Además, la distribución de variaciones intermensuales de corte transversal de Guatemala presenta una alta curtosis y, por lo tanto, los valores extremos pueden dominar las estadísticas de la tasa de inflación intermensual definidas utilizando promedios simples o ponderados de las observaciones.

En contraste, la medida de inflación subyacente MAI utiliza varios estadísticos de posición para capturar la coyuntura inflacionaria corriente, dada por una distribución equiponderada o ponderada de las variaciones intermensuales de precios mensuales contemporáneas. Además, aprovecha la historia de datos disponible para reponderar adecuadamente las observaciones extremas en la distribución empírica de la muestra a diferencia de los métodos tradicionales basados en la exclusión, que asignan un peso cero a estas observaciones extremas. Este proceso de reponderación permite asignarles un nuevo peso que sea consistente con su ocurrencia histórica, ya que lo usual es que dichas observaciones extremas sean temporales (causadas por el problema de la muestra pequeña y por choques sobre mercados específicos) y solo distorsionen la medición contemporánea de la inflación tendencial.

En esta nota presentamos una ilustración de los algoritmos de inflación subyacente MAI para los datos del IPC de Guatemala. Sin embargo, en Castañeda et al. (2026), llevamos a cabo un procedimiento de calibración basado en los criterios de evaluación propuestos por Castañeda y Chang (2023a) e identificamos las parametrizaciones de la inflación subyacente MAI con mejor desempeño en el seguimiento de la inflación tendencial con los datos hasta 2025.

6. Apéndice

6.1 Algoritmos de cálculo de la medida de inflación subyacente MAI

Las siguientes subsecciones presentan los algoritmos de cálculo para cada una de las variantes de la medida de inflación subyacente MAI. El algoritmo más importante es el de la variante G, ya que este se puede adaptar fácilmente para calcular las otras variantes de la inflación subyacente MAI, como se muestra en subsecciones posteriores.

6.1.1 Algoritmo para calcular la inflación subyacente MAI-G

1. Con la muestra mensual $\{(v_{i,t}, w_i)\}_{i=1}^I$ de I productos y los cuantiles deseados $\{q_k\}_{k=0}^K$, calcule las variaciones mensuales de precios correspondientes $\{v_{q_k,t}\}_{k=0}^K$. Note que el cálculo de los cuantiles debe tomar en cuenta las ponderaciones w_i de la muestra mensual.

- Nótese que, por convención, $q_0 = 0$ y $q_K = 1$. Además, $v_{q_0,t} = \min_i \{v_{i,t}\}$ y $v_{q_K,t} = \max_i \{v_{i,t}\}$.

2. Utilice los cuantiles clave $\{v_{q_k,t}\}_{k=0}^K$ y la distribución histórica ordenada $\{(v_i^{lp}, w_i^{lp})\}_{i=1}^N$, cuyo número total de observaciones es N , para calcular la secuencia de índices $\{N_k\}_{k=0}^K$ de la muestra grande. Cada índice corresponde a la posición del cuantil $v_{q_k,t}$ en la distribución histórica ordenada. Note que el cálculo de los cuantiles debe tomar en cuenta las ponderaciones w_i^{lp} de la distribución histórica, de modo que cada índice N_k se determina por la acumulación de las ponderaciones hasta alcanzar el cuantil correspondiente.

- Nótese que, por convención, $N_0 = 0$ y $N_K = N$, donde N es la longitud de la muestra de la distribución histórica $\{(v_i^{lp}, w_i^{lp})\}_{i=1}^N$.

3. Con la secuencia de cuantiles $\{v_{q_k,t}\}$ para el período t y los cuantiles de la distribución histórica $\{v_{q_k}^{lp}\}$, determine los índices del segmento especial alrededor de la variación intermensual cero, indicado por $(\underline{r}, \bar{r})$, de la siguiente forma:

- a. En la distribución histórica, encuentre los cuantiles clave que encierran el cero:

$$\underline{k} = \arg \max_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k}^{lp} < 0\}, \quad \bar{k} = \arg \min_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k}^{lp} > 0\}.$$

- Si no existe ningún cuantil clave que sea menor que cero, entonces $\underline{k} = 0$. De manera análoga, si no existe ningún cuantil clave que sea mayor que cero, entonces $\bar{k} = K$.

- b. En la muestra mensual del período t , encuentre los cuantiles clave que encierran el cero:

$$\underline{s} = \arg \max_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k,t} < 0\}, \quad \bar{s} = \arg \min_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k,t} > 0\}.$$

- Si no existe ningún cuantil clave que sea menor que cero, entonces $\underline{s} = 0$. Similarmente, si no existe ningún cuantil clave que sea mayor que cero, entonces $\bar{s} = K$.

- c. Defina los límites inferior y superior del segmento especial como:

$$\underline{r} = \min\{\underline{k}, \underline{s}\}, \quad \bar{r} = \max\{\bar{k}, \bar{s}\}.$$

4. Defina $S_0 = 0$ y el vector $S = (1, \dots, \underline{r}, \bar{r}, \dots, K)$.

5. Calcule la variación intermensual de precios $\bar{v}_t^{(G)}$ de acuerdo con la [Ecuación 2](#), donde cada término de la suma corresponde a un segmento definido por los cuantiles clave y el peso de cada segmento se determina por la diferencia entre los cuantiles clave que lo delimitan.

$$\begin{aligned}
 \bar{v}_t^{(G)} &= \sum_{i=1}^N v_i^{lp} w_i^{lp} \cdot c^{glp}(i) \\
 &= q_1 \sum_{i=1}^{N_1} v_i^{lp} w_i^{lp*} + (q_2 - q_1) \sum_{i=N_1+1}^{N_2} v_i^{lp} w_i^{lp*} + \dots + (q_{\bar{r}} - q_{\bar{r}-1}) \sum_{i=N_{\bar{r}-1}+1}^{N_{\bar{r}}} v_i^{lp} w_i^{lp*} + \\
 &\quad \dots + (1 - q_{K-1}) \sum_{i=N_{K-1}+1}^N v_i^{lp} w_i^{lp*} \\
 &= \sum_{k \in S} \left[(q_{S_k} - q_{S_{k-1}}) \sum_{i=N_{S_{k-1}}+1}^{N_{S_k}} v_i^{lp} w_i^{lp*} \right].
 \end{aligned}$$

Ecuación (2)

donde $c^{glp}(i)$ representa una reponderación de la observación i en la distribución histórica, la cual depende de su ubicación en relación con los cuantiles clave, de tal manera que cada segmento definido por los cuantiles clave se pondera por la diferencia entre los cuantiles que lo delimitan.

Nota: Para simplificar la notación, w_i^{lp*} denota pesos normalizados en cada segmento, de modo que suman uno entre los índices $N_{S_{k-1}} + 1$ y N_{S_k} , es decir,

$$w_i^{lp*} = \frac{w_i^{lp}}{\sum_{i=N_{S_{k-1}}+1}^{N_{S_k}} w_i^{lp}}.$$

6.1.2 Algoritmo para calcular la inflación subyacente MAI-F

En la versión equiponderada, el proceso de cálculo de la tasa de inflación mensual subyacente MAI es análogo al proceso de la versión ponderada, pero utilizando las distribuciones equiponderadas f_t y f_L en lugar de las distribuciones ponderadas g_t y g_L . En particular, las ponderaciones de las distribuciones empíricas se reemplazan por pesos idénticos, es decir, $w_i = 1/n$ para cada $i = 1, \dots, I$ en la distribución del período t y $w_i^{lp} = 1/N$ para cada $i = 1, \dots, N$ en la distribución empírica histórica.

Los pasos 1 a 4 del algoritmo de la versión ponderada se mantienen sin cambios, pero utilizando las distribuciones equiponderadas f_t y f_L para el cálculo de los cuantiles clave y la secuencia de índices, respectivamente.

El paso 5 se puede escribir como se muestra en la [Ecuación 3](#), donde cada término de la suma corresponde a un segmento definido por los cuantiles clave y el peso de cada segmento se determina por la diferencia entre los cuantiles clave que lo delimitan, pero utilizando promedios simples en lugar de promedios ponderados.

5. Calcule la variación intermensual de precios $\bar{v}_t^{(F)}$ de acuerdo con:

$$\begin{aligned}
 \bar{v}_t^{(F)} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N v_i^{lp} \cdot c^{f lp}(i) \\
 &= q_1 \cdot \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} v_i^{lp} + (q_2 - q_1) \cdot \frac{1}{N_2 - N_1} \sum_{i=N_1+1}^{N_2} v_i^{lp} + \\
 &\quad \dots + (q_{\bar{r}} - q_{\underline{r}}) \cdot \frac{1}{N_{\bar{r}} - N_{\underline{r}}} \sum_{i=N_{\underline{r}}+1}^{N_{\bar{r}}} v_i^{lp} + \\
 &\quad \dots + (1 - q_{K-1}) \cdot \frac{1}{N - N_{K-1}} \sum_{i=N_{K-1}+1}^N v_i^{lp} \\
 &= \sum_{k \in S} \left[(q_{S_k} - q_{S_{k-1}}) \cdot \frac{1}{N_{S_k} - N_{S_{k-1}}} \sum_{i=N_{S_{k-1}}+1}^{N_{S_k}} v_i^{lp} \right].
 \end{aligned}
 \tag{Ecuación (3)}$$

6.1.3 Algoritmo para calcular la inflación subyacente MAI-FG

En la variante FG, el proceso de cálculo de la tasa de inflación subyacente MAI intermensual combina insumos de las distribuciones equiponderadas y ponderadas para generar una distribución renormalizada g_{Lt} y calcular la tasa de inflación mensual $\bar{v}_t^{(FG)}$. Por claridad, describimos el algoritmo completo para esta variante, aunque los pasos 1 a 4 son análogos a los de las variantes F y G, pero utilizando insumos de ambas distribuciones equiponderadas y ponderadas.

1. Con la muestra mensual no ponderada $\{v_{i,t}\}_{i=1}^I$ de I productos y los cuantiles deseados $\{q_k\}_{k=0}^K$, calcule las variaciones mensuales de precios correspondientes $\{v_{q_k,t}\}_{k=0}^K$.
2. Utilice $\{v_{q_k,t}\}_{k=0}^K$ y la distribución empírica histórica $\{(v_i^{lp}, w_i^{lp})\}_{i=1}^N$ para calcular la secuencia de índices $\{N_k\}_{k=0}^K$.
3. Con la secuencia de cuantiles $\{v_{q_k,t}\}$ para el período t y los cuantiles de la distribución histórica ponderada $\{v_{q_k}^{g lp}\}$, determine explícitamente el segmento especial, indicado por $(\underline{r}, \bar{r})$, de la siguiente forma:

- a. En la distribución histórica, encuentre los cuantiles clave que encierran el cero:

$$\underline{k} = \arg \max_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k}^{lp} < 0\}, \quad \bar{k} = \arg \min_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k}^{lp} > 0\}.$$

- Si no existe ningún cuantil clave que sea menor que cero, entonces $\underline{k} = 0$. De manera análoga, si no existe ningún cuantil clave que sea mayor que cero, entonces $\bar{k} = K$.

- b. En la muestra mensual del período t , encuentre los cuantiles clave que encierran el cero:

$$\underline{s} = \arg \max_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k, t} < 0\}, \quad \bar{s} = \arg \min_{k \in \{0, \dots, K\}} \{k: v_{q_k, t} > 0\}.$$

- Si no existe ningún cuantil clave que sea menor que cero, entonces $\underline{s} = 0$. Similarmente, si no existe ningún cuantil clave que sea mayor que cero, entonces $\bar{s} = K$.

- c. Defina los límites inferior y superior del segmento especial como:

$$\underline{r} = \min\{k, \underline{s}\}, \quad \bar{r} = \max\{\bar{k}, \bar{s}\}.$$

4. Utilice los cuantiles de la distribución histórica no ponderada $\{v_{q_k}^{glp}\}$ y la distribución histórica $\{(v_i^{lp}, w_i^{lp})\}_{i=1}^N$ para calcular la secuencia de índices $\{N_k^f\}_{k=0}^K$.

5. Defina $S_0 = 0$ y el vector $S = (1, \dots, \underline{r}, \bar{r}, \dots, K)$.

6. Calcule la variación intermensual de precios $\bar{v}_t^{(FG)}$ de acuerdo con la [Ecuación 4](#):

$$\begin{aligned} \bar{v}_t^{(FG)} &= \sum_{i=1}^N v_i^{lp} w_i^{lp} \cdot c^{fglp}(i) \\ &= c_1 \cdot \sum_{i=1}^{N_1} v_i^{lp} w_i^{lp*} + c_2 \cdot \sum_{i=N_1+1}^{N_2} v_i^{lp} w_i^{lp*} + \\ &\quad \dots + c_{\bar{r}} \cdot \sum_{i=N_{\bar{r}-1}+1}^{N_{\bar{r}}} v_i^{lp} w_i^{lp*} + \\ &\quad \dots + c_K \cdot \sum_{i=N_{K-1}+1}^N v_i^{lp} w_i^{lp*} \\ &= \sum_{k \in S} \left[c_{S_k} \cdot \sum_{i=N_{S_{k-1}}+1}^{N_{S_k}} v_i^{lp} w_i^{lp*} \right], \end{aligned} \quad \text{Ecuación (4)}$$

donde $c^{fglp}(i)$ representa una reponderación de la observación i en la distribución histórica y

$$c_k = \frac{\sum_{i=N_{S_{k-1}}+1}^{N_{S_k}} w_i^{lp}}{\sum_{i=1}^N w_i^{lp}}.$$

7. Referencias

Bezanson, Jeff, Alan Edelman, Stefan Karpinski y Viral B. Shah. (2017). “Julia: A fresh approach to numerical computing”. *SIAM Review* 59 (1): 65-98. <https://doi.org/10.1137/141000671>.

Castañeda, Juan Carlos y Rodrigo Chang. (2023a). “Evaluating core inflation measures: A statistical inference approach”. *Latin American Journal of Central Banking* 4 (noviembre): 100099. <https://doi.org/10.1016/j.latcb.2023.100099>.

———. (2023b). “Technical note: using historical data to unveil core inflation trends”. Apéndice en línea. <https://drive.google.com/file/d/11V3Y-39GCBerm8YUIXET6Axkfl9TtZ5p/>.

Castañeda, Juan Carlos, Rodrigo Chang, Jorge Orenos, Rubí Ramírez y Mauricio Vargas. (2026). “Calibración de las medidas de inflación subyacente para Guatemala, 2026”. *Revista Banca Central* n.º 91. Banco de Guatemala.

Roger, Scott. 1997. “A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96”. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*, n.º G97/7.

Sesgo positivo en la medición de la inflación: el “efecto fórmula” en el caso de Guatemala

Juan Carlos Castañeda y Rodrigo Chang

Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

Oscar Solís

Economista

1. Introducción

Según lo señalado en la literatura relevante, la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) tiene sesgo positivo cuando se utiliza como medida de inflación¹. Una de las fuentes de dicho sesgo positivo, denominada “efecto fórmula”², es el hecho de que el IPC es un índice compuesto de tipo Laspeyres aditivo que supone que las cantidades de los bienes y servicios en la canasta de consumo son fijas e idénticas a las del período de referencia inicial (usualmente previo al período base)³. La relevancia práctica de la mencionada fuente de sesgo positivo en la medición de la inflación depende de algunas características importantes; por un lado, de la economía para la cual se hace la medición y, por el otro, de las estadísticas de precios al consumidor de dicha economía.

En particular, el sesgo positivo por “efecto fórmula” puede amplificarse en presencia de un proceso de encarecimiento relativo, pronunciado y persistente, de un subconjunto de bienes y servicios; y, en sentido contrario, el mencionado sesgo positivo puede reducirse (e incluso revertirse) si ocurren reversiones importantes de precios relativos o si se actualiza el período base para el cómputo del IPC.

La “Inflación Media Ponderada Interanual”, que consiste en el promedio ponderado de las variaciones interanuales de precios de los gastos básicos que integran el IPC, por construcción puede aislarse del sesgo positivo por efecto fórmula al ser utilizada como una medida alternativa de inflación. Por consiguiente, la diferencia entre la variación interanual del IPC y la Media Ponderada Interanual puede usarse como una estimación del sesgo positivo por efecto fórmula generado en la medición de la inflación a través de la referida variación interanual del IPC.

Este trabajo presenta una cuantificación para Guatemala del sesgo positivo por efecto fórmula generado por la variación interanual del IPC como medida de inflación. Tal estimación indica que el referido sesgo positivo es cuantitativamente relevante en el caso guatemalteco. También se presenta evidencia de la ocurrencia de un proceso de encarecimiento relativo, pronunciado y persistente, de un subconjunto de bienes y servicios (principalmente alimentos) que integran el IPC de Guatemala. Dicho proceso de encarecimiento relativo es consistente con la existencia del mencionado sesgo positivo (en la medición de la inflación mediante las variaciones del IPC) en el caso guatemalteco. La

¹ Véanse, por ejemplo, Guerrero de Lizardi (2008, 42) y Boskin (1996).

² Por ejemplo, McCully, Moyer y Stewart (2007) explican e ilustran el “efecto fórmula” en el contexto de la comparación entre el índice de precios PCE y el IPC, para el caso de los Estados Unidos de América. Al respecto, véase también el anexo de la [Sección 5.6](#).

³ Véase Organización Internacional del Trabajo et al. (2006, 5).

referida evidencia empírica de Guatemala es comparada, para fines ilustrativos, con la correspondiente de otros países integrantes del Consejo Monetario Centroamericano.

A continuación, la segunda parte del trabajo presenta aspectos conceptuales relativos a la medición de la inflación, particularmente analizando las definiciones de Inflación Total Interanual (variación porcentual interanual del IPC) y de Inflación Media Ponderada Interanual. Seguidamente, la parte tres presenta evidencia empírica para Guatemala y para otros países miembros del Consejo Monetario Centroamericano (Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y República Dominicana) concerniente a la dispersión de precios relativos de bienes y servicios de consumo; al proceso de encarecimiento relativo (pronunciado y sistemático) de un subconjunto específico de dichos bienes y servicios; y a la existencia de un sesgo positivo en la medida usual de inflación, derivado de los mencionados fenómenos de dispersión de precios relativos y de encarecimiento relativo de un subconjunto de bienes. Por último, en la parte cuatro del trabajo se exponen las conclusiones principales.

2. Aspectos conceptuales

2.1 Inflación Total Interanual

La Inflación Total Interanual, medida como la variación porcentual interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC), es la medida convencional adoptada por muchos países para reflejar el aumento generalizado de los precios; incluso, suele ser utilizada para definir la meta de inflación que debe procurar el banco central si se encuentra bajo un esquema de metas explícitas de inflación. En la [Ecuación 1](#) se muestra la fórmula utilizada para computar dicha medida de inflación (π_t):

$$\pi_t = 100 \cdot \left(\frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \right) \quad \text{Ecuación (1)}$$

donde IPC_t representa al Índice de Precios al Consumidor del mes t y es un número índice compuesto de tipo Laspeyres aditivo en el que los precios son ponderados por cantidades fijas de bienes y servicios correspondientes al período base (o a un período previo al base⁴). En particular:

$$IPC_t = \sum_x I_{x,t} w_x, \quad x = 1, 2, \dots, N$$

donde $I_{x,t}$ es el número índice de precio del bien o servicio x ; w_x representa la participación del gasto básico⁵ x en el gasto total del consumidor en el período base (o en un período de referencia previo al período base) y N representa el número de gastos básicos considerados en la canasta del IPC.

⁴ Usualmente, las participaciones de los bienes y servicios en el gasto total del consumidor representativo se obtienen de encuestas de gastos de hogares, las cuales son efectuadas antes del período establecido como base.

⁵ En este trabajo, el término “gasto básico” se utiliza como sinónimo de bien o servicio de consumo.

La medida de inflación π_t también puede ser computada como la sumatoria, adecuadamente ponderada, de las variaciones porcentuales de precios de los gastos básicos que integran el IPC. El resultado se muestra en la [Ecuación 2](#) (cuya derivación matemática puede encontrarse en la [Sección 5.1](#) de los Anexos):

$$\pi_t = \sum_x \left(\frac{I_{x,t-12}}{IPC_{t-12}} \right) w_x \pi_{x,t} \quad \text{Ecuación (2)}$$

donde $I_{x,t-12}$ representa el índice de precios del gasto básico x en el mes $t - 12$ (un año atrás del mes t en cuestión), IPC_{t-12} representa el Índice de Precios al Consumidor en el mes $t - 12$ y $\pi_{x,t}$ representa la variación porcentual interanual del índice de precios del gasto básico x . En resumen, la Inflación Total Interanual es calculada como la suma de variaciones porcentuales interanuales en los precios de los bienes y servicios, cada una ponderada por dos factores: uno variable ($I_{x,t-12}/IPC_{t-12}$) y uno fijo (w_x); conformando así un ponderador efectivo variable, dado por la expresión siguiente:

$$\left(\frac{I_{x,t-12}}{IPC_{t-12}} \right) \cdot w_x$$

Por construcción, en la medida de Inflación Total Interanual se genera un sesgo positivo y creciente cuando un subconjunto de bienes o servicios se encarece relativamente de forma sistemática. Este encarecimiento relativo se refleja, en la [Ecuación 2](#), en el factor $I_{x,t-12}/IPC_{t-12}$, que adopta valores mayores que uno en el caso de los gastos básicos relativamente más caros.

Cuando el encarecimiento relativo es sistemático, entonces coincide la ocurrencia de altas tasas de variación de precios con la ocurrencia de precios relativos altos, para un cierto subconjunto de gastos básicos. En tales casos, el ponderador efectivo es más alto para los gastos básicos que manifiestan tasas de variación de precios también más altas.

En otras palabras, la fórmula usual de inflación implica una asignación de ponderadores altos y crecientes a las variaciones de precios de los gastos básicos que son relativamente más caros y que, a la vez, se encarecen relativamente de manera más rápida. A la vez, son asignados ponderadores bajos y decrecientes a las variaciones de precios de los gastos básicos que son relativamente más baratos, que tienden a abarataarse en términos relativos y que presentan bajas tasas de variaciones de precios nominales. Estos resultados se derivan del supuesto metodológico que mantiene constantes las cantidades de bienes y servicios dentro de la canasta de consumo e iguales a las del período base (o a las de un período de referencia previo al período base).

Sin embargo, la teoría del consumidor y la evidencia empírica señalan que, en general, la elasticidad precio de la mayoría de bienes y servicios es negativa, de manera que hay una tendencia a consumir cantidades mayores de los gastos básicos que se abaratan relativamente, así como cantidades menores de los gastos básicos que se encarecen relativamente. Esta tendencia a sustituir unos bienes o servicios por otros al cambiar los precios relativos es más acentuada cuanto mayor es el período de tiempo durante el cual se registran los referidos cambios en precios relativos.

Por lo tanto, en la medida en que realmente ocurre cierta sustitución que modifica las cantidades consumidas de bienes y servicios, el uso de una medida de inflación que supone el mantenimiento de cantidades consumidas fijas e iguales a las originales genera un sesgo positivo en dicha medida que es tanto mayor cuanto más pronunciado y sistemático sea el proceso de encarecimiento relativo de un subconjunto específico de bienes o servicios. De forma intuitiva, si las cantidades se mantienen fijas en la canasta de consumo, los bienes o servicios que se encarecen relativamente ganan participación e incidencia en el gasto total del consumidor y, por ende, incrementan también su incidencia en la variación del IPC (aunque sus tasas de variación de precios permanezcan invariables).

El sesgo varía directamente en función de la dispersión histórica de los precios relativos de los bienes y servicios que integran la canasta de consumo en el IPC. Esta dispersión generalmente aumenta en presencia de tendencias estructurales y sistemáticas de encarecimiento o abaratamiento relativo de uno o varios subconjuntos de bienes y servicios. Por otro lado, la dispersión de precios relativos disminuye ante la presencia de reversiones de cambios observados de precios relativos. Finalmente, el sesgo positivo es mayor cuanto más lejana del período base del IPC se encuentre la medición de inflación en estudio.

En el anexo de la [Sección 5.2](#) se ilustra el sesgo positivo generado por la medición usual de inflación, utilizando ejemplos hipotéticos para una economía simplificada en la que solo hay dos bienes de consumo.

2.2 Inflación Media Ponderada Interanual

Una medida alternativa a la Inflación Total Interanual está constituida por la Inflación Media Ponderada Interanual $\pi_{MP,t}$, la cual se construye como sigue:

$$\pi_{MP,t} = \sum_x w_x \pi_{x,t} \quad \text{Ecuación (3)}$$

donde w_x es la participación constante del gasto básico x dentro del gasto total del consumidor y $\pi_{x,t}$ representa la variación porcentual interanual del índice de precios del gasto básico x . En particular, esta fórmula corresponde a la suma de las variaciones porcentuales interanuales de precios de los gastos básicos de la canasta de consumo, ponderadas por las respectivas participaciones de los gastos básicos en el gasto total del consumidor.

El hecho de que las participaciones w_x se mantengan constantes a lo largo del tiempo implica que las elasticidades precio de todos los bienes y servicios son exactamente unitarias. Es decir, se reducen las cantidades consumidas de los bienes y servicios que se encarecen relativamente y se incrementan las correspondientes cantidades de los bienes y servicios que relativamente se abaratan en medidas tales, que la participación de cada bien o servicio en el gasto total del consumidor permanece constante⁶.

⁶ Este es un supuesto extremo, sobre todo cuando los cambios de precios ocurren en períodos cortos. Sin embargo, en períodos más prolongados puede ser un supuesto más plausible que el de mantener totalmente fijas las cantidades.

En el anexo de la [Sección 5.3](#) se demuestra que existe una relación aproximada entre la Inflación Media Ponderada Interanual y la inflación interanual obtenida a través de un índice geométrico de precios de los bienes y servicios sobre la canasta de consumo. Esta relación es importante ya que en la literatura especializada⁷, se señala que el índice geométrico constituye una alternativa al IPC usual, la cual puede ser implementada con el mismo conjunto de información disponible.

A diferencia de la medida de Inflación Total Interanual, la Inflación Media Ponderada Interanual no es afectada por el factor variable $I_{x,t-12}/IPC_{t-12}$, que refleja el encarecimiento relativo de cada gasto básico respecto al índice total y, por lo tanto, evita los efectos del sesgo positivo que se genera ante el encarecimiento sistemático y persistente de un subconjunto de bienes en la canasta de consumo, en la medida usual de inflación.

Cabe indicar que la Inflación Media Ponderada Interanual solo incorpora el efecto de la variación porcentual interanual de precio de cada gasto básico en cada período, con el factor $\pi_{x,t}$, mientras que la Inflación Total Interanual, que incorpora el factor $I_{x,t-12}/IPC_{t-12}$ en la fórmula, toma en cuenta la acumulación de las variaciones de precios históricas ocurridas desde el período base hasta el período $t - 12$ (inclusive), además de las variaciones de precios del período $t - 11$ al contemporáneo (t) incluidas en el factor $\pi_{x,t}$. Es decir que, como medida de la variación generalizada de precios en un período determinado, la Inflación Total Interanual es parcialmente distorsionada por las variaciones de precios ocurridas en períodos previos, en tanto que la Inflación Media Ponderada Interanual no sufre tal distorsión.

En la [Sección 5.4](#) de los Anexos se compara el comportamiento de la Inflación Total Interanual con el de la Inflación Media Ponderada Interanual y se ilustra, de manera simplificada, que la última se aísla del sesgo positivo que se genera en la Inflación Total Interanual, independientemente de la magnitud de la dispersión de precios relativos.

3. Evidencia Empírica: Guatemala y Centroamérica

3.1 Datos históricos

En la [Figura 1](#) se puede observar el comportamiento tanto de la Inflación Total Interanual (variación porcentual interanual del IPC) como de la Inflación Media Ponderada Interanual desde diciembre de 2011 hasta diciembre de 2016 para Guatemala⁸. También se muestra la diferencia entre ambas, denominada “Sesgo por Fórmula”.

Como puede apreciarse, durante los primeros dos años de la muestra hay bastante coincidencia entre las dos medidas de inflación; de hecho, hay episodios en los que la Inflación Media Ponderada Interanual supera a la Inflación Total Interanual y, por tanto, el

⁷ Véanse Guerrero de Lizardi (2008, 61), Boskin (1996); y Diewert (1998, 48).

⁸ Tomando en cuenta que el período base del IPC de Guatemala es diciembre de 2010, el primer mes para el cual se puede computar Inflación Media Ponderada Interanual es diciembre de 2011.

Sesgo por Fórmula es negativo en dichos episodios. Sin embargo, desde principios de 2014, la Inflación Total Interanual comienza a superar persistentemente a la Inflación Media Ponderada Interanual, por lo que el Sesgo por Fórmula pasa a ser positivo y creciente, alcanzando al final de la muestra, valores cercanos a un punto porcentual.

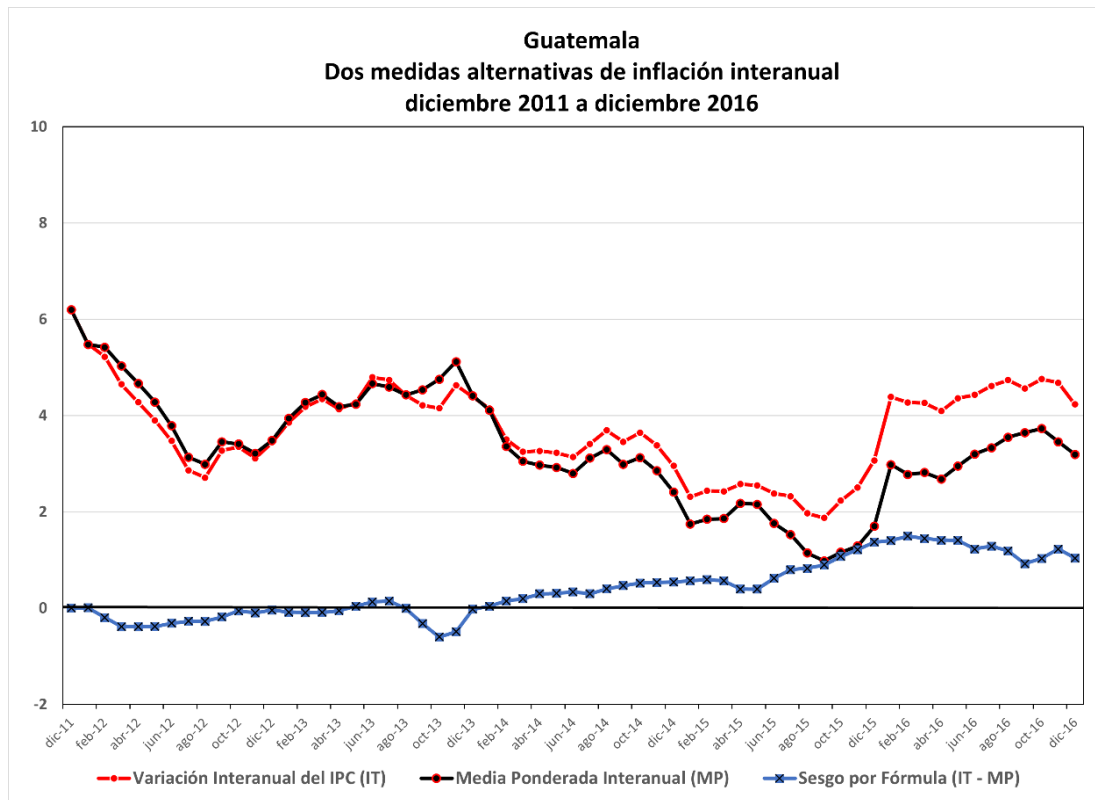


Figura 1. Guatemala: Inflación Total Interanual, Inflación Media Ponderada Interanual y Sesgo por Fórmula (diciembre 2011–diciembre 2016).

Fuente: elaboración propia.

Por su parte, las gráficas en la [Figura 2](#) muestran el comportamiento de la Inflación Total Interanual, de la Inflación Media Ponderada Interanual y del Sesgo por Fórmula durante el período de diciembre de 2011 a diciembre de 2016 para cuatro países pertenecientes al Consejo Monetario Centroamericano: Costa Rica, Honduras, Nicaragua y República Dominicana⁹. En dichas gráficas se puede apreciar que, para los países mencionados, el Sesgo por Fórmula es cercano a cero en toda la muestra, alternando entre episodios en los que evidencian valores positivos con otros en los que presentan valores negativos, sin que se aprecie un crecimiento sistemático de dicha variable. Por lo tanto, destaca la diferencia entre el comportamiento del Sesgo por Fórmula de Guatemala (positivo, creciente y persistente) y el del resto de países analizados (estacionario, con valores negativos, pero cercanos a cero).

⁹ Los períodos base para el IPC de cada uno de los países son: Costa Rica, julio de 2006 y junio de 2015; Guatemala, diciembre de 2010; Honduras, diciembre de 1999; Nicaragua, año 2006; y República Dominicana, diciembre de 2010.

En los apartados siguientes, se hará más evidente que la diferencia expuesta entre el caso de Guatemala y de los otros países analizados puede ser atribuida al hecho de que Guatemala presenta una mayor dispersión de precios relativos de bienes y servicios de consumo, que a su vez es causada por un proceso de encarecimiento relativo, sistemático y persistente de un subconjunto específico de dichos bienes y servicios.

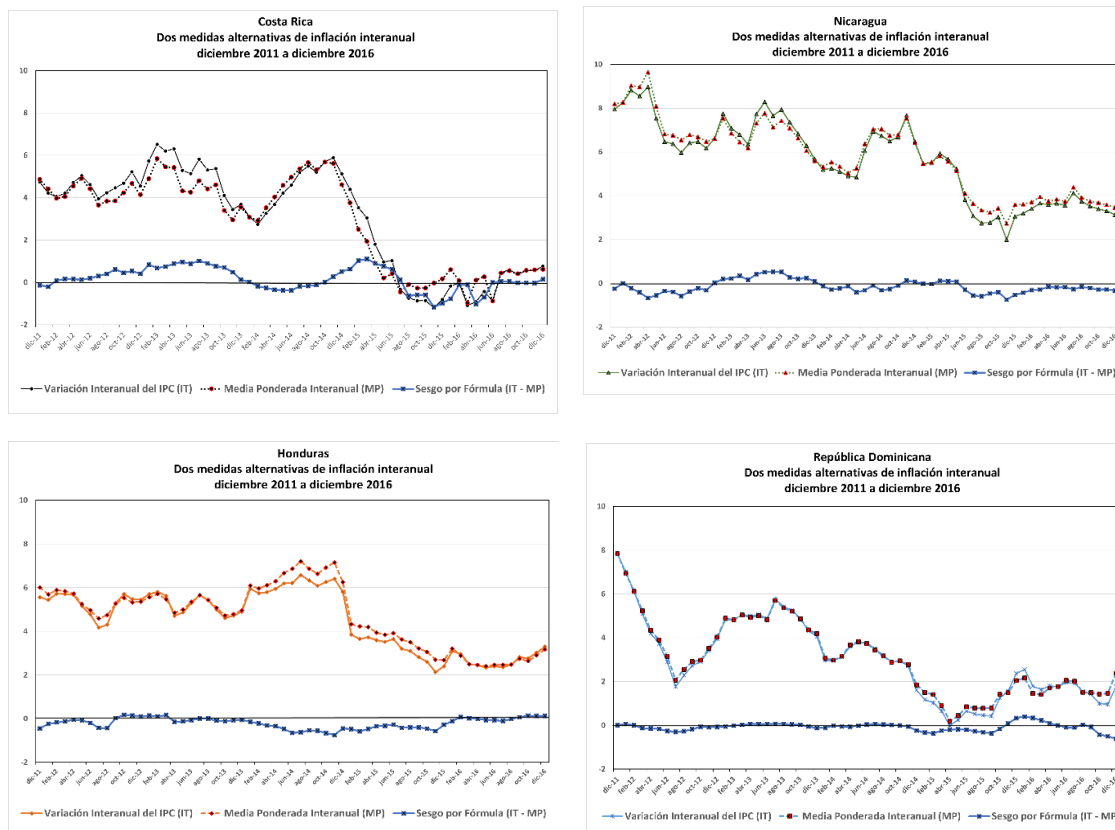


Figura 2. Inflación Total Interanual, Inflación Media Ponderada Interanual y Sesgo por Fórmula para cuatro países miembros del Consejo Monetario Centroamericano.

Fuente: elaboración propia.

3.2 Análisis de dispersión

En este apartado se analizan el rango y la desviación estándar de los precios relativos de los bienes y servicios de consumo para evaluar la dispersión de tales precios relativos. Sin embargo, para que la medida de dispersión refleje estrictamente la dispersión de los precios relativos evitando que sea contaminada por los efectos puramente nominales de los incrementos en el nivel general de precios, es conveniente normalizar los números índices de precios de los distintos gastos básicos que integran el IPC, dividiéndolos dentro del correspondiente valor total del IPC.

En la *Figura 3* se muestra el rango de los números índices de precios normalizados para cada uno de los países analizados. Como se puede apreciar, el valor del rango normalizado para Guatemala contrasta marcadamente respecto a sus similares de Centroamérica y República Dominicana. En efecto, el comportamiento del rango para el caso de Guatemala es creciente en el tiempo, alcanzando un valor cercano a 14 (la diferencia entre el índice

de precios más alto¹⁰ y el más bajo, en Guatemala, llega a ser aproximadamente 14 veces el valor del IPC), mientras que para el resto de países oscila entre 0 y 2.

Guatemala y República Dominicana parten de cero ya que sus respectivos IPC parten del mismo período base (diciembre de 2010), pero conforme pasa el tiempo, se van separando. Cabe resaltar el caso de Costa Rica, en el que, al cambiar el período base para su IPC en junio de 2015, el rango cae a cero en esa fecha. Lo anterior pone en evidencia el efecto (estrictamente estadístico) de realizar cambios en el período base sobre la medida de dispersión de precios relativos.

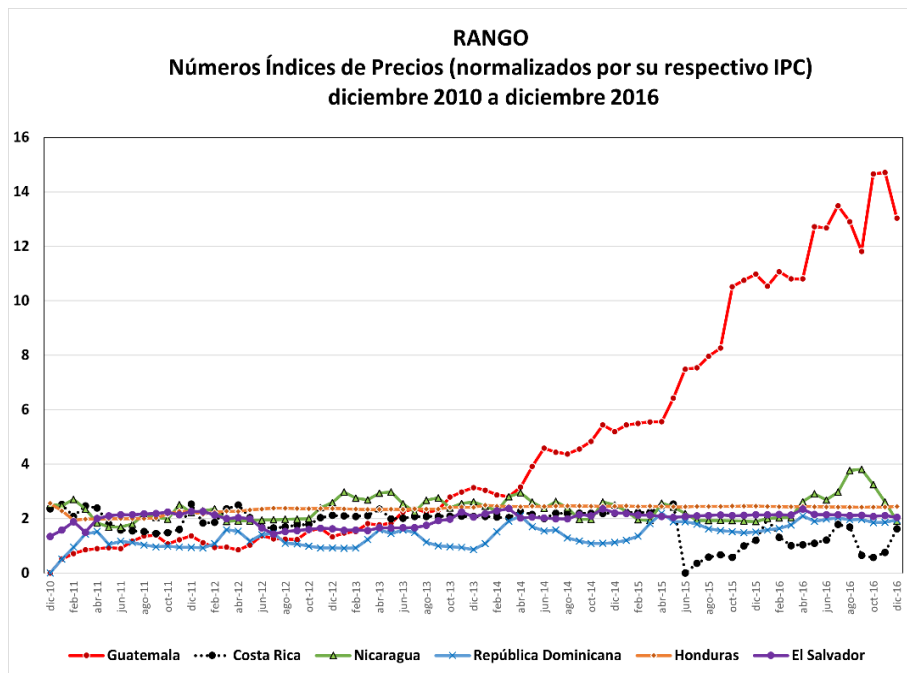


Figura 3. Rango de números índices de precios relativos normalizados por país.
Fuente: elaboración propia.

En la *Figura 4* se compara el rango de los números índices de precios relativos de Guatemala y el promedio de los correspondientes rangos para el resto de países considerados. Como se puede observar, el rango promedio del resto de países se mantiene cercano a 2, mientras que para Guatemala se observa un comportamiento claramente creciente.

¹⁰ Corresponde al gasto básico "Culantro".

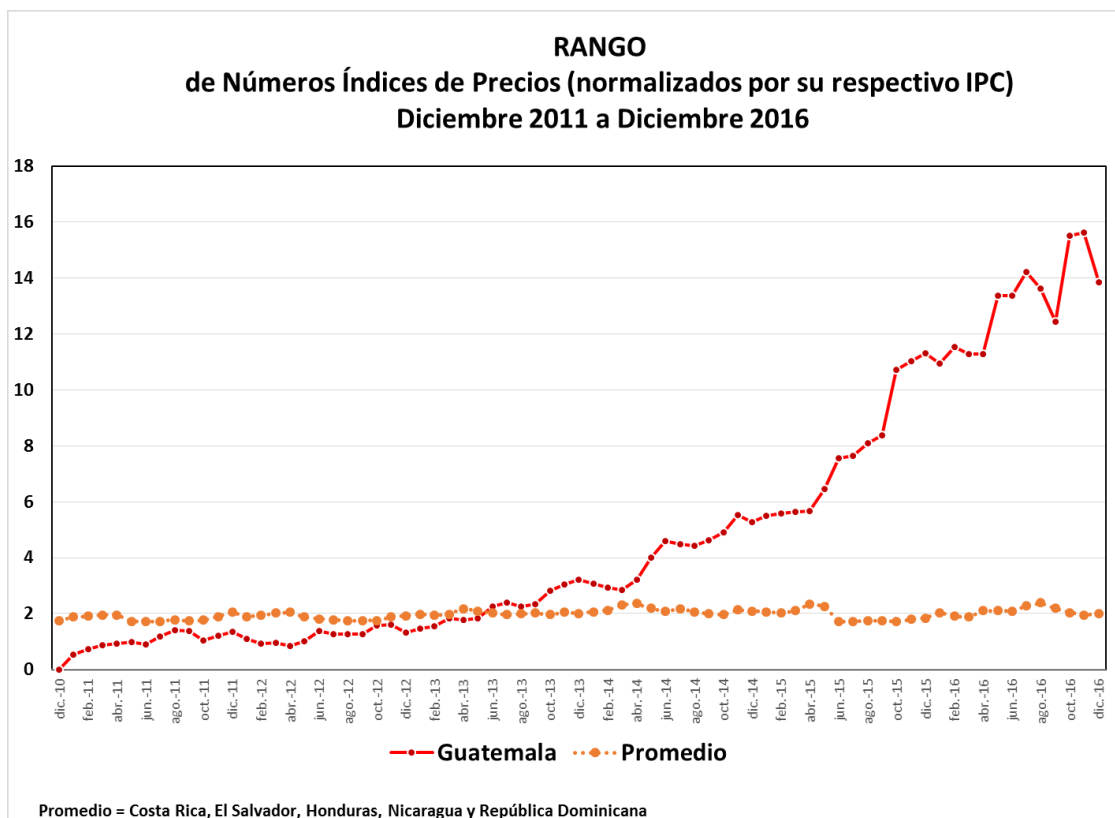


Figura 4. Comparación del rango de precios relativos: Guatemala vs. promedio de países comparados.

Fuente: elaboración propia.

En la [Figura 5](#) se muestra la desviación estándar de la distribución de números índices de precios relativos normalizados de todos los gastos básicos para cada país. Como se puede observar, Honduras y Nicaragua presentan comportamientos estables para esta variable (entre los valores 0.2 y 0.3).

En el caso de Costa Rica, el comportamiento es bastante estable dentro de la base 2006, pero cuando ocurre un cambio de período base, en junio de 2015, la desviación estándar cae nuevamente a cero y luego empieza a aumentar levemente, pues los números índices de precios empiezan a dispersarse.

En los casos de Guatemala y de República Dominicana se puede observar un comportamiento creciente en las respectivas desviaciones estándar, pero la pendiente es sustancialmente mayor en el caso de Guatemala, lo que indica la ocurrencia de un incremento pronunciado en la dispersión de precios relativos de bienes y servicios de consumo para este país.

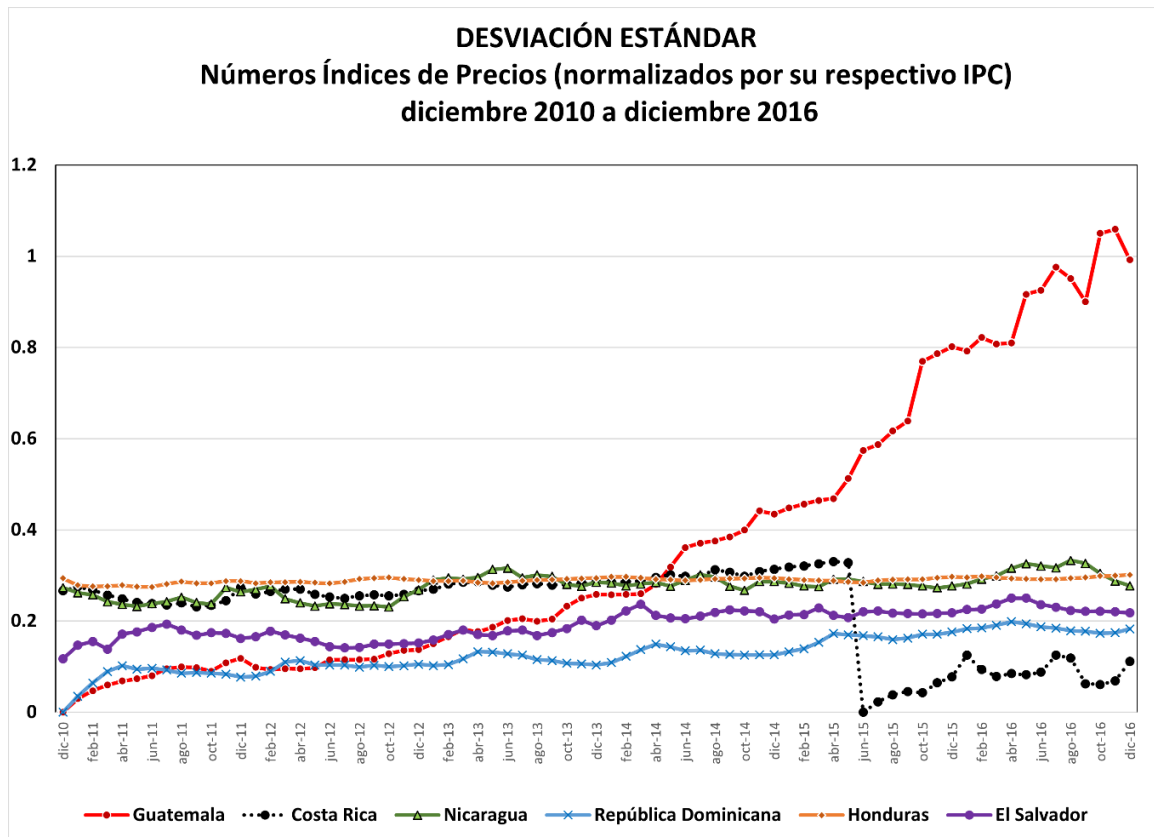


Figura 5. Desviación estándar de índices de precios relativos normalizados por país.
Fuente: elaboración propia.

En la [Figura 6](#) se muestra la comparación de la desviación estándar de números índices de precios relativos normalizados de Guatemala y del promedio de los otros cuatro países analizados. Como se puede observar, la dispersión de los números índices del promedio de países es relativamente constante (desviación estándar alrededor de 0.2), mientras que, para Guatemala, esta dispersión es creciente con el tiempo y llega a alcanzar valores de desviación estándar relativamente elevados (alrededor de 1; es decir, la desviación estándar en los índices de precios llega a tener la magnitud del IPC) en comparación con el promedio de los otros países analizados.

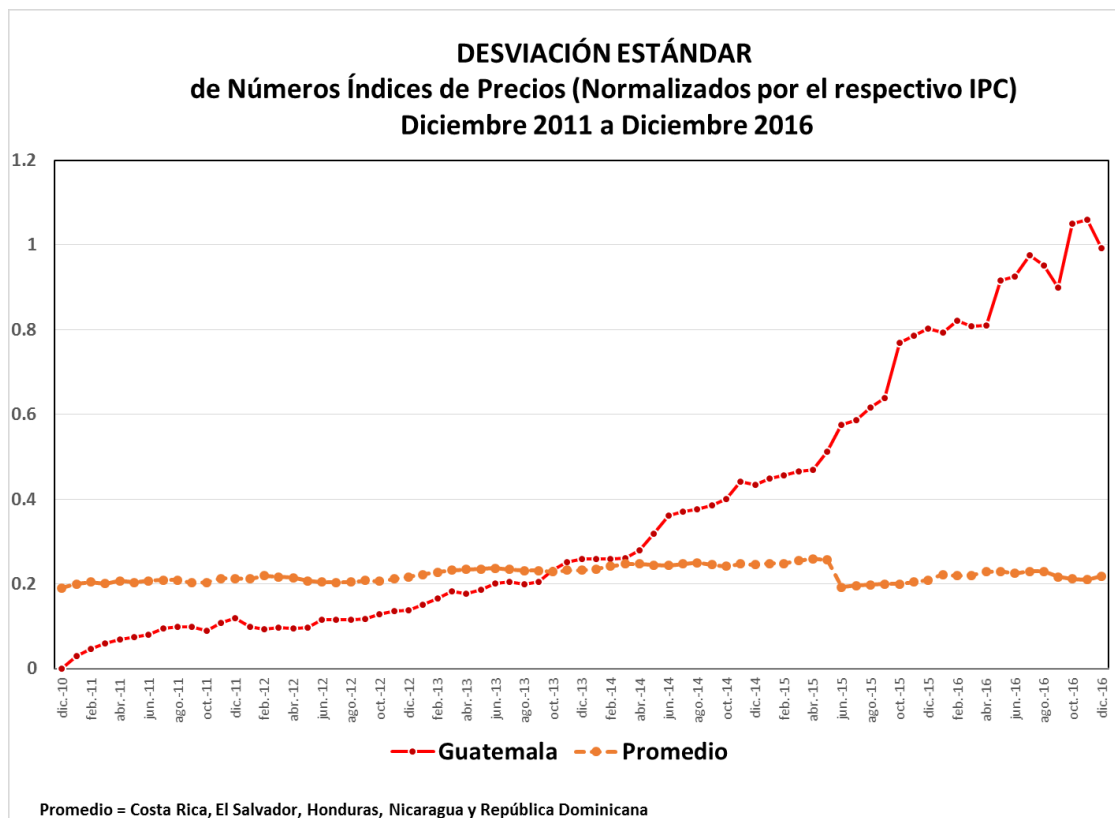


Figura 6. Desviación estándar de precios relativos: Guatemala y promedio de países comparados.

Fuente: elaboración propia.

3.3 Análisis de encarecimiento relativo

En este apartado se ilustra el hecho de que en Guatemala hay un subconjunto de bienes y servicios que se encarecen en términos relativos de manera sustancialmente pronunciada y sistemática, explicando de esa manera la existencia de una alta dispersión de precios relativos de consumo. Por el contrario, en los demás países no se identifican subconjuntos de bienes o servicios que experimenten un proceso tan marcado de encarecimiento relativo como en el caso guatemalteco.

Para ilustrar mejor el punto, en cada país se identificó el subconjunto de bienes o servicios que para diciembre de 2016 presentan números índices de precios que superan el valor del correspondiente IPC en el mismo mes. Es decir, se identificaron los bienes y servicios relativamente caros (respecto del correspondiente IPC). Luego, para cada país se construyó un número índice compuesto que incorpora los números índices de los bienes y servicios identificados como relativamente caros (ponderados de acuerdo con sus ponderaciones

originales en el IPC correspondiente y normalizados para que la suma de los respectivos ponderadores sea igual a 100%)¹¹.

La *Figura 7* ilustra el comportamiento de los números índices compuestos de los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016 para los cinco países analizados. Es evidente que, en el período de la muestra, los gastos básicos relativamente caros de Guatemala sufrieron un encarecimiento mucho más pronunciado que los correspondientes gastos básicos de los otros países. La *Figura 8* hace más evidente el hecho mencionado al comparar el caso de Guatemala con el promedio de los cuatro países restantes.

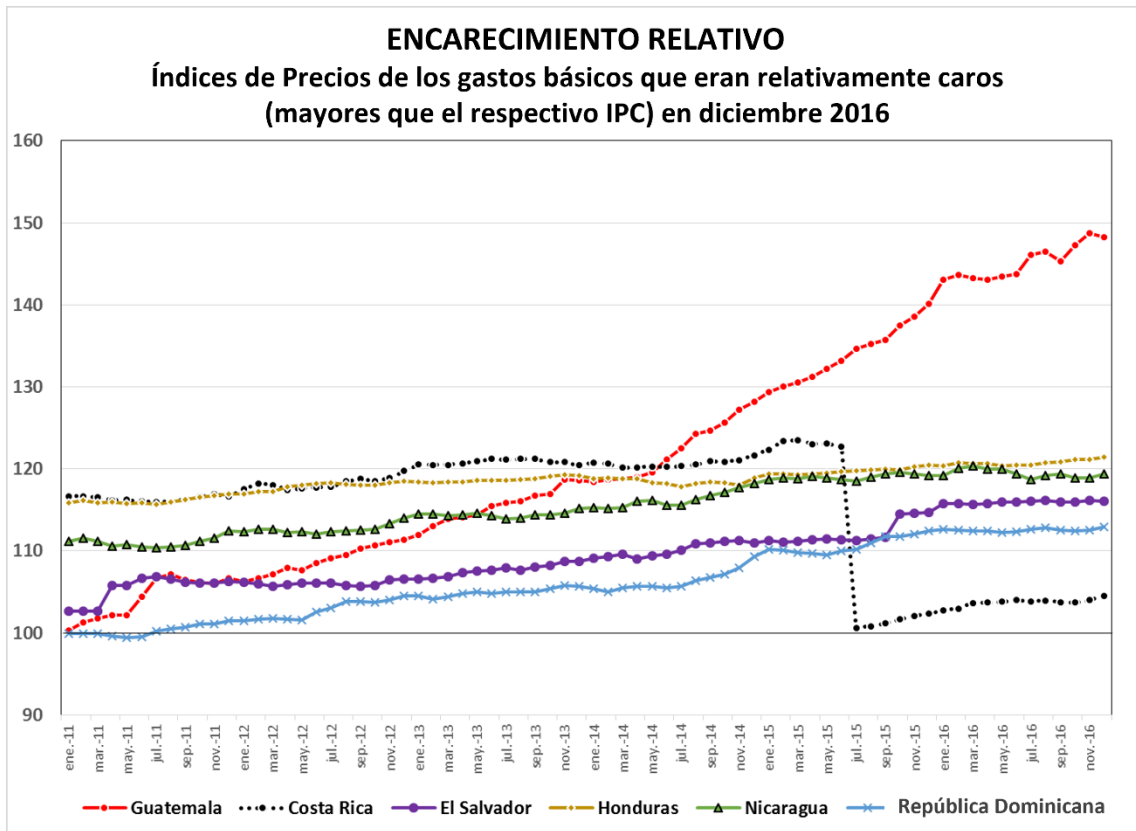


Figura 7. Encarecimiento relativo de gastos básicos en países analizados.
Fuente: elaboración propia.

¹¹ En el caso de Costa Rica, cuyo IPC cambió de base a partir de julio de 2015, se construyeron dos números índices compuestos: el primero, para los gastos básicos que eran relativamente caros en junio de 2015; el segundo, para los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016.

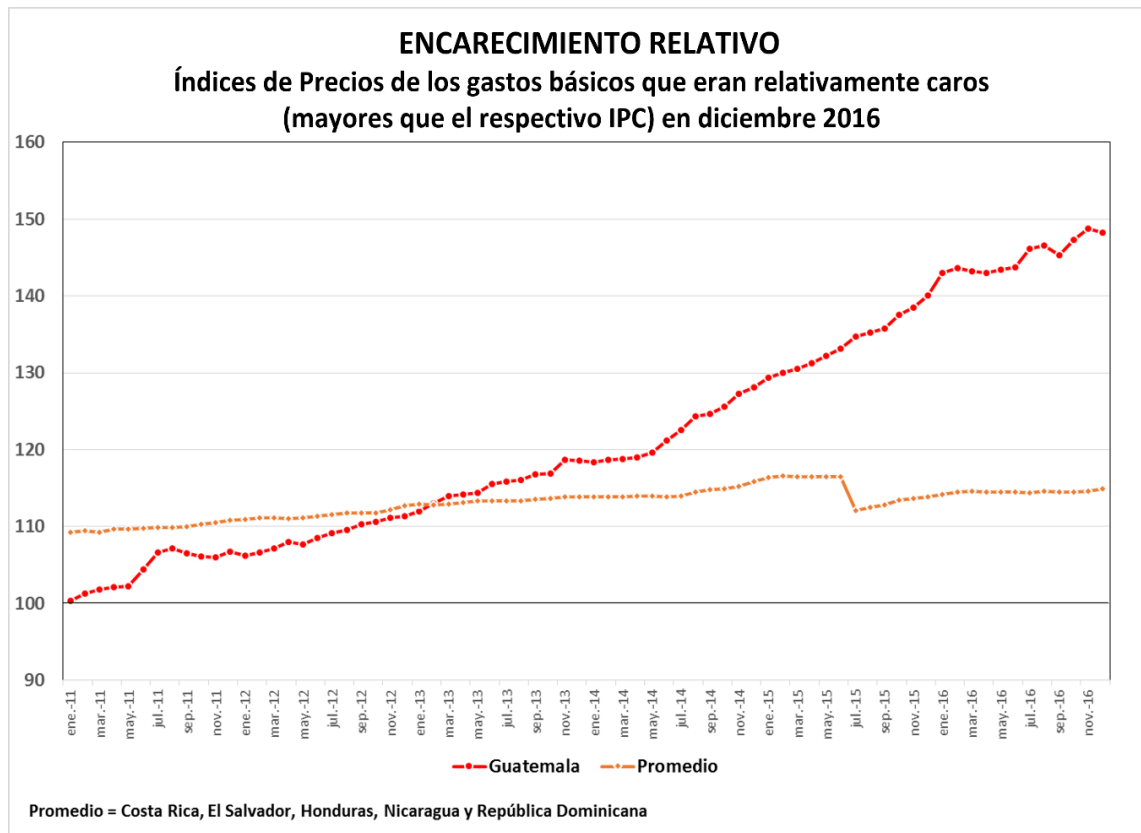


Figura 8. Encarecimiento relativo de gastos básicos: Guatemala vs. promedio de otros países.

Fuente: elaboración propia.

La [Figura 9](#) destaca la magnitud del encarecimiento acumulado entre diciembre de 2010 y diciembre de 2016 de los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016. Para Guatemala, el incremento en el número índice compuesto de precios de tales gastos básicos es casi del 50%. En contraste, en los demás países, dicho incremento no supera el 13%. Asimismo, se destaca el caso de Costa Rica, cuyo valor negativo (-11.86%) reportado se explica por el cambio de base del IPC ocurrido a partir de julio de 2015. Esto permite apreciar que un hecho de naturaleza estrictamente estadística, como lo es el cambio de base del IPC, tiene efectos cuantitativos en las mediciones de encarecimiento relativo de subconjuntos de gastos básicos, de dispersión de precios relativos y, ultimadamente, de inflación (cuando esta se mide como la variación interanual del IPC).

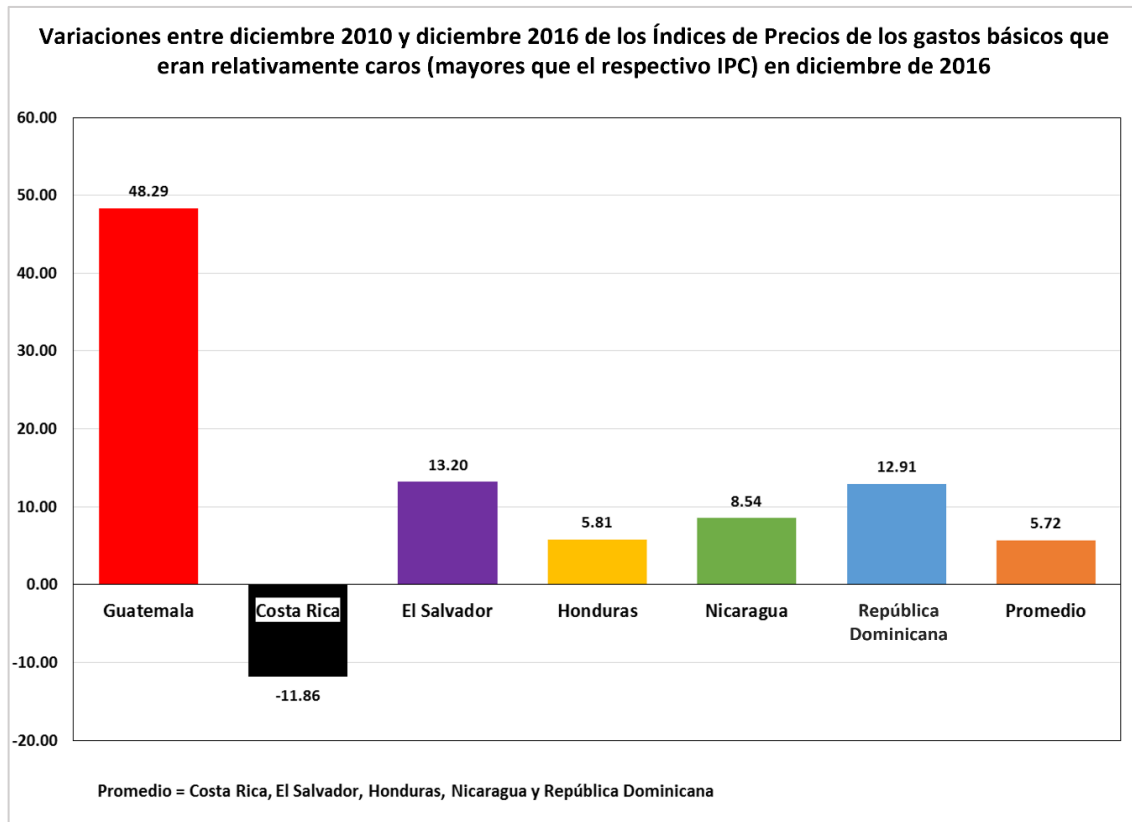


Figura 9. Encarecimiento acumulado de gastos básicos relativamente caros (2010–2016).
Fuente: elaboración propia.

La [Figura 10](#) y la [Tabla 1](#) permiten apreciar que, para Guatemala, el subconjunto de gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016 es pequeño (24% del total). En cambio, para República Dominicana y para Costa Rica, tales subconjuntos reúnen a más de la mitad de los gastos básicos. Para Honduras y para Nicaragua, los respectivos subconjuntos reúnen a menos del 50% de los gastos básicos, pero con porcentajes claramente mayores que el de Guatemala (35% y 42%, respectivamente).

En otras palabras, se evidencia que en el caso guatemalteco hay un subconjunto relativamente pequeño de gastos básicos que ha experimentado un encarecimiento relativo sistemático y sustancialmente pronunciado, incidiendo en la existencia de una alta dispersión de precios relativos¹².

Para los otros países analizados, en cambio, los gastos básicos se dividen más equitativamente entre los que se encarecen y los que se abaratan en términos relativos; y, además, los que se encarecen, lo hacen de manera bastante menos pronunciada, por lo que, en esos casos, se genera una menor dispersión de precios relativos.

¹² En su mayor parte, se trata de alimentos, como se aprecia en el anexo de la [Sección 5.5](#). Respecto de las posibles causas del encarecimiento relativo de los alimentos en Guatemala, véase International Monetary Fund (2016, 7).

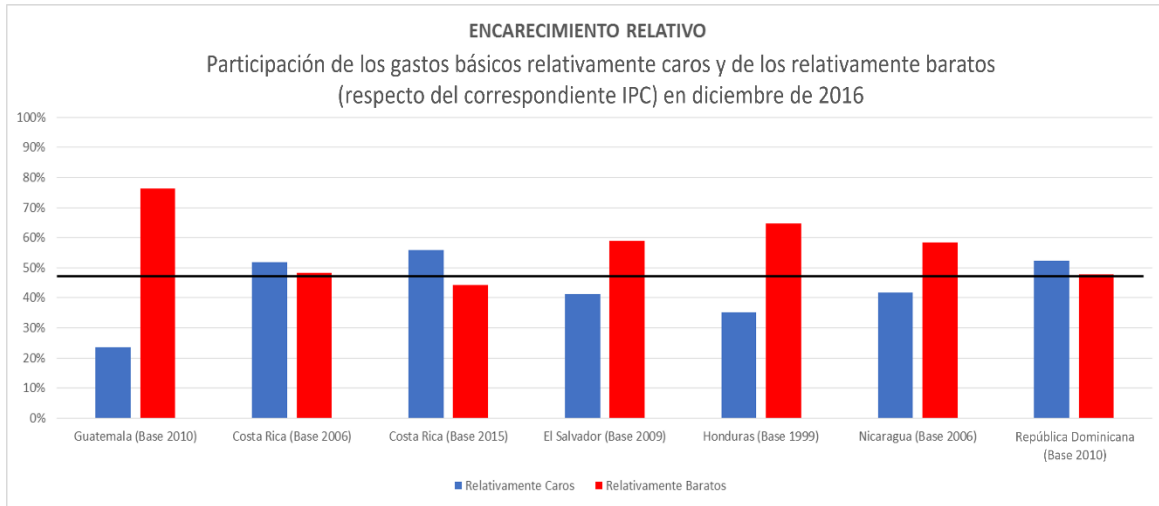


Figura 10. Estructura de gastos relativamente caros y baratos por país.

Fuente: elaboración propia.

País	Relativamente caros (número)	Relativamente caros (%)	Relativamente baratos (número)	Relativamente baratos (%)	Total (número)	Total (%)
Guatemala (Base 2010)	66	24%	213	76%	279	100%
República Dominicana (Base 2010)	161	52%	147	48%	308	100%
Nicaragua (Base 2006)	124	42%	174	58%	298	100%
Honduras (Base 1999)	99	35%	182	65%	281	100%
Costa Rica (Base 2006)	151	52%	141	48%	292	100%
Costa Rica (Base 2015)	176	56%	139	44%	315	100%

Tabla 1. Gastos básicos relativamente caros y relativamente baratos.

Fuente: elaboración propia.

Como se indicó en el apartado de aspectos conceptuales, la medición de inflación basada en la variación porcentual interanual del IPC (Inflación Total Interanual) es afectada por la dispersión de precios relativos de los gastos básicos incluidos en el IPC. De hecho, el ponderador efectivo de la variación interanual de precio de cada gasto básico, en la [Ecuación 2](#), tiene un componente variable que consiste en el valor rezagado 12 meses del cociente del número índice de precio del gasto básico en cuestión y el IPC: $I_{x,t-12}/IPC_{t-12}$.

Como se señaló, lo anterior implica que se incrementa el ponderador efectivo de los gastos básicos que son relativamente más caros. Cuando ocurre el hecho de que los gastos básicos relativamente más caros son, a la vez los que experimentan persistentemente mayores incrementos porcentuales de precios (es decir, cuando el encarecimiento relativo es sistemático), entonces los gastos básicos relativamente más caros y que manifiestan mayores incrementos de precios también muestran ponderadores efectivos crecientes.

En la [Figura 11](#) y [Figura 12](#) se observa la evolución de los ponderadores efectivos de los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016 para los países analizados y para el promedio de estos (excepto Guatemala). Puede apreciarse que el incremento en el ponderador efectivo ha sido mayor para los bienes y servicios relativamente caros de Guatemala. Lo anterior se confirma en la [Figura 13](#) que muestra una comparación de los incrementos mencionados.

Por su parte, en la [Figura 14](#) se muestran las tasas interanuales de variación porcentual promedio de los índices de precios de los gastos básicos relativamente caros en diciembre de 2016 de todos los países analizados. Como se puede observar, Guatemala es el país que ha experimentado una mayor variación promedio durante el período de estudio (6.73% de variación interanual promedio en su índice de precios de gastos básicos relativamente caros identificados en diciembre de 2016), mientras que el resto de países experimenta una variación moderada. Este resultado se confirma y se enfatiza en la [Figura 15](#) al comparar la versión anualizada de la mediana de las tasas intermensuales de crecimiento del índice de precios compuesto de los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016: de nuevo, a Guatemala le corresponde un valor bastante mayor (5.87%) que al resto de países. De manera que el proceso analizado de encarecimiento relativo en Guatemala es de naturaleza sistemática y persistente.

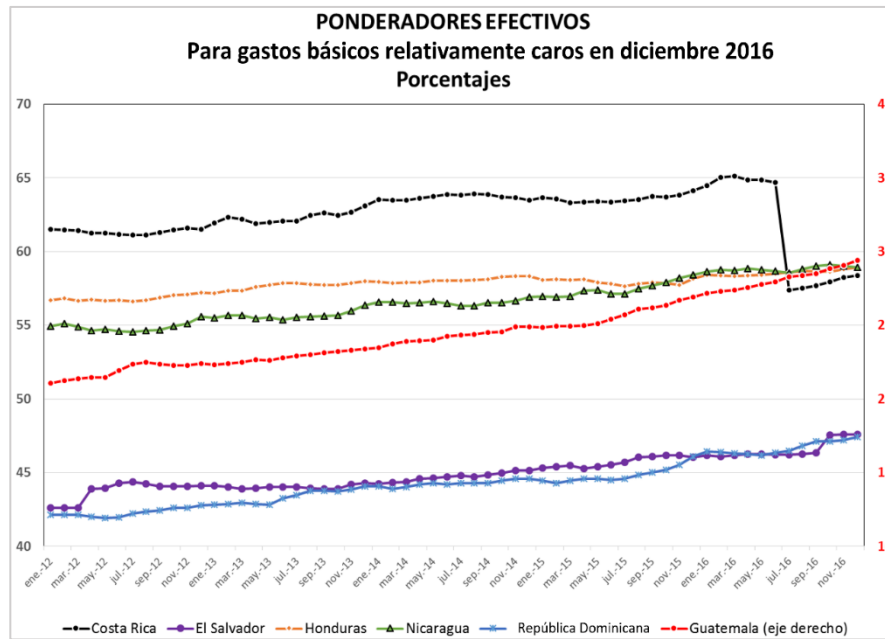


Figura 11. Evolución de ponderadores efectivos de gastos relativamente caros por país.
Fuente: elaboración propia.

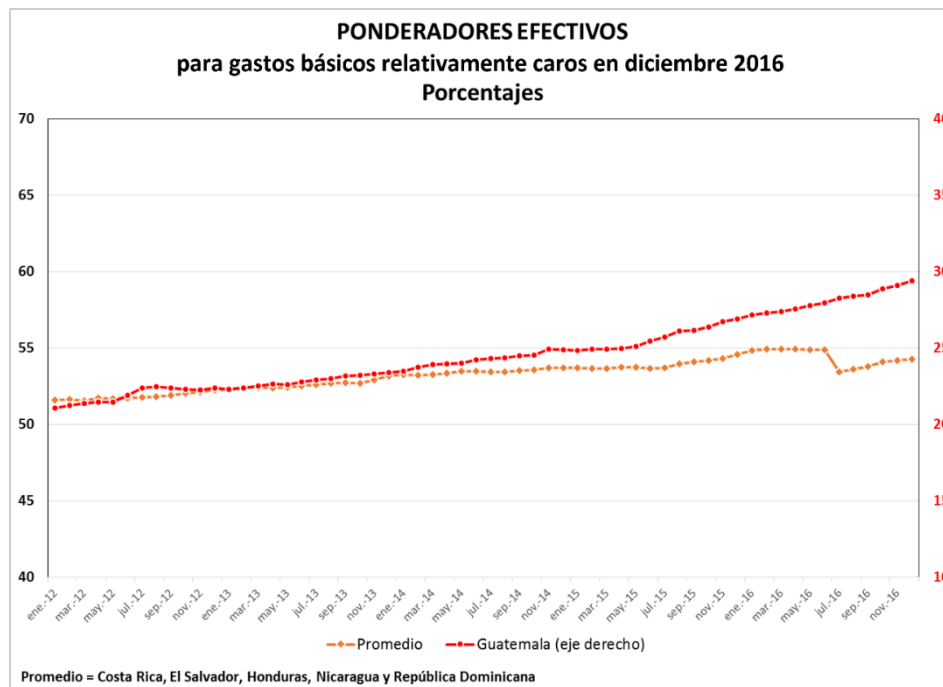


Figura 12. Ponderadores efectivos: Guatemala frente al promedio de países comparados.
Fuente: elaboración propia.

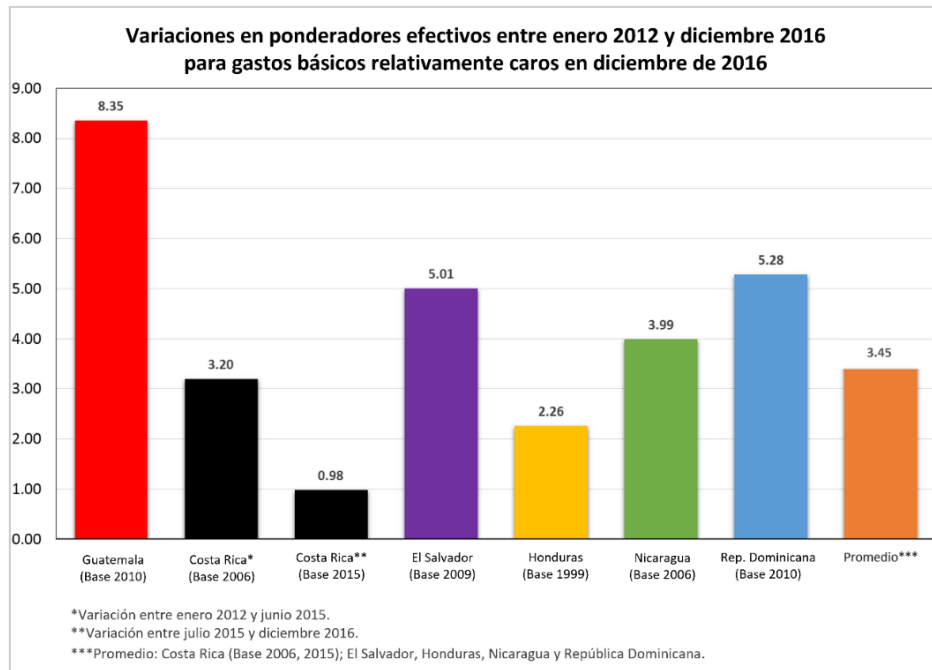


Figura 13. Variación de ponderadores efectivos de gastos relativamente caros.
Fuente: elaboración propia.

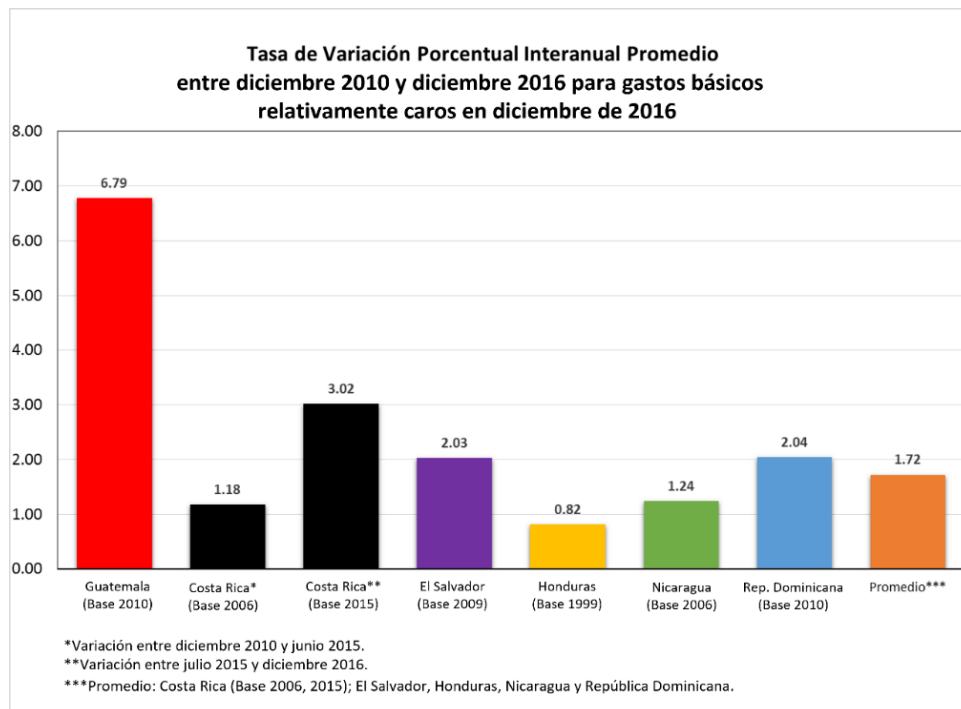


Figura 14. Tasas interanuales promedio de gastos relativamente caros por país.
Fuente: elaboración propia.

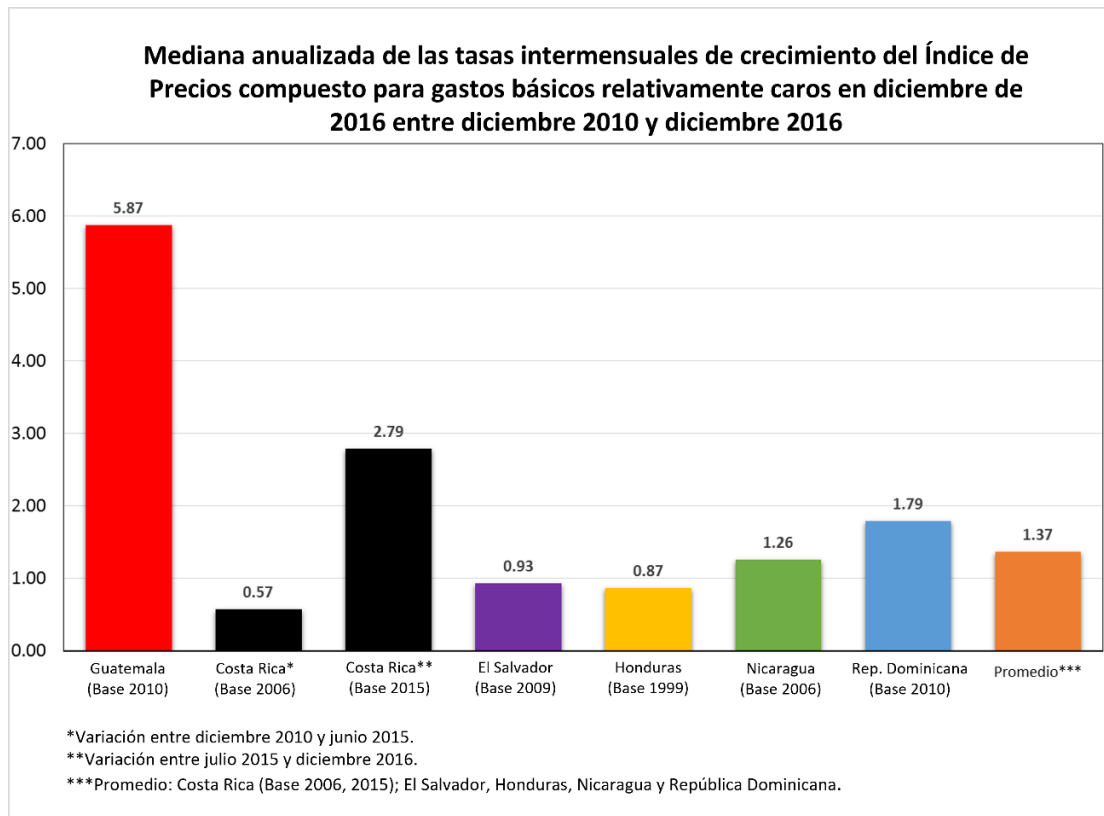


Figura 15. Mediana anualizada de crecimiento de gastos relativamente caros por país.
Fuente: elaboración propia.

En resumen, es evidente que en Guatemala hay un subconjunto relativamente pequeño de gastos básicos (principalmente alimentos) que experimentan un proceso de encarecimiento relativo sustancial y persistente, el cual causa una mayor dispersión de precios relativos de consumo y una incidencia exacerbada de los gastos básicos relativamente caros en las variaciones del IPC debido al aumento de los ponderadores efectivos de tales gastos básicos en la fórmula de cómputo de las variaciones del IPC.

3.4 Análisis de Sesgo por Fórmula

En este apartado se ilustra el hecho de que, en el contexto de los cinco países analizados, Guatemala es el que evidencia mayores valores de Sesgo por Fórmula, lo que es consistente con el hecho de que también evidencia una mayor dispersión de precios relativos y un proceso más acentuado y persistente de encarecimiento relativo para un subconjunto determinado de bienes y servicios.

La [Figura 16](#) muestra la tasa de variación interanual del IPC para los cinco países en estudio. En dicha figura se puede apreciar que Guatemala muestra la mayor tasa de inflación en 2016 (de acuerdo con esta medida). Pero ese no es el caso en la [Figura 17](#), en la que la medida de inflación utilizada es la Inflación Media Ponderada Interanual. De hecho, para ese mismo año 2016, la brecha de inflación entre Guatemala y el promedio de los restantes cuatro países es mayor a la luz de la Inflación Total Interanual, que al utilizar la Inflación Media Ponderada Interanual, como se aprecia en la [Figura 18](#) y [Figura 19](#).

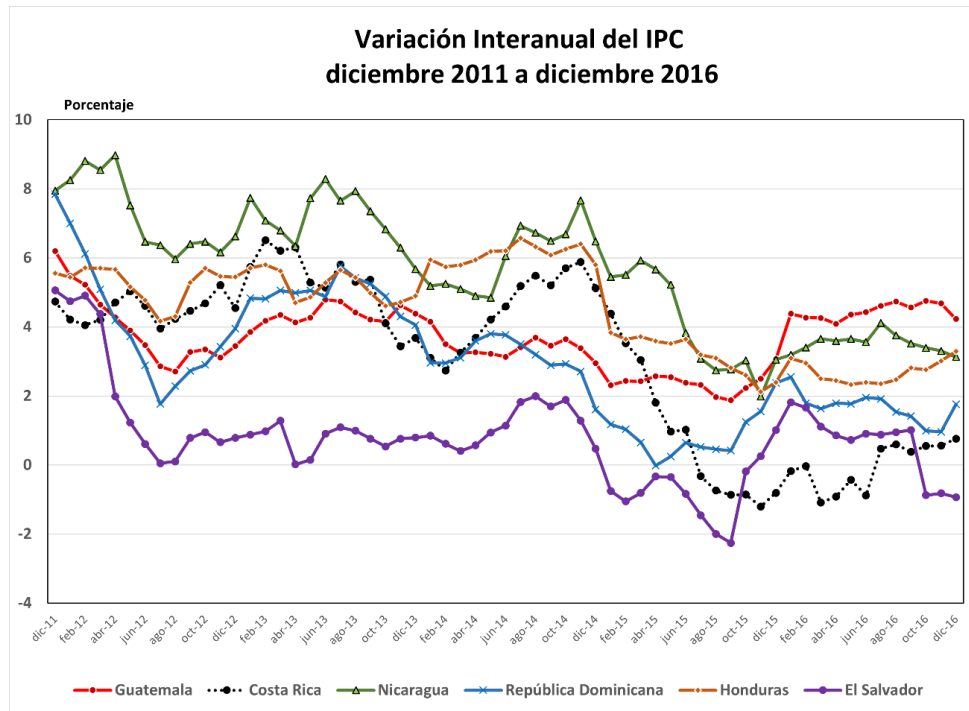


Figura 16. Variación interanual del IPC para cinco países del CMCA.
Fuente: elaboración propia.

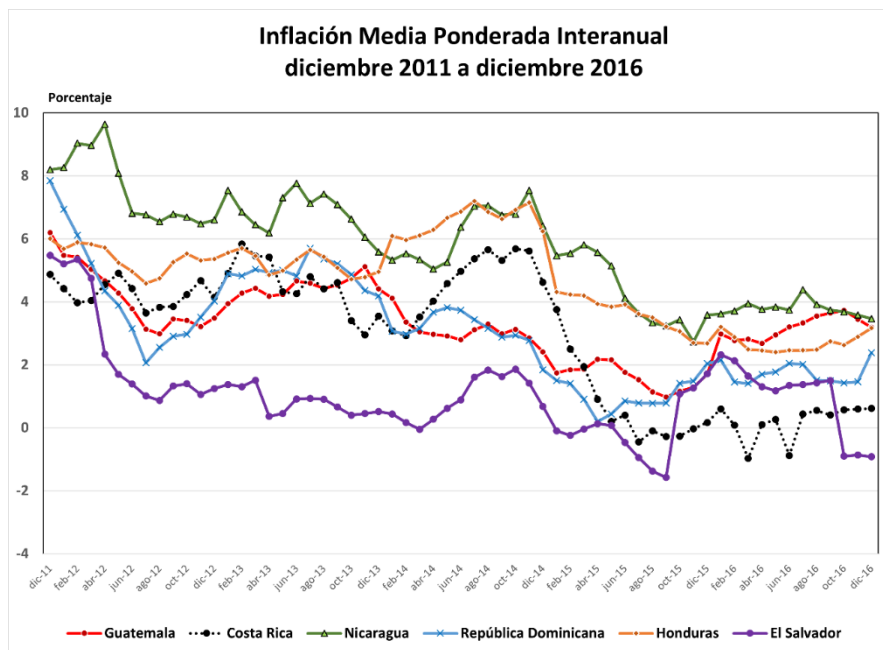


Figura 17. Inflación Media Ponderada Interanual para cinco países del CMCA.
Fuente: elaboración propia.

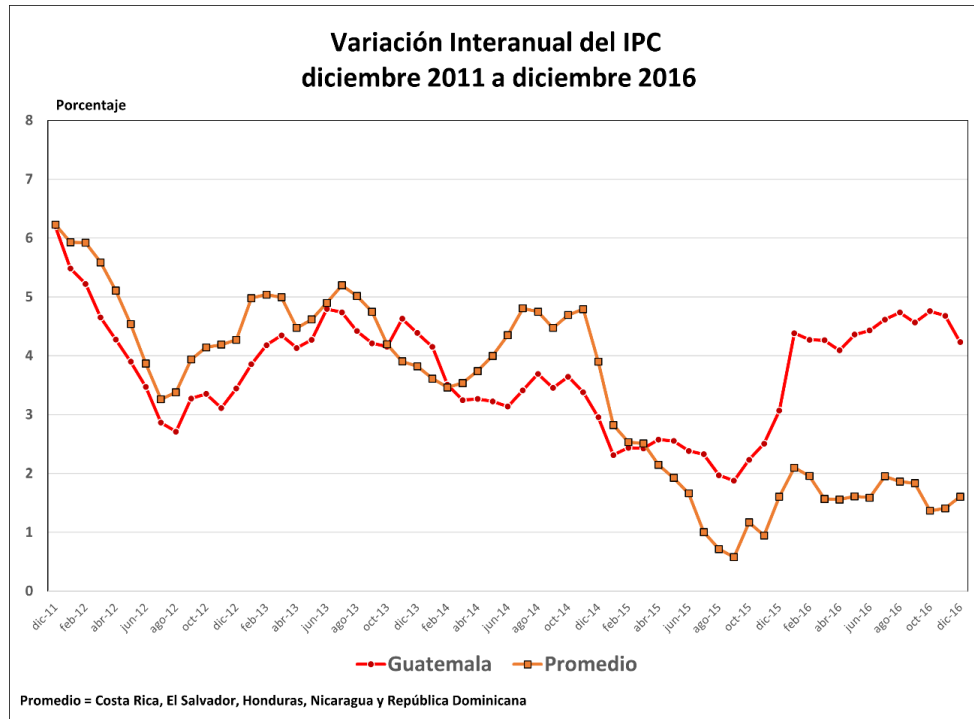


Figura 18. Inflación IPC: Guatemala frente al promedio del resto de países.
Fuente: elaboración propia.

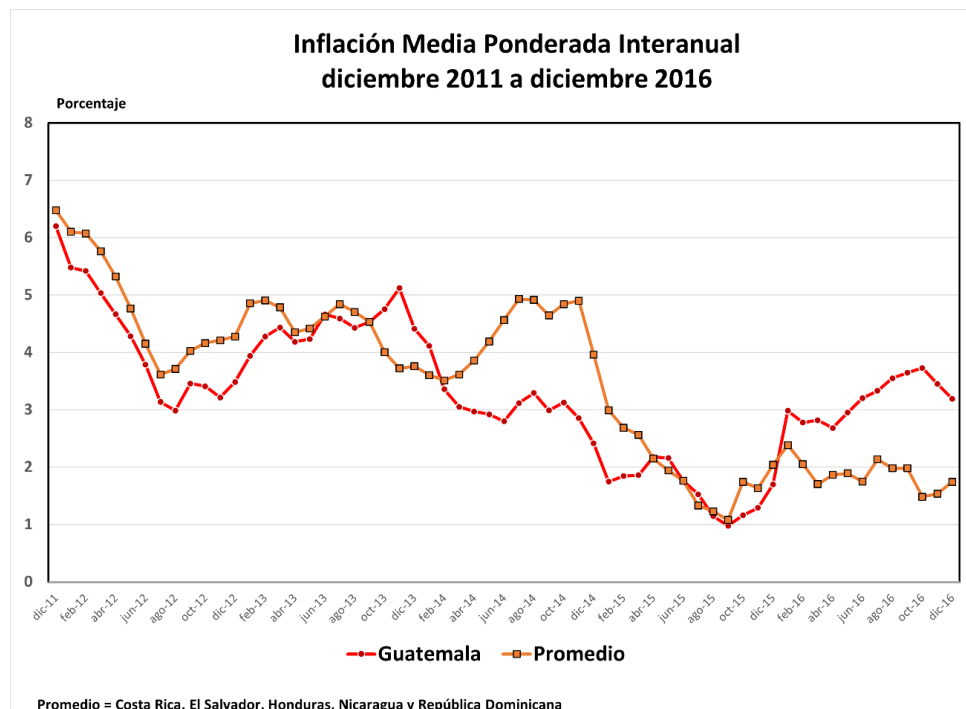


Figura 19. Inflación Media Ponderada: Guatemala frente al promedio del resto de países.
Fuente: elaboración propia.

La *Figura 20* y *Figura 21* permiten contrastar el comportamiento del Sesgo por Fórmula de Guatemala y el de los demás países en estudio. Como se puede observar, el Sesgo por Fórmula en Guatemala evidencia valores positivos y crecientes a partir de principios de 2014, los cuales son consistentes con la experiencia de un marcado y sistemático encarecimiento relativo de un subconjunto de gastos básicos y, consiguientemente, de alta dispersión de precios relativos que ha caracterizado a dicho país. En cambio, los demás países muestran valores de Sesgo por Fórmula que parecen ser estacionarios alrededor de cero y que son menores que el de Guatemala en valor absoluto durante el período 2014-2016 (salvo por un breve episodio en el caso de Costa Rica).

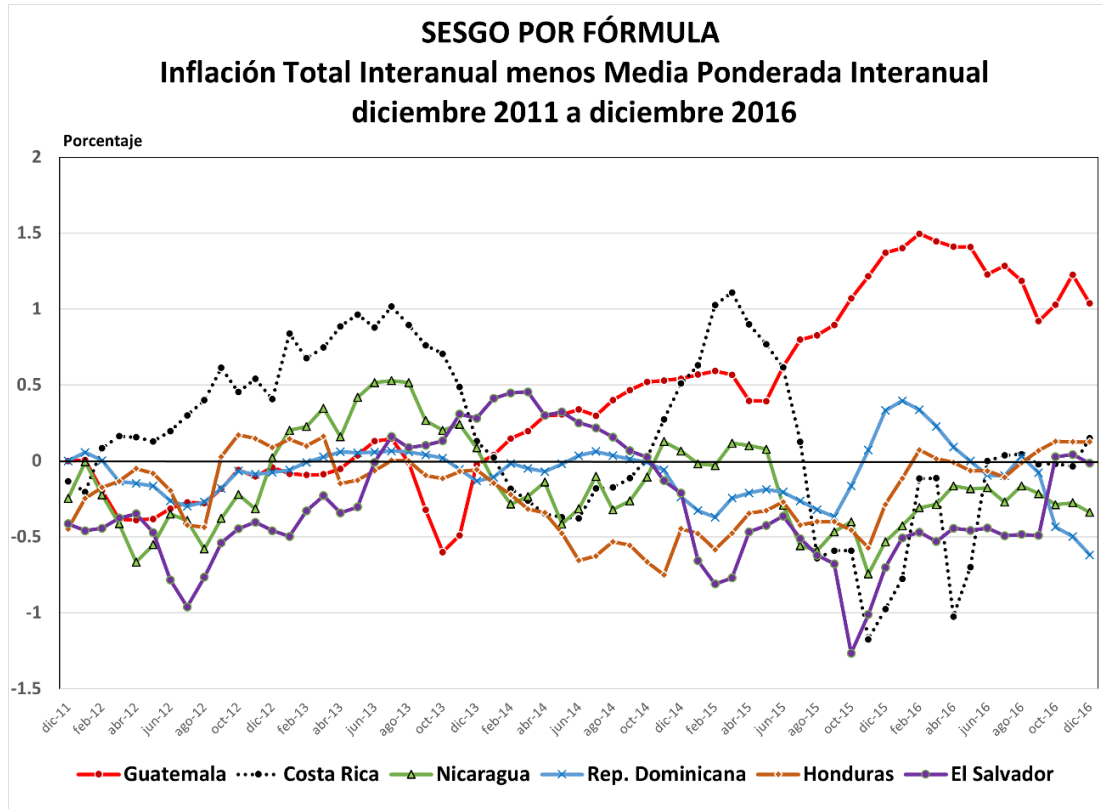


Figura 20. Inflación Total Interanual de Guatemala y el resto de países analizados.

Fuente: elaboración propia.

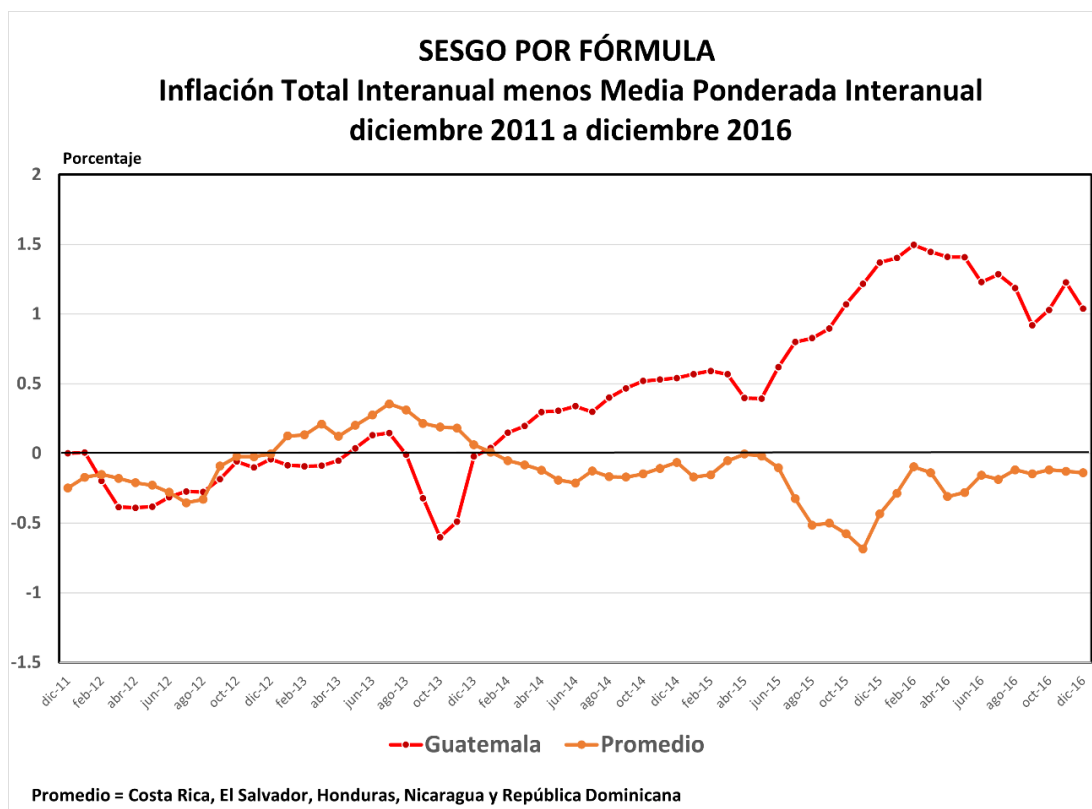


Figura 21. Sesgo por Fórmula: Guatemala frente al promedio de países comparados.
Fuente: elaboración propia.

4. Conclusiones

Como medida de inflación, la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumidor (Inflación Total Interanual) tiende a generar un sesgo positivo por “efecto fórmula”. Dicho efecto es resultado del encarecimiento relativo, pronunciado y persistente de un subconjunto de bienes y servicios de consumo, que se manifiesta también como una alta y creciente dispersión de precios relativos. Adicionalmente, el referido efecto se exacerba si la frecuencia de actualización del período base del cálculo del IPC es baja. Sin embargo, dicho efecto no es relevante cuando se actualiza con alta frecuencia el período base para el cómputo del IPC, o cuando no hay un encarecimiento pronunciado y sistemático de un subconjunto de productos de la canasta que integra el IPC.

La causa del sesgo positivo por efecto fórmula radica en el hecho de que el IPC es un índice de precios de tipo Laspeyres aditivo, que supone que las cantidades consumidas son constantes (elasticidad precio igual a cero para todos los bienes y servicios). Es decir, esta formulación no contempla el consumo de cantidades menores de los bienes y servicios que se encarecen relativamente, por lo cual, estos tienen una alta y creciente participación (incidencia) en la variación interanual del IPC.

Por otro lado, la Inflación Media Ponderada Interanual (promedio ponderado de las variaciones porcentuales interanuales de precios de los gastos básicos que integran el IPC) como medida de inflación, no genera el mencionado sesgo positivo por efecto fórmula. Implícitamente, esta medida supone que en la canasta de consumo se reducen las

cantidades consumidas de los gastos básicos que se encarecen relativamente y que se incrementan las cantidades consumidas de los gastos básicos que se abaratan relativamente, de manera que la participación del gasto que se destina a cada bien o servicio dentro del gasto total del consumidor, permanece constante (elasticidad precio unitaria para todos los bienes y servicios).

La diferencia entre la Inflación Total Interanual y la Inflación Media Ponderada Interanual puede ser utilizada como una estimación del sesgo por efecto fórmula generado por la variación interanual del IPC. La evidencia empírica disponible para las economías de Guatemala y de otros países miembros del Consejo Monetario Centroamericano permite apreciar que el sesgo positivo por efecto fórmula es cuantitativamente relevante para Guatemala, aunque es poco relevante para los demás países analizados en el período comprendido entre 2011 y 2016.

Finalmente, con base en lo anterior, se puede afirmar que en Guatemala es conveniente dar seguimiento al sesgo positivo por efecto fórmula para fines de análisis de política monetaria, ya que dicho seguimiento permite identificar un componente de la variación interanual del IPC que solo representa un artefacto estadístico y no constituye inflación genuina en un sentido macroeconómico, ni responde a variaciones de oferta o de demanda (agregadas o sectoriales). Al respecto, un antecedente relevante es el uso del índice de precios PCE, en lugar del IPC, por parte de la Reserva Federal de los Estados Unidos de América para fines de política monetaria, con el propósito de evitar que las decisiones de dicha política sean afectadas por el sesgo positivo que se genera al medir la inflación como la variación interanual del IPC¹³.

5. Anexos

5.1 Derivación de la fórmula de Inflación Total Interanual

La Inflación Total Interanual π_t , expresada como un porcentaje, puede calcularse como la variación interanual en el Índice de Precios al Consumidor, de la siguiente forma:

$$\pi_t = 100 \cdot \left(\frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \right)$$

El Índice de Precios al Consumidor se puede expresar como el cociente de dos promedios ponderados de los índices de precios de los gastos básicos de consumo representativos de la economía. En efecto, partiendo de la definición del IPC como un índice compuesto de precios de tipo Laspeyres aditivo, se obtiene la expresión siguiente:

¹³ Véase el anexo de la [Sección 5.6](#).

$$\begin{aligned}
 IPC_t &= \left(\frac{\sum_x Q_{x,0} I_{x,t}}{\sum_x Q_{x,0} I_{x,0}} \right) \cdot 100 \\
 &= \sum_x \left(\frac{Q_{x,0} I_{x,0}}{\sum_x Q_{x,0} I_{x,0}} \right) \cdot \frac{I_{x,t}}{I_{x,0}} \cdot 100 \\
 &= \sum_x w_x I_{x,t}
 \end{aligned}$$

debido a que el índice base $I_{x,0}$ es igual a 100 y el cociente $Q_{x,0} I_{x,0} / (\sum_x Q_{x,0} I_{x,0})$ es la participación w_x del gasto x en la canasta de consumo en el período base. Así, es posible expresar π_t como:

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= 100 \cdot \left(\frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \right) \\
 &= \frac{100}{IPC_{t-12}} \left(\sum_x I_{x,t} w_x - \sum_x I_{x,t-12} w_x \right) \\
 &= \frac{100}{IPC_{t-12}} \sum_x (I_{x,t} - I_{x,t-12}) w_x && \text{Ecuación (4)} \\
 &= \frac{1}{IPC_{t-12}} \sum_x \left(100 \cdot \frac{I_{x,t} - I_{x,t-12}}{I_{x,t-12}} \right) I_{x,t-12} w_x \\
 &= \sum_x \left(\frac{I_{x,t-12}}{IPC_{t-12}} \right) w_x \pi_{x,t}
 \end{aligned}$$

donde $\pi_{x,t}$ corresponde a la variación porcentual interanual del índice de precios del gasto básico x en el período t .

5.2 Ejemplos hipotéticos para la Inflación Total Interanual

Para ilustrar la presencia del sesgo positivo en la medida de Inflación Total Interanual, considérese una economía hipotética en la cual solamente existen los bienes A y B que poseen la misma ponderación en la canasta de consumo y cuyas tasas de variación interanual de precios permanecen fijas bajo distintos escenarios. En la [Tabla 2](#) se muestran nueve posibles escenarios para dicha economía. Como se puede observar, con una ponderación del 50% para cada bien, la variación interanual promedio ponderado de los precios de esta economía es siempre del 4%.

Para fines ilustrativos, en las siguientes gráficas se enfatizan los casos de los ejemplos 1, 2, 6 y 9. Para tales escenarios, nótese lo siguiente:

El ejemplo 1 corresponde al escenario en el cual, ambos precios crecen a la misma tasa de variación interanual constante (es decir, ambos se encarecen nominalmente, pero ninguno se encarece o se abarata en términos relativos).

El ejemplo 2 corresponde a un escenario en el que el precio del bien B crece a una tasa de variación mayor que la del precio del bien A, pero manteniendo un promedio del 4% (en términos nominales, ambos bienes se encarecen; en términos relativos, el bien B se encarece y el bien A se abarata).

El ejemplo 6 corresponde a un escenario en el que el precio del bien A refleja una tasa de variación negativa, es decir que tanto en términos nominales como en términos relativos, el bien B se encarece y el bien A se abarata.

Y, por último, el ejemplo 9 corresponde a un caso extremo en el cual, el bien A se abarata drásticamente y el bien B se encarece drásticamente (en ambos casos, tanto en términos nominales como en términos relativos).

Ejemplo	A (50%)	B (50%)	Promedio ponderado
1	4.00	4.00	4.00
2	3.00	5.00	4.00
3	2.00	6.00	4.00
4	1.00	7.00	4.00
5	0.00	8.00	4.00
6	-1.00	9.00	4.00
7	-5.00	13.00	4.00
8	-10.00	18.00	4.00
9	-32.00	40.00	4.00

Tabla 2. Variación interanual de precios de bienes hipotéticos A y B.

Fuente: elaboración propia.

Para cada uno de estos bienes se tiene un índice de precios (I_t^A e I_t^B respectivamente), a los que se les asigna un valor de 100 en diciembre de 2010. Asimismo, cada índice es actualizado hasta diciembre de 2016 utilizando una variación intermensual constante y congruente con la respectiva variación interanual mostrada en la [Tabla 2](#) para cada ejemplo. Seguidamente, se computa una serie de índices de precios al consumidor IPC_t como el promedio ponderado de los índices de precios de cada bien a través de la siguiente ecuación:

$$IPC_t = 0.5I_t^A + 0.5I_t^B$$

Finalmente, se computa la variación interanual del IPC como se muestra en la [Figura 22](#). Según se puede observar en la gráfica, aunque las tasas de variación interanual de precios para los bienes A y B permanecen constantes a diferentes niveles, la variación interanual del IPC, que empieza en 4% (promedio ponderado de las tasas de variaciones interanuales de precios de los bienes A y B) en todos los casos, adopta trayectorias con valores que se alejan de dicho promedio (excepto en el ejemplo 1).

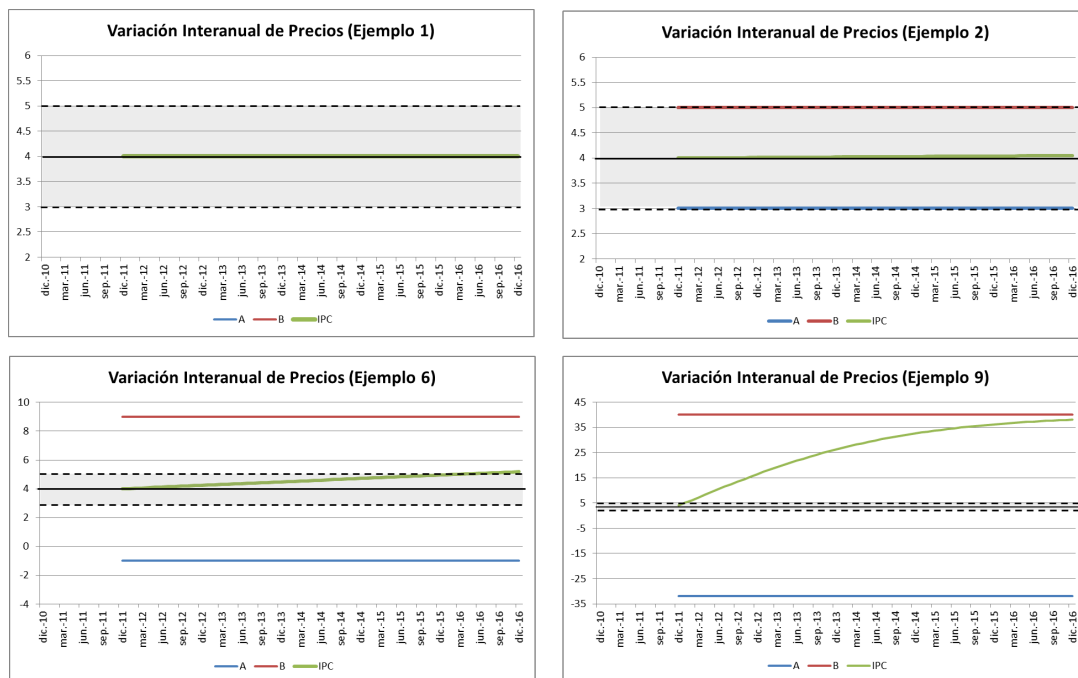


Figura 22. Variación interanual de precios para ejemplos 1, 2, 6 y 9 en la economía hipotética.

Fuente: elaboración propia.

En efecto, en el caso del ejemplo 1, en el que los precios de ambos bienes crecen a una tasa del 4% anual, la variación interanual del IPC se mantiene constante también en 4%. Sin embargo, cuando los bienes cambian de precio a tasas diferentes, la desviación de la variación interanual del IPC respecto del 4% se hace evidente; y en el caso del ejemplo 9, el sesgo llega casi a los niveles de variación de precios del gasto B (40%). Cabe resaltar que este es un resultado inherente a la fórmula de cómputo del IPC.

Para explicar mejor el brusco crecimiento que se observa para el ejemplo 9, es útil considerar los índices de precios relativos en la economía hipotética. Dichos índices están computados como el cociente entre el índice de precios del bien A o B respecto del IPC (Por definición, el índice de precio relativo para el IPC es constante e idéntico a 1). En la [Figura 23](#) se muestran los índices de precios relativos correspondientes a los ejemplos 1, 2, 6 y 9.

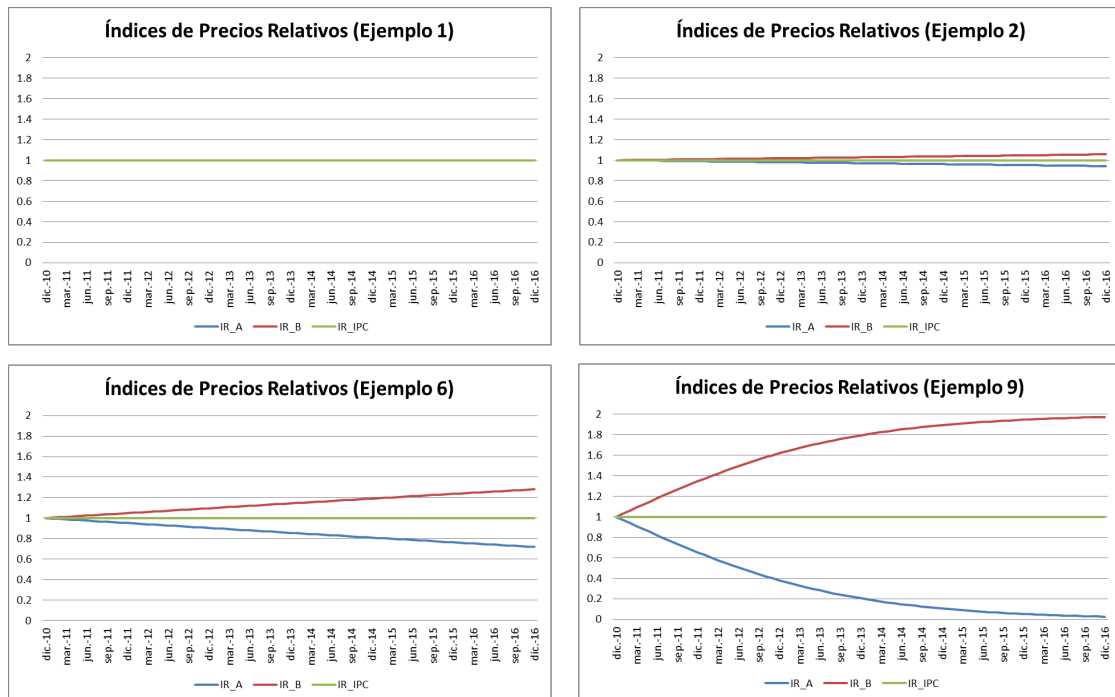


Figura 23. Índices de precios relativos para ejemplos 1, 2, 6 y 9 en la economía hipotética.
Fuente: elaboración propia.

Como se puede observar en el ejemplo 1, cuando los precios de ambos bienes crecen a una misma tasa de variación, la tasa de variación del IPC se mantiene constante e idéntica a la tasa de variación de los precios de los bienes A y B, y, por lo tanto, los precios relativos se mantienen constantes. En el ejemplo 2 puede observarse un ligero abaratamiento para el bien A y un encarecimiento para el bien B; es decir, existe una ligera (pero levemente creciente) dispersión de precios relativos. Conforme esta dispersión aumenta, como es el caso de los ejemplos 6 y 9 (*Figura 23*), se puede observar que el sesgo en la variación interanual del IPC se vuelve mayor (*Figura 22*).

Finalmente, en la *Figura 24* se muestran medidas de dispersión (el rango y la desviación estándar) para los índices de precios relativos de los bienes A y B en cada uno de los ejemplos. Como se puede observar, a medida que aumenta la diferencia entre las tasas de variación de los precios de los bienes (es decir, conforme aumenta el número de ejemplo ilustrativo), se observa una mayor dispersión de los precios relativos (mayor rango y mayor desviación estándar), lo que se asocia a un mayor sesgo en la variación interanual del IPC de la economía hipotética.

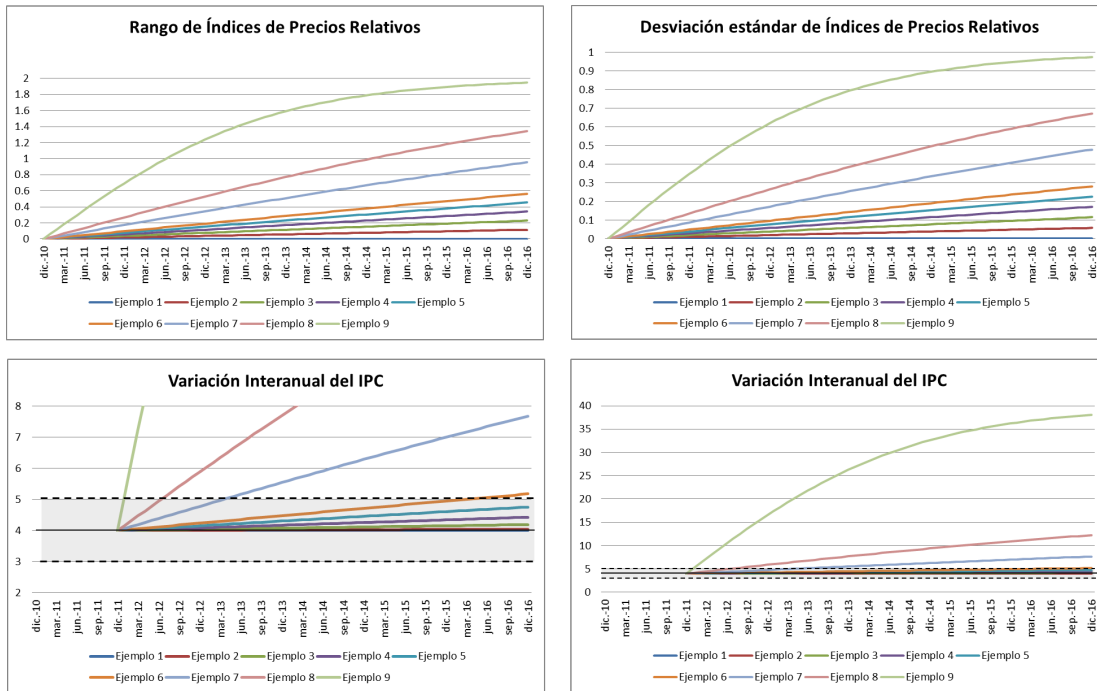


Figura 24. Rango y desviación estándar de precios relativos para los ejemplos hipotéticos.
Fuente: elaboración propia.

5.3 Relación entre la Inflación Media Ponderada Interanual y la Media Geométrica

El Índice Geométrico G_t es calculado a partir del período base como un producto de los índices de precios de los diferentes bienes y servicios de consumo, ponderados cada uno por la participación del respectivo bien o servicio en el gasto total del consumidor al inicio del período base¹⁴. La fórmula de cálculo es la siguiente:

$$G_t = 100 \prod_x \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,0}} \right)^{w_x}$$

¹⁴ Véase Bureau of Labor Statistics (2001).

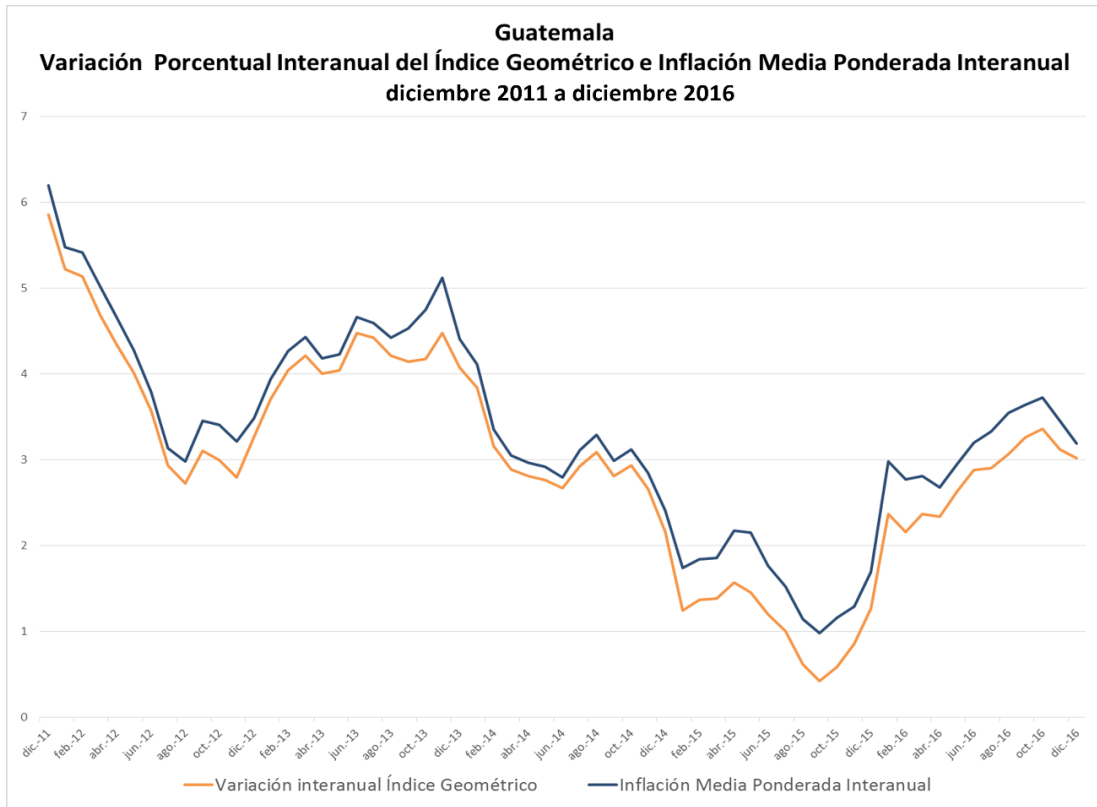


Figura 25. Comparación entre la variación del Índice Geométrico y la Inflación Media Ponderada Interanual.

Fuente: elaboración propia.

Como se puede observar en la [Figura 25](#), la variación porcentual interanual del Índice Geométrico está relacionada estrechamente con la Inflación Media Ponderada Interanual. Al obtener la variación interanual $a_{G,t}$ en dicho índice se puede mostrar cómo esa variación está relacionada con la Inflación Media Ponderada Interanual:

$$\begin{aligned}
 a_{G,t} &= \left(\frac{G_t}{G_{t-12}} - 1 \right) \\
 &= \frac{100 \prod_x \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,0}} \right)^{w_x}}{100 \prod_x \left(\frac{I_{x,t-12}}{I_{x,0}} \right)^{w_x}} - 1 \\
 &= \frac{\prod_x I_{x,t}^{w_x}}{\prod_x I_{x,t-12}^{w_x}} - 1 \\
 &= \prod_x \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right)^{w_x} - 1
 \end{aligned}
 \tag{Ecuación (5)}$$

La [Ecuación 5](#) indica que las variaciones interanuales en el índice geométrico están en función de las últimas 12 variaciones intermensuales de precios de los gastos básicos; al aplicar un logaritmo natural en la [Ecuación 5](#) se obtiene:

$$\begin{aligned}\ln(1 + a_{G,t}) &= \ln \left[\prod_x \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right)^{w_x} \right] \\ &= \sum_x \ln \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right)^{w_x} \\ &= \sum_x w_x \ln \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right)\end{aligned}$$

Como se sabe, el logaritmo natural del cociente $\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}}$ aproxima a la tasa de variación dada por dicho cociente cuando la tasa de variación es pequeña. En este caso, esta variación corresponde a la variación interanual del índice de precios para el bien x ; es decir, $\ln \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right) \approx \frac{\pi_{x,t}}{100}$.

Luego, en la ecuación anterior:

$$\begin{aligned}\ln(1 + a_{G,t}) &= \sum_x w_x \ln \left(\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}} \right) \\ &\approx \sum_x w_x \left(\frac{\pi_{x,t}}{100} \right) \\ &\approx \frac{\pi_{MP,t}}{100}\end{aligned} \quad \text{Ecuación (6)}$$

La [Ecuación 6](#) expresa una relación aproximada entre la variación interanual del Índice Geométrico y la Inflación Media Ponderada Interanual. Es claro que dicha aproximación se cumple siempre que el cociente $\frac{I_{x,t}}{I_{x,t-12}}$ sea cercano a 1. Este supuesto puede violarse para algunos gastos básicos y eso es lo que provoca la diferencia entre ambas medidas.

Como se observa en la [Figura 26](#), a medida que un determinado cociente refleja una variación mayor o menor al 10%, la diferencia entre la función logarítmica y la aproximación lineal de primer orden se vuelve sustancial.

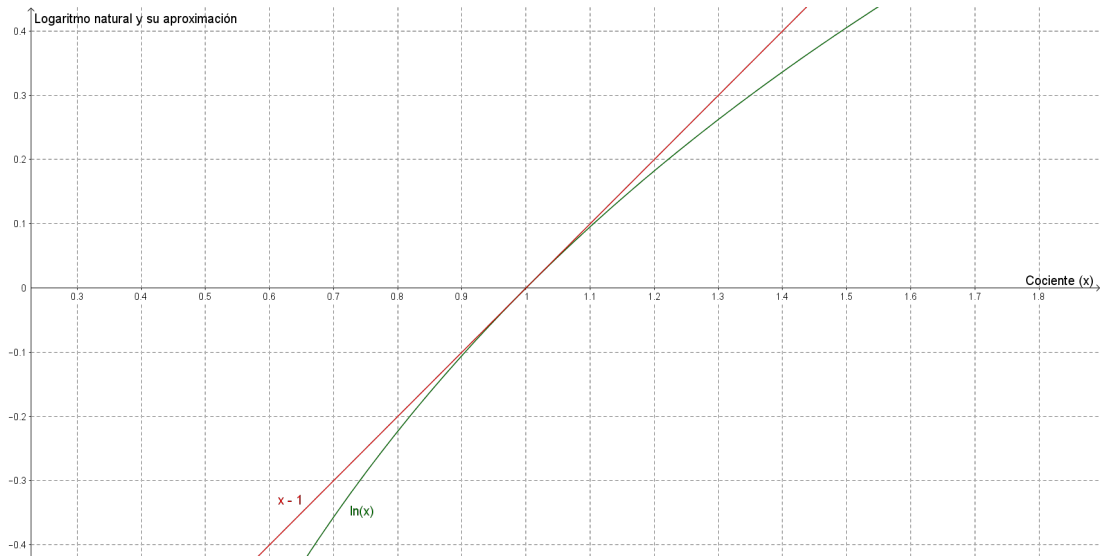


Figura 26. Comparación entre $\ln(x)$ y la función $x - 1$ para un determinado cociente x . La última corresponde a la aproximación de Taylor de primer grado de la función $\ln(x)$.
Fuente: elaboración propia.

Si se continúa aproximando a partir de la [Ecuación 6](#), se puede observar por qué los comportamientos de la variación interanual del Índice Geométrico y la Inflación Media Ponderada Interanual son tan similares, como se muestra en la [Figura 25](#).

$$\begin{aligned} \ln(1 + a_{G,t}) &\approx \frac{\pi_{MP,t}}{100} \\ 100 a_{G,t} &\approx \pi_{MP,t} \end{aligned}$$

5.4 Ejemplos hipotéticos para la Inflación Media Ponderada Interanual

En la [Figura 27](#) se muestra una comparación entre la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor y la Inflación Media Ponderada Interanual. Como se puede observar, esta última medida no está afectada al sesgo positivo introducido por la fórmula de Inflación Total Interanual, sin importar qué tan grande sea la dispersión de precios relativos en la canasta de consumo.

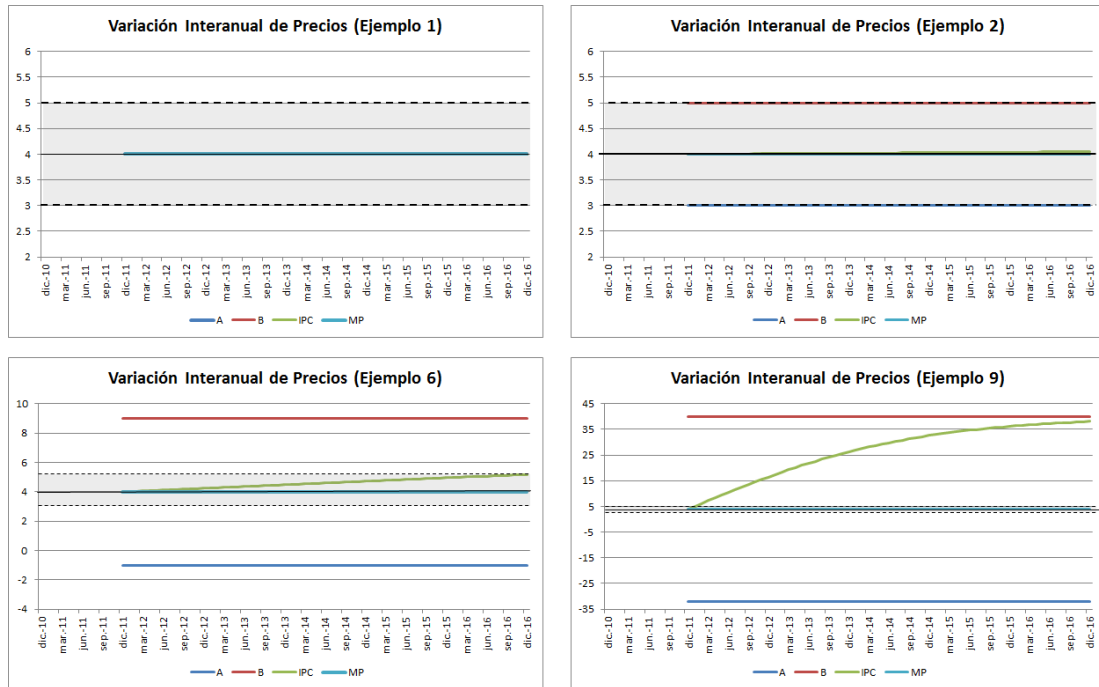


Figura 27. Comparación entre Inflación Total Interanual e Inflación Media Ponderada en ejemplos hipotéticos.

Fuente: elaboración propia.

En la [Figura 28](#) se muestran el rango y la desviación estándar para los índices de precios relativos de los bienes A y B en cada uno de los ejemplos. A medida que la diferencia entre las tasas de variaciones de precios es mayor (conforme aumenta el número del ejemplo), se observa una creciente dispersión de los precios relativos (rango y desviación estándar), lo que se asocia con un mayor sesgo en la variación interanual del IPC de la economía hipotética.

Sin embargo, la Inflación Media Ponderada Interanual se mantiene siempre en el promedio ponderado de las variaciones interanuales de los precios de los bienes A y B para cada ejemplo, el cual, de acuerdo con la [Tabla 2](#), es siempre del 4%.

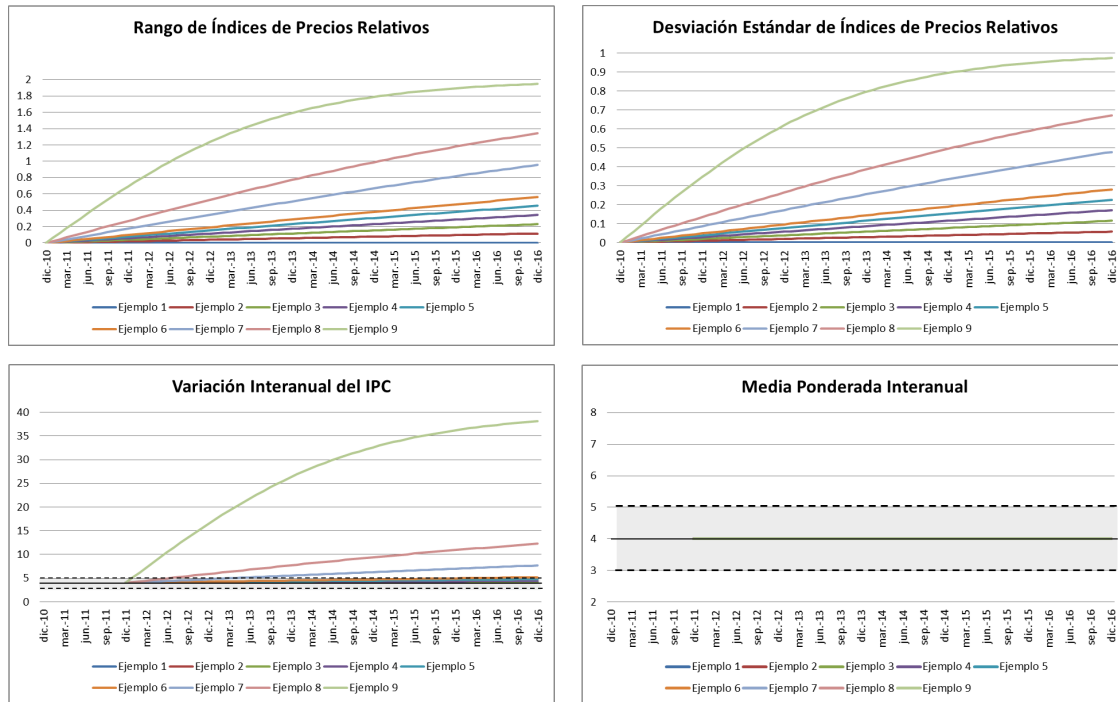


Figura 28. Rango/deviación de precios relativos e inflación media ponderada, en ejemplos 1-9.

Fuente: elaboración propia.

5.5 Gastos básicos relativamente caros de Guatemala

En la [Tabla 3](#) se muestran los gastos básicos que eran relativamente caros en diciembre de 2016 en Guatemala. Las columnas se describen a continuación:

La columna A contiene las ponderaciones w_x de los gastos básicos dentro del IPC de Guatemala.

La columna B muestra los ponderadores normalizados $\hat{w}_x = w_x / \sum w_x$, calculados a partir de la columna A para que todos los ponderadores de los gastos básicos relativamente caros sumen 100%.

La columna C contiene el índice de precios $I_{x,dic-16}$ de cada gasto básico en diciembre de 2016.

La columna D muestra los índices de precios relativos respecto al IPC en diciembre de 2015 $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}}$.

Asimismo, la columna E muestra los índices de precios relativos respecto al IPC en diciembre de 2016 $\frac{I_{x,dic-16}}{IPC_{dic-16}}$.

La columna F muestra los ponderadores efectivos en diciembre de 2016, calculados como la multiplicación de los valores en las columnas A y D; es decir, los productos de los ponderadores originales w_x y del índice de precios relativo en diciembre de 2015

$\left(\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}}\right)$. Para calcular las variaciones en los ponderadores efectivos mostradas en la [Figura 13](#) se toma la diferencia entre los totales de las columnas F y A para cada país.

Finalmente, la columna G muestra el producto de las columnas B y E, es decir, el producto entre los ponderadores normalizados y los índices de precios relativos en diciembre de 2016 para conformar el índice compuesto de gastos relativamente caros que se muestra en la [Figura 7](#) para Guatemala y el resto de países, valuado en diciembre de 2016 ($I_{RC,dic-16}$). El cómputo del valor para cada gasto básico relativamente caro en diciembre 2016 está dado por el correspondiente sumando en la siguiente ecuación:

$$I_{RC,dic-16} = \sum_x \left(\frac{I_{x,dic-16}}{IPC_{dic-16}} \right) \hat{w}_x$$

No.	Gasto básico	A: w_x	B: $\frac{w_x}{\sum_x w_x}$	C: $I_{x,dic-16}$	D: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}}$	E: $\frac{I_{x,dic-16}}{IPC_{dic-16}}$	F: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}} w_x$	G: $I_{RC,dic-16}$
1.	Culantro	0.03903	0.18592	1723.82	11.50	13.592	0.449	2.52695
2.	Hierbabuena	0.00774	0.03687	711.98	4.50	5.614	0.035	0.20697
3.	Güisquil	0.17090	0.81409	555.82	3.29	4.382	0.563	3.56765
4.	Naranja	0.06213	0.29596	525.34	3.20	4.142	0.199	1.22588
5.	Chile pimienta	0.05247	0.24994	505.34	4.25	3.984	0.223	0.99587
6.	Otras legumbres y hortalizas	0.11258	0.53628	469.40	3.30	3.701	0.371	1.98477
7.	Aguacate	0.16707	0.79584	450.62	2.55	3.553	0.426	2.82758
8.	Rábano	0.02637	0.12561	438.33	2.74	3.456	0.072	0.43413
9.	Servicio de transporte aéreo	0.12482	0.59458	433.02	2.74	3.414	0.341	2.03001
10.	Cebolla	0.33668	1.60379	412.46	2.68	3.252	0.902	5.21562
11.	Yuca	0.02138	0.10184	383.28	2.26	3.022	0.048	0.30777
12.	Elote	0.04690	0.22341	382.38	2.23	3.015	0.105	0.67356
13.	Canela	0.01127	0.05369	380.88	2.55	3.003	0.029	0.16122
14.	Lechuga	0.03506	0.16701	358.56	2.57	2.827	0.090	0.47215
15.	Brócoli	0.02672	0.12728	355.11	2.21	2.800	0.059	0.35637
16.	Pepino	0.04363	0.20783	326.70	2.18	2.576	0.095	0.53535
17.	Ejotes	0.06273	0.29882	322.22	2.42	2.541	0.152	0.75916
18.	Papa	0.50577	2.40925	283.67	1.62	2.237	0.819	5.38856
19.	Zanahoria	0.11521	0.54881	280.59	1.99	2.212	0.229	1.21414

No.	Gasto básico	A: w_x	B: $\frac{w_x}{\sum_x w_x}$	C: $I_{x,dic-16}$	D: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}}$	E: $\frac{I_{x,dic-16}}{IPC_{dic-16}}$	F: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}} w_x$	G: $I_{RC,dic-16}$
20.	Repollo	0.06225	0.29653	278.75	1.98	2.198	0.123	0.65172
21.	Frutas de estación	0.31913	1.52019	268.95	1.90	2.121	0.607	3.22363
22.	Tomate	0.92386	4.40084	262.74	1.63	2.072	1.506	9.11672
23.	Plátano	0.17390	0.82838	236.57	1.67	1.865	0.291	1.54513
24.	Remolacha	0.01255	0.05978	234.85	1.63	1.852	0.020	0.11070
25.	Güicoy	0.03236	0.15415	231.12	1.69	1.822	0.055	0.28090
26.	Banano	0.10142	0.48312	230.03	1.51	1.814	0.153	0.87622
27.	Servicios de viajes todo incluido fuera del país	0.27295	1.30021	209.65	1.50	1.653	0.410	2.14924
28.	Carbón	0.02683	0.12781	204.92	1.51	1.616	0.041	0.20650
29.	Chiles picantes	0.03895	0.18554	204.75	1.43	1.614	0.056	0.29953
30.	Mariscos	0.02759	0.13143	202.16	1.46	1.594	0.040	0.20949
31.	Productos de tortillería	3.01265	14.35086	190.09	1.48	1.499	4.474	21.50871
32.	Manzana	0.07284	0.34698	167.08	1.32	1.317	0.096	0.45709
33.	Pescados	0.29265	1.39405	164.71	1.27	1.299	0.372	1.81040
34.	Carne de res	2.31192	11.01291	164.67	1.38	1.298	3.196	14.29860
35.	Aromatizador y desinfectante	0.03160	0.15053	158.46	1.15	1.249	0.036	0.18807
36.	Quesos	0.78757	3.75162	155.76	1.21	1.228	0.952	4.60735
37.	Servicios de viajes todo incluido dentro del país	0.40299	1.91966	152.95	1.07	1.206	0.430	2.31500
38.	Maíz	1.33671	6.36746	152.83	1.25	1.205	1.667	7.67277
39.	Polvo para refresco	0.14155	0.67428	150.14	1.19	1.184	0.168	0.79820
40.	Pan	2.61053	12.43535	149.64	1.20	1.180	3.136	14.67178
41.	Joyas	0.08107	0.38618	147.37	1.19	1.162	0.096	0.44872
42.	Margarina	0.06572	0.31306	146.81	1.15	1.158	0.075	0.36238
43.	Polvos para gelatina	0.00921	0.04387	145.74	1.17	1.149	0.011	0.05041
44.	Pasta de tomate	0.00898	0.04278	145.26	1.14	1.145	0.010	0.04899

No.	Gasto básico	A: w_x	B: $\frac{w_x}{\sum w_x}$	C: $I_{x,dic-16}$	D: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}}$	E: $\frac{I_{x,dic-16}}{IPC_{dic-16}}$	F: $\frac{I_{x,dic-15}}{IPC_{dic-15}} w_x$	G: $I_{RC,dic-16}$
45.	Sal	0.05886	0.28038	143.80	1.09	1.134	0.064	0.31790
46.	Entrada al cine	0.08871	0.42257	143.51	1.11	1.132	0.099	0.47815
47.	Sazonadores	0.02862	0.13633	142.03	1.09	1.120	0.031	0.15267
48.	Galletas	0.08589	0.40914	141.58	1.15	1.116	0.098	0.45672
49.	Jabón	0.36101	1.71968	139.02	1.12	1.096	0.405	1.88496
50.	Huevos	1.66460	7.92938	138.26	1.16	1.090	1.929	8.64396
51.	Cigarrillos de tabaco	0.07253	0.34550	138.20	1.12	1.090	0.081	0.37647
52.	Papas fritas y frituras para llevar	0.04034	0.19216	137.91	1.09	1.087	0.044	0.20895
53.	Compotas	0.00998	0.04754	136.90	1.11	1.079	0.011	0.05131
54.	Consomé de pollo	0.17745	0.84529	135.64	1.07	1.069	0.190	0.90400
55.	Vendas, parches, apósitos	0.05861	0.27919	135.21	1.07	1.066	0.062	0.29764
56.	Sopas concentradas en sobre	0.13894	0.66185	133.73	1.05	1.054	0.146	0.69785
57.	Harina	0.17119	0.81547	133.22	1.08	1.050	0.185	0.85655
58.	Seguro	0.26618	1.26796	132.76	0.98	1.047	0.261	1.32724
59.	Agua potable	0.75775	3.60957	132.74	0.93	1.047	0.702	3.77776
60.	Jaleas	0.00202	0.00962	130.06	1.06	1.025	0.002	0.00987
61.	Artículos de maquillaje	0.15567	0.74154	129.10	1.03	1.018	0.161	0.75481
62.	Frutas en conserva	0.01607	0.07655	128.78	1.02	1.015	0.016	0.07773
63.	Pepitoria y manía	0.01734	0.08260	128.53	1.01	1.013	0.018	0.08371
64.	Frijol	1.43142	6.81862	128.00	0.98	1.009	1.409	6.88150
65.	Otras bebidas	0.26236	1.24976	127.07	1.01	1.002	0.266	1.25212
66.	Flores	0.00104	0.00495	127.06	1.01	1.002	0.001	0.00496
	TOTAL	20.99282	100				29.412	148.28881

Tabla 3. Gastos básicos relativamente caros en Guatemala (diciembre 2016).
Fuente: elaboración propia.

5.6 El caso de la Reserva Federal de los Estados Unidos de América

El uso del Índice de Precios PCE (*Personal Consumption Expenditures*) por parte del Sistema de la Reserva Federal de Estados Unidos para fines de política monetaria constituye un antecedente importante en cuanto al reconocimiento de que las variaciones en el Índice de Precios al Consumidor (IPC) suelen ser afectadas por un sesgo positivo derivado del hecho de que la construcción del IPC implica el supuesto de mantener constantes las cantidades consumidas de bienes y servicios.

En efecto, en su reporte al Congreso de fecha 17 de febrero de 2000, la Junta de Gobernadores del Sistema de Reserva Federal presentó, por primera vez, los pronósticos de inflación en términos de variaciones del índice de precios PCE, en vez de usar el IPC¹⁵. Entre las razones invocadas para usar el índice PCE se destaca el hecho de que es construido a partir de una fórmula que refleja la composición cambiante de la canasta de consumo y, por consiguiente, evita parcialmente el sesgo positivo asociado con el uso de cantidades fijas en la fórmula del IPC.

En ese mismo sentido, en el comunicado de prensa del 25 de enero de 2012, la Reserva Federal estableció su meta de inflación indicando que la tasa de inflación de 2%, medida como el cambio interanual en el índice de precios PCE, es la más consistente en el largo plazo con el mandato legal de la Reserva Federal de promover la estabilidad de precios¹⁶.

El Índice de Precios de Gastos de Consumo Personal PCE es generado por la Oficina de Análisis Económico (BEA - Bureau of Economic Analysis) usando índices de precios de la Oficina de Estadísticas Laborales (BLS - Bureau of Labor Statistics) y otras fuentes de datos. Dicho índice refleja los precios de los gastos hechos por los hogares, incluyendo aquellos hechos en nombre de los hogares. En cuanto a su proceso de cálculo, cabe destacar lo siguiente: la composición de la canasta de bienes y servicios cambia trimestralmente. Dicho índice se deriva del uso de una fórmula de número índice encadenado de Fisher mientras que los ponderadores se derivan de encuestas hechas a empresas.

Por su parte, en Estados Unidos, el IPC es generado por el BLS usando encuestas de precios al consumidor y otras fuentes de datos. Entre las características de este índice se encuentran las siguientes: refleja los precios de gastos efectuados por los consumidores mediante compras directas; la composición de la canasta de bienes y servicios permanece fija (se revisa cada dos años); se deriva del uso de una fórmula de número índice tipo Laspeyres; y los ponderadores se derivan de encuestas de hogares¹⁷.

La [Figura 29](#) muestra el comportamiento de los índices de precios IPC y PCE. En dicha gráfica se puede apreciar que, partiendo ambos índices de julio de 2009 con un valor de 100, el IPC paulatinamente va superando al índice de precios PCE.

¹⁵ Véase Greenspan (1997).

¹⁶ Véase Board of Governors of the Federal Reserve System (2012).

¹⁷ Moyer et al. (2006) explica, sucinta y esquemáticamente, las diferencias entre el índice de precios PCE y el IPC.

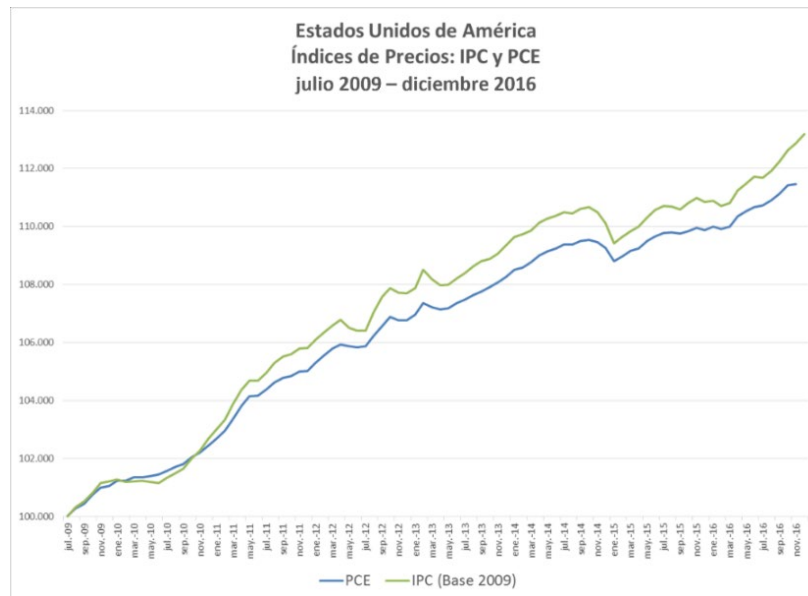


Figura 29. Índice de Precios al Consumidor e Índice de Gastos de Consumo Personal.
Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco de la Reserva Federal de San Luis¹⁸.

La [Figura 30](#) mues tra la variación interanual del IPC y del índice de precios PCE. En esta se puede apreciar que la inflación IPC tiene mayor volatilidad y, en la mayoría de los casos, un mayor nivel respecto de la inflación PCE.

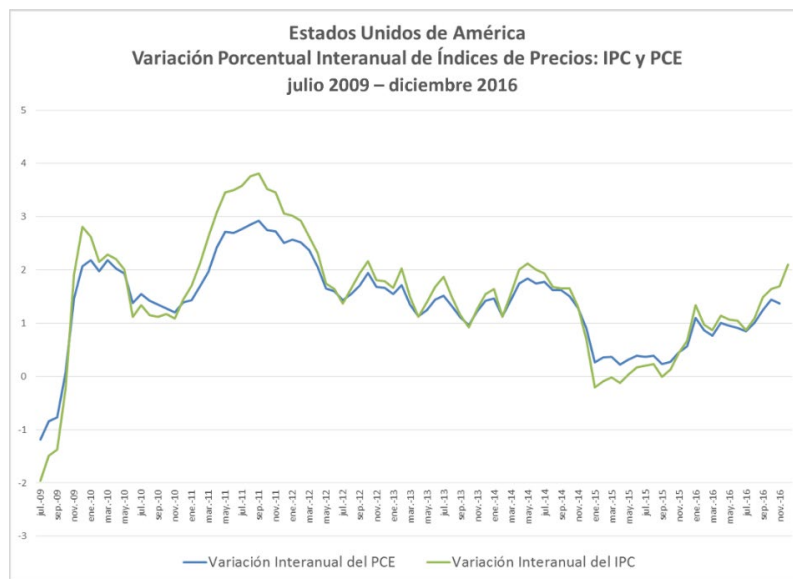


Figura 30. Variación interanual en índices IPC y PCE.
Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco de la Reserva Federal de San Luis¹⁹.

¹⁸ Véase Federal Reserve Bank of St. Louis (2017).

¹⁹ Ibid.

La *Tabla 4* muestra una conciliación de la diferencia que presenta el IPC respecto al PCE. En particular, se concilia la variación trimestral anualizada del PCE en el cuarto trimestre de 2016 (1.90%) con el correspondiente valor reportado del IPC, que fue de 3.00%.

Variación Trimestral Anualizada	2016 IV
Índice de precio PCE (cambio porcentual).	1.90
Menos: Efecto Fórmula (puntos porcentuales).	-0.18
Igual: Índice de Precios PCE con ponderadores fijos (cambio porcentual).	2.11
Menos: Efecto Ponderadores (puntos porcentuales).	-1.10
Menos: Efecto Ámbito (bienes incluidos en el Índice de Precio PCE y excluidos del IPC; puntos porcentuales).	0.35
Más: Efecto Ámbito (bienes incluidos en el IPC y excluidos del Índice de Precios PCE; puntos porcentuales).	0.15
Menos: Otros efectos (puntos porcentuales).	-0.02
Igual: IPC (cambio porcentual).	3.00

Tabla 4. Reconciliación entre cambios porcentuales del IPC y PCE.

Fuente: Bureau of Economic Analysis²⁰. Información revisada al 1 de marzo de 2017.

²⁰ Véase Bureau of Labor Statistics (2017).

5.7 Referencias

Board of Governors of the Federal Reserve System. (2012). "Federal Reserve issues FOMC statement of longer-run goals and policy strategy". 25 de enero de 2012. <https://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/monetary20120125c.htm>.

Boskin, Michael J. (1996). "Toward a more accurate measure of the cost of living: Final report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index". Advisory Commission to Study the Consumer Price Index.

Bureau of Labor Statistics. (2001). "The Experimental CPI using Geometric Means (CPI-U-XG)". 16 de octubre de 2001. <https://www.bls.gov/cpi/cpigmrp.htm>.

—. (2017). "Reconciliation of Percent Change in the CPI with Percent Change in the PCE Price Index". 1 de marzo de 2017. <https://www.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=12&step=3&isuri=1&1203=2075>.

Diewert, W Erwin. (1998). "Index number issues in the consumer price index". *The Journal of Economic Perspectives* 12 (1): 47-58.

Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). "Personal Consumption Expenditures: Chain-type Price Index". 30 de marzo de 2017. <https://fred.stlouisfed.org/series/DPCERG3A086NBEA>.

Greenspan, Alan. (1997). "Monetary Policy Report to the Congress pursuant to the full employment and balanced growth act of 1978". Board of Governors of the Federal Reserve System.

Guerrero de Lizardi, Carlos. (2008). "Sesgos de medición del índice nacional de precios al consumidor, 2002-2007". *Investigación económica* 67 (266): 37-65.

International Monetary Fund. (2016). "Guatemala: 2016 Article IV Consultation-Press Release; Staff Report; Informational Annex". *Country Report No. 16/281*.

McCully, Clinton P., Brian C. Moyer y Kenneth J. Stewart. (2007). "Comparing the consumer price index and the personal consumption expenditures price index". *Survey of Current Business* 87 (11): 26-33.

Moyer, Brian C. et al. (2006). "Comparing Price Measures—The CPI and the PCE Price Index". En *Proc. of National Association for Business Economics 2006 Washington Economic Policy Conference*.

Organización Internacional del Trabajo, Fondo Monetario Internacional, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos, Oficina Estadística de las Comunidades Europeas, Organización de las Naciones Unidas y Banco Mundial. (2006). *Manual del índice de precios al consumidor: Teoría y práctica*. International Monetary Fund.

Estimación de elasticidades de sustitución en el consumo para la economía guatemalteca

Juan Carlos Castañeda y Rodrigo Chang
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

Oscar Solís
Economista

1. Introducción

La medición de la sustitución efectuada por el consumidor es un tema vigente en la teoría y en el cálculo de los índices de costo de vida. El consumidor está afecto constantemente a cambios en los precios de los bienes y servicios disponibles en la economía. Ante tales cambios en los precios relativos, cabe preguntarse en qué medida el consumidor guatemalteco sustituye aquellos bienes y servicios que se encarecen relativamente por los que se abaratan en términos relativos, y cómo esta sustitución puede afectar el índice de costo de vida en Guatemala.

Para encontrar respuesta al efecto de sustitución en el consumo son necesarias mediciones directas de cantidades consumidas de bienes y servicios. Actualmente, no existen tales mediciones en Guatemala, por lo que en este trabajo se aplica una metodología diferente, propuesta por Balk (1999), la cual hace uso de las participaciones de gasto en bienes y servicios de consumo en dos puntos en el tiempo, así como de la evolución de los índices de precios de dichos bienes y servicios en el período conformado por los mencionados puntos. Además, se utiliza el índice de Lloyd-Moulton y una serie de estimaciones de los parámetros de elasticidad de sustitución que este utiliza para cuantificar el efecto que tiene la sustitución en la canasta del IPC de Guatemala.

La estructura del trabajo se organiza como sigue: en la [Sección 2](#) se presenta una motivación por la cual el desarrollo del trabajo es relevante para la economía guatemalteca. En la [Sección 3](#) se presenta una exposición teórica del índice de Lloyd-Moulton y cómo puede utilizarse para aproximar el índice de costo de vida. En la [Sección 4](#) se presenta la metodología de estimación empleada para obtener los parámetros del mencionado índice de precios. Asimismo, en la [Sección 5](#) se presenta una descripción de los resultados utilizando una aproximación estadística, mientras que la [Sección 6](#) incluye una serie de variantes al marco de estimación base, con el que se pretende ilustrar algunas características deseables de los parámetros de sustitución. Por último, en la [Sección 7](#) se obtiene una estimación para el rango por sesgo de sustitución de productos a partir del índice de Lloyd-Moulton.

2. El encarecimiento relativo en Guatemala

De la literatura relevante¹ se sabe que el IPC es un índice de tipo Laspeyres, el cual supone que las cantidades consumidas de bienes y servicios son constantes e iguales a las del período base y esto implica que los gastos básicos tienen una elasticidad de sustitución igual a cero. Es decir, ante el fenómeno de un encarecimiento relativo, esta formulación no

¹ Véase Graf (2020).

contempla el hecho de que los consumidores, en general, pueden consumir cantidades menores de los bienes que se encarecen relativamente, lo que puede llevar a una posible sobreestimación de los respectivos índices de precios.

Normalmente, el efecto de este inconveniente de los índices de tipo Laspeyres sobre el IPC es poco relevante debido a que los cambios en precios relativos no suelen ser tan pronunciados en los lapsos para los cuales el IPC mantiene su período base constante. Al actualizar el período base del IPC (usualmente como resultado de la aplicación de una nueva encuesta de ingresos y gastos de las familias consumidoras), se estiman nuevamente las participaciones en el gasto total del consumidor típico, de los distintos bienes y servicios de consumo, con lo cual se toman debidamente en cuenta las sustituciones efectuadas por los consumidores en respuesta a los cambios en precios relativos de los bienes y servicios de consumo. Sin embargo, cuando los cambios en precios relativos son sustanciales, durante el lapso en el cual el IPC conserva la misma base, entonces la sobreestimación del índice del costo de vida inherente al uso del IPC puede llegar a ser sustancial.

En la gráfica de la [Figura 1](#) se muestra el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Guatemala comparado con los índices de precios de un subconjunto específico de gastos básicos (principalmente, alimentos vegetales) incluidos en la canasta representativa. Como se puede observar, dicho subconjunto ha experimentado durante esta década², un encarecimiento relativo que se ha manifestado de forma sistemática y persistente. La gráfica de la [Figura 2](#) ilustra el hecho de que tales gastos básicos (específicamente el culantro en el caso de la gráfica en cuestión), se han encarecido sustancial y sistemáticamente, no solo respecto del conjunto amplio de bienes y servicios integrantes del IPC, sino también respecto de los gastos básicos más susceptibles de sustituirlos en el gasto de los consumidores, lo que sugiere la posibilidad de que la sustitución en el consumo, en el caso guatemalteco, adquiera magnitudes relevantes.

Ante la aplicación del IPC (y en general de los índices de tipo Laspeyres) para la medición del índice de costo de vida en Guatemala y el sistemático encarecimiento relativo observado en algunos alimentos, cabe preguntarse en qué medida el consumidor guatemalteco sustituye los bienes y servicios que se encarecen relativamente por los que se abaratan en términos relativos, y si hay alguna forma de tomar en cuenta esta sustitución en la medición del índice de costo de vida.

Por un lado, los cambios en precios relativos son muy pronunciados y esto sugiere que debe existir un grado razonable de sustitución en el consumo; sin embargo, la elasticidad precio de la demanda de algunos bienes encarecidos puede ser muy baja (quizás por razones culturales fuertemente arraigadas). Es por ello que la solución ideal sería estimar las elasticidades precio de demanda para los bienes en la canasta representativa de consumo, pero para llevar a cabo este procedimiento, se necesitan estadísticas de cantidades consumidas, las cuales no existen actualmente en Guatemala.

A falta de esta información clave, se aplica una metodología CES, como se explica en las secciones siguientes.

² El período base del IPC de Guatemala es diciembre de 2010 y permanece invariable a lo largo de la presente década.

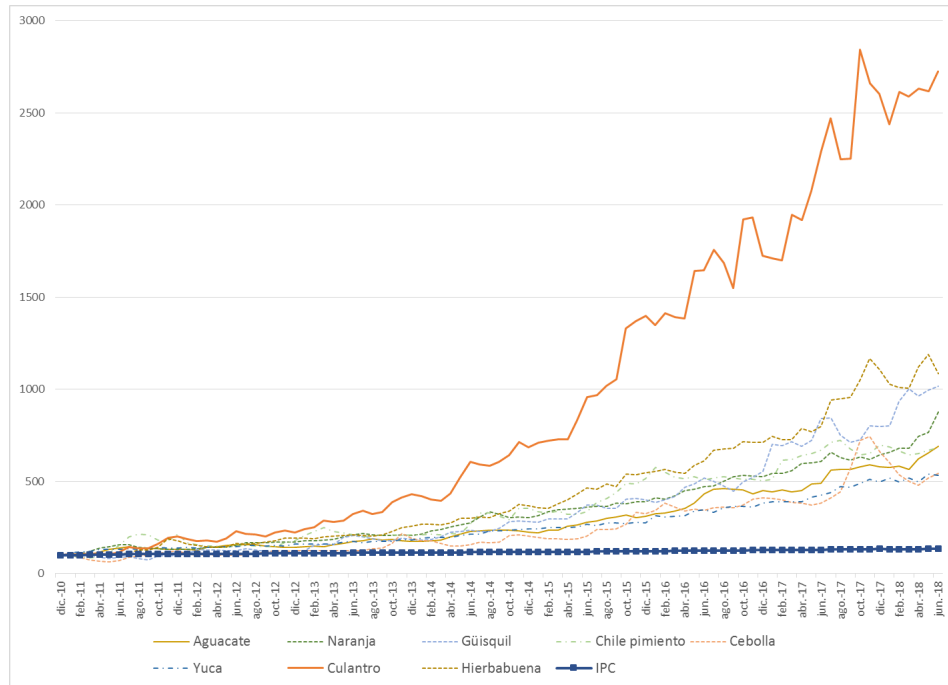


Figura 1. Comparación entre índices de precios de alimentos vegetales y el IPC.
Fuente: elaboración propia

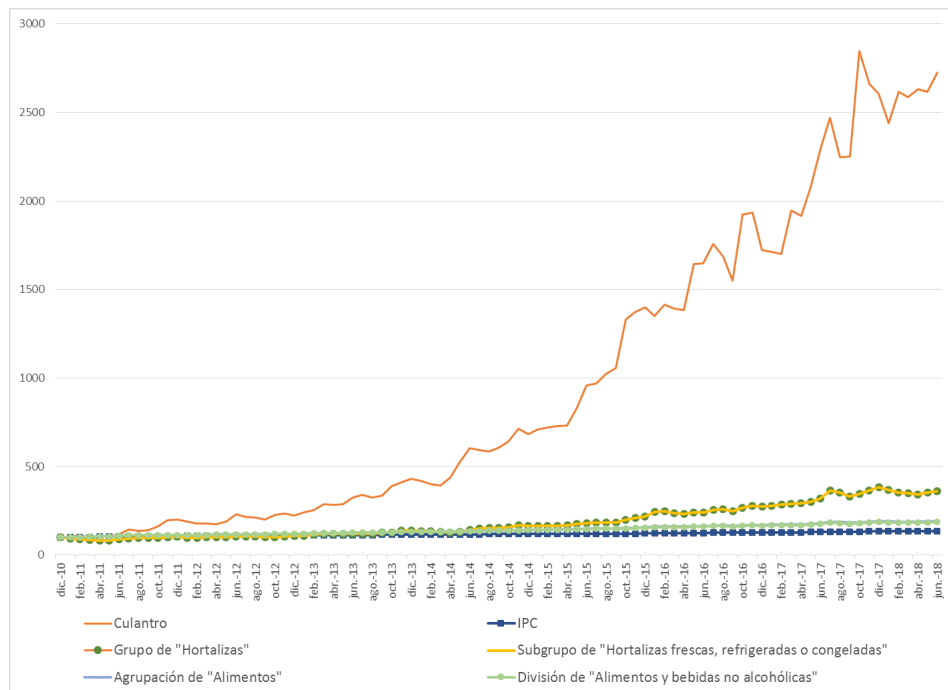


Figura 2. Índices de precios del gasto básico "Culantro" y las agrupaciones que lo contienen.
Fuente: elaboración propia.

3. El índice de Lloyd–Moulton

En 1996 se publicó el denominado “Informe Boskin”³, un estudio elaborado a solicitud del Congreso de Estados Unidos de América acerca del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de ese país y de los problemas que podía tener en su medición (especialmente de los diferentes tipos de sesgo a los que está afecto). El estudio aportó evidencia acerca de los componentes conocidos de sesgo, evidenciando y documentando la existencia del sesgo por sustitución, el sesgo de aparición de nuevos bienes, el sesgo de cambio de calidad y el sesgo de nuevos puntos de venta. Dado que esta crítica al IPC de los Estados Unidos de América se puede extender fácilmente al IPC de cualquier país, el informe sirvió para establecer la agenda de investigación relacionada para los años venideros.

La Comisión de Boskin, formalmente llamada la “Comisión consultiva para estudiar el Índice de Precios al Consumidor”, en su informe final concluyó que el cálculo del sesgo de sustitución que provenía del IPC sobrestimó la medida de inflación en aproximadamente 1.1 puntos porcentuales por año en 1996 y en aproximadamente 1.3 puntos porcentuales antes de ese año⁴.

El informe destacó cuatro posibles fuentes de sesgo al usar cambios en el IPC, como una medida del cambio en el costo de la vida:

El **sesgo de sustitución**, que se produce porque una canasta de mercado fija (típicamente proveniente de una encuesta a los hogares realizada durante un período previo al base del IPC) no refleja el hecho de que los consumidores sustituyen cuando cambian los precios relativos y consumen relativamente menores cantidades de los productos que se encarecen.

El **sesgo de sustitución de minoristas**, que se produce cuando existen cambios en puntos de venta con menores precios y estos se siguen cotizando en sitios más caros.

El **sesgo de cambio de calidad**, que se produce cuando las mejoras en la calidad de los productos, como una mayor eficiencia energética o una menor necesidad de reparación, se miden de forma incorrecta o no se miden en absoluto.

El **sesgo de nuevo producto**, que se produce cuando los nuevos productos del mercado no se introducen en la cesta representativa o se incluyen solo con un retraso prolongado.

Por su parte, Shapiro y Wilcox (1997) propusieron un método para corregir el sesgo de sustitución: sugirieron usar el índice Lloyd-Moulton, en lugar del índice de precios de tipo Laspeyres para el cómputo del IPC. El índice Laspeyres es un índice compuesto por un promedio aritmético de índices de precios ponderados por las participaciones de gasto correspondientes a un período base. Por su parte, el índice Lloyd-Moulton es un índice compuesto por un promedio aritmético generalizado y ponderado respecto a las mismas participaciones. A este último índice se le conoce también como Índice CES:

³ Véase Boskin (1996).

⁴ Véase el resumen ejecutivo en Boskin (1996).

$$\left[\sum_{n \in I^0} s_n^0 (p_n^t / p_n^0)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (\sigma > 0, \sigma \neq 1) \quad \text{Ecuación (1)}$$

donde I^0 representa el conjunto de gastos básicos en el período base; s_n^0 , la participación de gasto de consumo en el bien n en el período base; el cociente (p_n^1 / p_n^0) , el precio relativo del bien n entre el período base y el período t ; y el parámetro σ es la elasticidad de sustitución entre los bienes del conjunto I^0 y representa el grado en el cual, en promedio, los gastos básicos son pensados como sustitutos entre sí (Graf, 2020).

La ventaja de este índice es que puede esperarse que esté libre del sesgo de sustitución hasta un grado razonable de aproximación y, a diferencia de los índices superlativos, como el de Fisher y el de Törnqvist, puede calcularse en tiempo real, siempre que el valor del parámetro σ sea conocido.

Es claro que el índice de precios de Laspeyres es una instancia específica de la [Ecuación 1](#); en particular, el caso en el que $\sigma = 0$. Por lo tanto, puede resultar una alternativa práctica para el cálculo del IPC (Graf, 2020).

Un índice de precios Lloyd-Moulton puede concebirse como un índice de costo de vida que corresponde a una estructura de preferencias homotéticas subyacentes, la cual se caracteriza por el hecho de que para cualquier par de productos, la elasticidad de sustitución entre estos es la misma, de ahí el nombre CES (*Constant Elasticity of Substitution*). Por lo tanto, emplear un $\sigma > 0$ es un primer paso para tomar en cuenta la sustitución del consumidor (Balk, 1999).

Muchos economistas consideran que los índices de precios superlativos pueden ser la mejor aproximación a un índice de costo de vida. Más específicamente, un índice de costo de vida permite calcular cambios en el costo de la compra de una cesta representativa de bienes y servicios en diferentes períodos de tiempo mientras se mantiene la utilidad del consumidor constante. Una característica fundamental de los índices de costo de vida superlativos es que los consumidores pueden sustituir entre productos y puntos de venta en respuesta a los cambios en precios relativos; sin embargo, los mencionados índices requieren información de precios y proporciones de gasto en un período base y en cada período corriente. Típicamente, la información de proporciones de gasto en los períodos más recientes no está disponible o lo está solamente con rezagos importantes, y esto hace imposible producir de manera oportuna una aproximación al índice de costo de vida utilizando índices superlativos (Ivancic, Diewert y Fox, 2010).

La diferencia entre el índice Laspeyres y un índice superlativo debería aproximar el valor del sesgo de sustitución de productos. Y a su vez, el índice de Lloyd-Moulton puede aproximarse a un índice superlativo, una vez que se haya estimado la elasticidad de sustitución (Białek 2016).

Shapiro y Wilcox (1997) proveen una estimación del parámetro de sustitución utilizando el índice de Lloyd-Moulton, básicamente a través de un método numérico específico (solución de una ecuación no lineal con una incógnita, mediante un algoritmo de prueba y error). Los autores propusieron un número posible de valores para la elasticidad de sustitución y el criterio para escoger uno de ellos fue identificar el valor de dicho parámetro que minimizara la diferencia entre un índice superlativo y el índice Lloyd-Moulton. Dichos autores concluyeron que es posible producir una aproximación al índice superlativo de Törnqvist que sea factible en tiempo real y bastante precisa. Balk (1999) propone diferentes metodologías, entre las que se encuentra la utilizada en este trabajo. Asimismo, Ivancic,

Diewert y Fox (2010) utilizan el índice de Fisher entre períodos, con participaciones de gasto conocidas, para resolver numéricamente el valor del parámetro de sustitución.

4. Metodología de estimación

En esta sección se presentan las diferentes metodologías utilizadas en la estimación de la elasticidad de sustitución para la estructura jerárquica del IPC de Guatemala.

Para la aplicación de las diferentes metodologías es necesario realizar una identificación de gastos básicos comunes entre dos bases del IPC, por lo que se empezará con una descripción de la estructura del IPC de Guatemala.

4.1 Estructura del IPC de Guatemala

En Guatemala, el Instituto Nacional de Estadística (INE) es el ente rector de la información estadística y el encargado de la recopilación de precios y del cálculo del Índice de Precios al Consumidor, el cual permite reflejar el comportamiento del nivel general de precios correspondiente a la estructura del consumo final de la población guatemalteca (Instituto Nacional de Estadística, 2011).

Desde los años ochenta hasta finales del año 2000, se utilizó en Guatemala una metodología del IPC en la que no se cotizaba precios a nivel de toda la República, sino solamente para la ciudad de Guatemala. Posteriormente, en la primera década de este siglo, el IPC se cotizó, a nivel República, tomando el mes de diciembre de 2000 como período base, con vigencia desde enero de 2001 hasta diciembre de 2010. En adelante, se hará referencia a este período y a su correspondiente estructura del IPC como “IPC base 2000”.

Actualmente, el IPC utiliza un período base establecido en diciembre de 2010, fundamentado en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos Familiares (ENIGFAM) realizada entre julio de 2009 y julio de 2010, en la que, de acuerdo con el INE, “se revelaron los cambios ocurridos en los patrones de consumo de las familias, producto de las nuevas tecnologías y de las transformaciones económicas que ha experimentado el país hasta la actualidad”⁵. En lo sucesivo se hará referencia a este período y a su estructura del IPC como “IPC base 2010”.

El cambio de base del IPC en Guatemala está vinculado a la ejecución de una ENIGFAM como su indispensable fundamento técnico, ya que dicha encuesta permite obtener la estructura del gasto en consumo final de la población; es decir, sirve como principal fuente de información para la conformación de la canasta de bienes y servicios integrantes del IPC y de la estructura de ponderaciones para el cálculo de los correspondientes números índices de precios.

El IPC base 2000 está compuesto por 218 gastos básicos, agrupados en 9 divisiones de gasto, mientras que el IPC base 2010 está compuesto por 279 gastos básicos agrupados en 12 divisiones de gasto y una estructura jerárquica que comprende: agrupaciones, grupos y subgrupos. En particular, la estructura del IPC base 2010 está conformada como se muestra en la [Tabla 1](#).

⁵ Véase Instituto Nacional de Estadística (2011).

Nivel de agregación	Número de componentes
División de gasto	12
Agrupación de gasto	40
Clase/Grupo de gasto	84
Subclase/Subgrupo de gasto	120
Producto/Gasto Básico	279
Variedad	440

Tabla 1. Estructura del IPC base 2010.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (2011).

En la gráfica de la [Figura 3](#) se muestra una comparación entre las ponderaciones de los gastos básicos en las bases 2000 y 2010 del IPC⁶. Como se indicó anteriormente, los cambios en las ponderaciones están asociados mayormente a cambios en tecnologías y otras transformaciones económicas mencionadas.

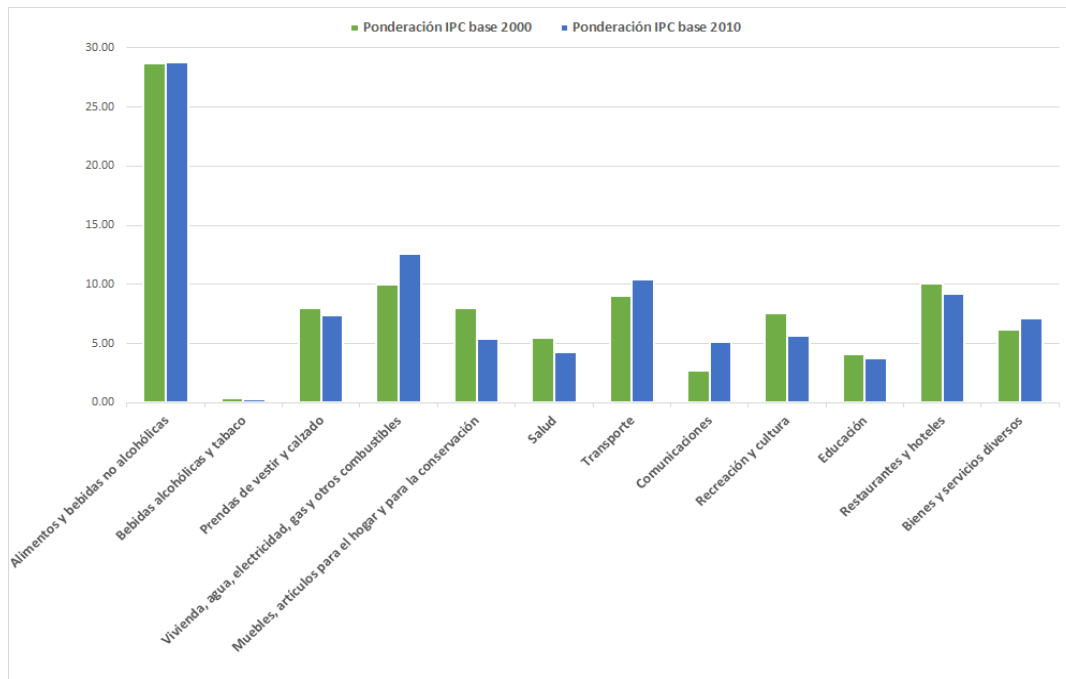


Figura 3. Comparación de ponderaciones entre el IPC base 2000 y el IPC base 2010 por divisiones de gasto.

Fuente: elaboración propia.

⁶ En la gráfica de la [Figura 3](#), los gastos básicos del IPC base 2000 están agrupados en 12 divisiones de gasto, de acuerdo con la identificación de gastos básicos de ambas bases (2000 y 2010) descrita en la [Sección 4.2](#).

El presente trabajo pretende encontrar, a través de diferentes métodos de estimación, los valores de los parámetros de sustitución para todos los subgrupos, grupos, agrupaciones y divisiones del IPC base 2010. Debido a los cambios en la estructura de consumo reflejados en la ENIGFAM realizada durante 2009, muchos gastos básicos aparecen agrupados de forma diferente en el IPC base 2010 respecto de su agrupación en el IPC base 2000. Por lo tanto, para proceder con el cómputo de los parámetros de sustitución, es necesario llevar a cabo antes, un proceso de identificación de gastos básicos comunes entre las bases 2000 y 2010 del IPC, con el fin de detectar cuáles son los que tuvieron continuidad en la cotización de precios por parte del INE (los que continuaron siendo más representativos durante la ENIGFAM de 2009), cuáles son los gastos básicos que salieron de la canasta y cuáles los que fueron agregados a la estructura del IPC base 2010.

4.2 Identificación de gastos básicos comunes

El proceso de identificación de gastos básicos comunes consistió en revisar manualmente los gastos básicos del IPC base 2000 y comparar contra los gastos básicos del IPC base 2010 para encontrar aquellos que fueran comunes a ambas bases, así como aquellos gastos básicos nuevos en el IPC base 2010, o bien, aquellos que dejaron de ser representativos en la nueva base. Debido a que el INE cotiza precios de variedades, la identificación de gastos básicos fue realizada de acuerdo con las variedades que cada gasto básico contiene. Una identificación entre gastos básicos se considera correcta si las variedades de un gasto básico en la base 2000 son las mismas que las variedades de un gasto básico en la base 2010 (para los propósitos de este trabajo, a estos gastos básicos se les llama equivalentes). En general, se encontraron tres tipos de identificaciones:

Caso 1: cuando un gasto básico de la base 2000 tiene una equivalencia exacta con un gasto básico de la base 2010. En este caso, para cada gasto básico se conoce la ponderación, así como el valor del correspondiente número índice, al inicio y al final de la base 2000.

Caso 2: cuando un gasto básico de la base 2000 tiene equivalencia con un conjunto de varios gastos básicos de la base 2010. En este caso, se utiliza el índice de precios del gasto básico de la base 2000 al inicio y al final del período de duración de dicha base. Asimismo, se tiene la ponderación del gasto básico al inicio de la base 2000 y, para su respectiva ponderación al final de la base, se combinan las ponderaciones de los gastos básicos de la base 2010 que conforman la equivalencia.

Caso 3: cuando un conjunto de varios gastos básicos de la base 2000 tiene equivalencia con un solo gasto básico de la base 2010. En este caso, para obtener las ponderaciones al inicio de la base 2000 deben sumarse las ponderaciones de todos los gastos básicos que componen la equivalencia. Asimismo, el índice de precio de la equivalencia corresponde al promedio ponderado de los índices de precios de los respectivos gastos básicos, con una ponderación proporcional a la suma de las ponderaciones de la equivalencia.

En el apéndice en línea se puede encontrar más detalladamente la identificación de gastos básicos entre las bases 2000 y 2010 del IPC.⁷

⁷ Véase Castañeda, Solís, y Chang (2017).

4.3 Métodos de estimación de los parámetros de sustitución

En esta sección se describen los diferentes métodos utilizados para medir los parámetros de sustitución utilizados en el cómputo del índice de Lloyd-Moulton. Como se describe en Ivancic, Diewert, y Fox (2010), las metodologías utilizadas en la literatura son básicamente dos: un método algebraico, que consiste en resolver un conjunto de ecuaciones para determinar de forma numérica un valor para los parámetros de sustitución; y un método econométrico.

En este trabajo se realizan estimaciones de los parámetros de sustitución utilizando cuatro variantes del método algebraico. En cuanto al método econométrico, se considera que no es el más adecuado en el caso de Guatemala debido a que solamente se tienen dos observaciones de las participaciones de los gastos básicos en el gasto total del consumidor (correspondientes a las bases 2000 y 2010 del IPC) y dichas observaciones están separadas por un lapso de diez años.

El proceso de resolución sigue la estructura mostrada en el diagrama de la [Figura 4](#). Como se observa, a partir de la identificación de los gastos básicos comunes a ambas bases del IPC, se procede a la estimación de los parámetros de sustitución para subgrupos σ_{sg} . Con los mencionados parámetros de sustitución encontrados, se computan los respectivos índices de precios de subgrupos que, a su vez, permiten calcular los parámetros de sustitución para los grupos; y así, el proceso se repite para las jerarquías superiores en la estructura del IPC base 2010 hasta llegar al cómputo del parámetro de sustitución global.

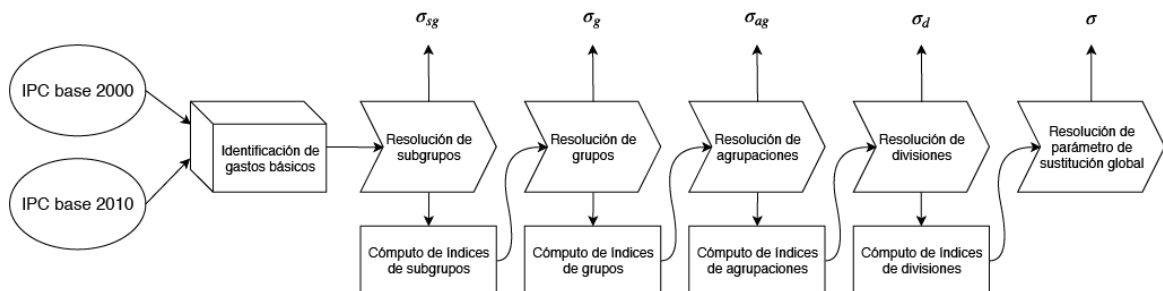


Figura 4. Estructura de resolución de parámetros de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

4.3.1 Método algebraico con parámetros λ

En este trabajo se le llamará **método de resolución algebraico** al propuesto por Balk (1999). Dicho procedimiento se resume en la solución numérica para una versión modificada, para cada una de las jerarquías del IPC base 2010, de la ecuación 32 del documento de dicho autor:

$$\left[\sum_{n \in I^{01}} s_n^0 (p_n^1/p_n^0)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} = \left[\sum_{n \in I^{01}} s_n^1 (p_n^1/p_n^0)^{-(1-\sigma)} \right]^{-1/(1-\sigma)} \quad \text{Ecuación (2)}$$

en la cual I^{01} corresponde al conjunto de gastos básicos del IPC en común en dos períodos diferentes (períodos 0 y 1), que se obtiene como resultado del proceso de identificación. Además, dicha ecuación utiliza ponderaciones e índices de precios de los gastos básicos en los períodos 0 y 1. En el trabajo, los períodos se consideran como sigue:

El período 0 corresponde al inicio de la base 2000 del IPC (diciembre de 2000), en el cual, se tienen las ponderaciones s_n^0 para cada gasto básico a partir de la estructura del IPC base 2000. Los índices de precios en este período son exactamente todos iguales a 100, por ser considerado como el período base en la estructura del IPC base 2000.

El período 1 corresponde al fin de la base 2000 del IPC (diciembre de 2010) e inicio de la base 2010 del IPC, en el cual se tienen las ponderaciones s_n^1 para cada gasto básico a partir de la estructura del IPC base 2010. Los índices de precios en el período 1 corresponden a los reportados en el IPC base 2000 en diciembre de 2010.

En Balk (1999) se utilizan los parámetros λ^0 y λ^1 para construir los índices de precios de las jerarquías inferiores, multiplicando la expresión para conformar el índice de precios de Lloyd-Moulton por el cociente λ^0/λ^1 . Estos parámetros representan el porcentaje de participación de los gastos básicos comunes en el conjunto de gastos básicos del período 0 y 1, respectivamente. Por ejemplo, λ^0 representa la participación de los gastos básicos del conjunto I^0 que también pertenecen a la identificación común I^{01} , para un determinado subgrupo. A su vez, λ^1 representa la participación de los gastos básicos del conjunto I^1 que también pertenecen a la identificación común I^{01} , para un determinado subgrupo. En esta metodología, el cociente λ^0/λ^1 se aplica a la jerarquía de subgrupos, como se muestra en la [Ecuación 3](#) y, a su vez, estos índices de precios se utilizan para construir los índices de precios de las jerarquías superiores y así, computar los parámetros de sustitución para toda la estructura del IPC base 2010.

$$P_{sg}^i = \frac{\lambda_i^0}{\lambda_i^1} \left[\sum_{n \in I_i^{01}} s_n^0 (p_n^t/p_n^0)^{1-\sigma_{sg}^i} \right]^{1/(1-\sigma_{sg}^i)} \quad \text{Ecuación (3)}$$

Para llevar a cabo el proceso de resolución numérica se construye en el software MATLAB una función $f(\sigma)$ compuesta por la resta entre el término del lado izquierdo de la [Ecuación 2](#) y el término del lado derecho de la misma ecuación. Posteriormente, se encuentra el valor de σ^* que resuelve numéricamente $f(\sigma^*) = 0$. En cuanto a la estructura

de resolución de la [Figura 4](#), los parámetros de sustitución de las jerarquías superiores se resuelven *mutatis mutandis* nuevamente utilizando la [Ecuación 2](#) con los índices de precios de las jerarquías inferiores y sus correspondientes ponderaciones.

4.3.2 Método algebraico sin parámetros λ

Para algunos de los subgrupos de la sección anterior, el cociente λ^0/λ^1 resulta ser muy grande, principalmente porque la base 2010 del IPC incluye muchos gastos básicos nuevos que no pudieron ser identificados con otros gastos básicos de la base 2000 del IPC. Esto ocasiona que en la construcción del índice de precios de Lloyd-Moulton de la jerarquía de subgrupos, algunos de los subgrupos resulten con índices de precios exorbitantes (debido a que el cociente λ^0/λ^1 es muy grande), lo que a su vez, afecta directamente el cómputo de los parámetros de sustitución de las jerarquías superiores.

Para superar este problema y contar con un método de estimación algebraico alternativo, se utilizó exactamente la misma metodología que en la [Sección 4.3.1](#), pero reemplazando en la [Ecuación 3](#) los valores del cociente λ^0/λ^1 por el valor 1 en la construcción de los índices de precios de subgrupos.

4.3.3 Método de estimación con índice de Fisher

Como se discute en Ivancic, Diewert, y Fox (2010), es posible computar el parámetro de sustitución en el índice de Lloyd-Moulton que aproxime al índice de Fisher si se conocen los precios relativos y ponderaciones de gasto de dos períodos. Debido a que se tienen identificados los gastos básicos pertenecientes a las bases 2000 y 2010 del IPC, es posible construir, para cada subgrupo (y subsiguientemente para cada jerarquía superior), un índice de Fisher P_F entre estos dos períodos como el promedio geométrico entre el índice de Laspeyres y el índice de Paasche, de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$P_F = \left[\sum_{n \in I^{01}} s_n^0 (p_n^1/p_n^0) / \sum_{n \in I^{01}} s_n^1 (p_n^0/p_n^1) \right]^{0.5} \quad \text{Ecuación (4)}$$

Una vez construido el índice de Fisher, se resuelve el valor del parámetro de sustitución del índice de Lloyd-Moulton tal que el índice coincida con el de Fisher, es decir, se debe encontrar una solución numérica para σ en la ecuación siguiente:

$$\left[\sum_{n \in I^{01}} s_n^0 (p_n^1/p_n^0)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} - P_F = 0 \quad \text{Ecuación (5)}$$

Nuevamente, al igual que en la metodología anterior, el índice de Fisher se actualiza en las jerarquías superiores tomando las ponderaciones de gasto del período 0 (diciembre de 2000) y las ponderaciones de gasto del período 1 (diciembre de 2010). Esto permite computar todos los parámetros de sustitución de la estructura del IPC base 2010.

4.3.4 Método de estimación con índice de Törnqvist

El índice de Törnqvist P_T se puede construir para cada subgrupo (y de forma subsecuente para cada jerarquía superior) como un promedio geométrico ponderado por las participaciones de gasto promedio entre dos períodos, de acuerdo con la ecuación:

$$P_T = \prod_{n \in I^{01}} (p_n^1/p_n^0)^{\gamma_n^*}, \quad \gamma_n^* = \frac{\gamma_n}{\sum_i \gamma_i}, \quad \gamma_n = \frac{s_n^0 + s_n^1}{2} \quad \text{Ecuación (6)}$$

Una vez construido el índice de Törnqvist, se resuelve el valor del parámetro de sustitución del índice de Lloyd-Moulton tal, que el índice coincida con el de Törnqvist; es decir, se debe encontrar una solución numérica para σ en la ecuación siguiente:

$$\left[\sum_{n \in I^{01}} s_n^0 (p_n^1/p_n^0)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} - P_T = 0 \quad \text{Ecuación (7)}$$

Nuevamente, al igual que con las metodologías anteriores, el índice de Törnqvist se actualiza *mutatis mutandis* en las jerarquías superiores tomando las ponderaciones de gasto del período 0 (diciembre de 2000) y las ponderaciones de gasto del período 1 (diciembre de 2010). Esto permite computar todos los parámetros de sustitución de la estructura del IPC base 2010.

5. Resultados de estimación

Los resultados de estimación para los parámetros de sustitución de todas las jerarquías del IPC base 2010 se encuentran en el apéndice en línea de Castañeda, Solís y Chang (2017) (vea la [Sección 9.1](#) de los Anexos). En esta sección se resumen los resultados obtenidos utilizando una aproximación estadística.

Por cada uno de los cuatro métodos de estimación se obtiene un conjunto de parámetros de elasticidad de sustitución y su respectivo valor promedio para cada una de las jerarquías en el IPC base 2010. Posteriormente, para cada una de las jerarquías, se computan los valores promedio y máximo, así como la desviación estándar, de los cuatro promedios (uno por cada uno de los cuatro métodos de estimación) de los parámetros de sustitución. En la [Tabla 2](#) se muestra un resumen de los resultados obtenidos a partir de los cuatro métodos de estimación utilizados.

Medida	σ_{sg}	σ_g	σ_{ag}	σ_d	σ
Método algebraico con λ	1.0685	-0.0273	4.5871	1.2752	1.3060
Método algebraico sin λ	1.0685	0.3026	3.9796	1.4149	1.2170
Método con índice de Fisher	1.0243	0.3489	1.5023	1.3180	1.3273
Método con índice de Törnqvist	1.4663	0.3662	3.1568	2.5428	1.2536
Número de parámetros por método	120	84	40	12	1
Promedio de los cuatro métodos*	1.1569	0.2476	3.3064	1.6377	1.2760
Desviación estándar	8.2108	2.1674	13.6832	2.6226	0.0000
Mínimo	-27.20	-3.174	-18.355	-3.532	1.276
Máximo	58.4000	17.9250	53.6235	7.8098	1.2760

Tabla 2. Resultados de estimación de los parámetros de sustitución resumidos para la estructura del IPC base 2010.

Nota: (*) El promedio de los cuatro métodos se refiere al promedio de la séptima columna en las tablas de resultados que se encuentran en el apéndice en línea⁸, para cada una de las jerarquías en la base 2010 del IPC. Asimismo, la desviación estándar, el valor mínimo y máximo están calculados a partir de esta misma columna.

Fuente: elaboración propia.

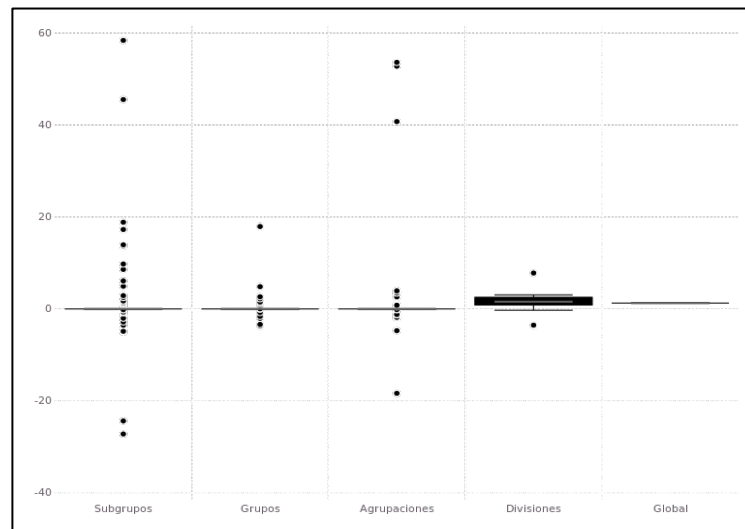


Figura 5. Dispersión de parámetros de sustitución (promedio de los cuatro métodos) por jerarquía del IPC base 2010.

Fuente: elaboración propia.

⁸ Véase Castañeda, Solís y Chang (2017).

Como se puede observar en la [Figura 5](#), los resultados en las jerarquías de subgrupos y agrupaciones del IPC base 2010 indican una alta dispersión en los valores de los parámetros de sustitución en comparación con las jerarquías de grupos y divisiones. Puede observarse que algunos de los parámetros de sustitución resultantes son negativos y, asimismo, muchos otros de los parámetros resultantes son iguales a cero (debido a que ninguna de las metodologías de resolución es aplicable cuando solamente existe un elemento en la jerarquía inferior para la que se calcula la elasticidad de sustitución).

Respecto de los valores negativos y de los valores exorbitantes de los parámetros de elasticidad de sustitución estimados, se puede decir que estos resultados son atípicos y pueden estar influenciados por los cambios ocurridos en las participaciones de gasto durante el período de estimación de diez años. Dichas participaciones de gasto reflejan, en alguna medida, la evolución de la tecnología, de la demografía y de las preferencias de los consumidores durante este período, además de la reacción de los mismos ante cambios en precios relativos experimentados durante estos diez años.

Las metodologías de estimación utilizadas asumen, en cierta forma, que la sustitución efectuada por el consumidor ocurre ante cambios en los precios relativos observados por este, mas no toma en cuenta cambios fuertes en los factores descritos con anterioridad y que pueden afectar las participaciones de gasto. En otras palabras, estos resultados inusuales podrían ser reflejo de que durante el período de estimación de 10 años, pueden existir cambios fuertes en la estructura de consumo (que obedecen no solamente a cambios en los precios relativos) y de que posiblemente, en un período de estimación más corto (de 3 a 5 años), no se observarían estas anomalías.

En las gráficas de la [Figura 6](#) y de la [Figura 7](#) se muestra el índice de precios de Lloyd-Moulton, producto de utilizar los resultados de los parámetros de sustitución, comparado con el IPC para las diferentes metodologías de resolución, así como sus variaciones interanuales como medida de inflación. Como se puede observar, no se aprecian diferencias significativas entre las diferentes metodologías del índice de precios de Lloyd-Moulton, tanto para el índice de precios, como para su variación interanual. En adelante, se utilizará la serie promedio de los resultados de los parámetros de elasticidad de sustitución como marco de referencia para las diferentes variantes propuestas.

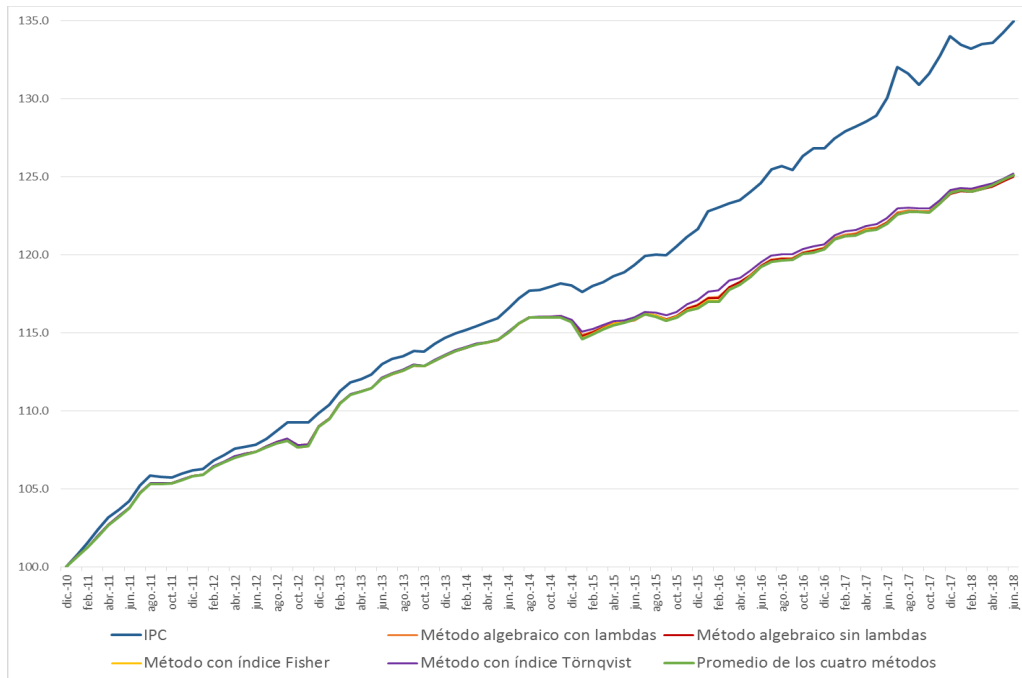


Figura 6. IPC e índices de precios de Lloyd-Moulton con los parámetros de sustitución resultantes.

Fuente: elaboración propia.

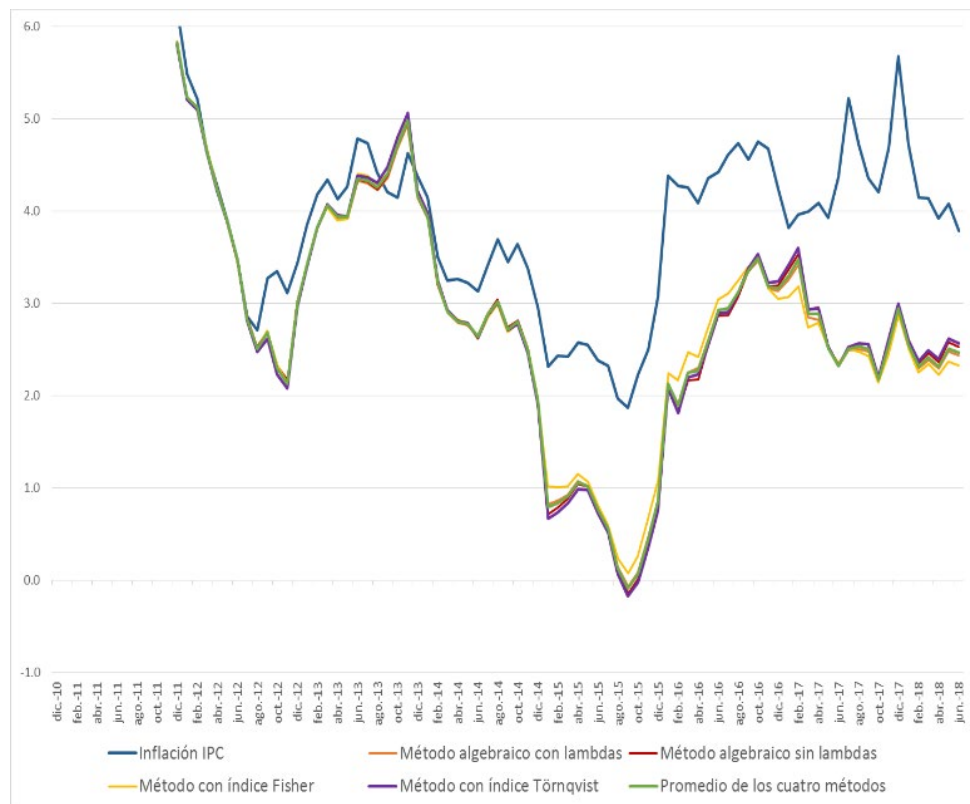


Figura 7. Variación interanual del IPC y de los índices de precios de Lloyd-Moulton con los parámetros de sustitución resultantes.

Fuente: elaboración propia.

6. Variantes al marco de estimación base

En esta sección se presenta un conjunto de variantes al marco de resultados obtenidos en la sección anterior con el que se pretende ilustrar algunas características deseables de los parámetros de elasticidad de sustitución obtenidos en el proceso de estimación, con el fin de que estos representen de manera más plausible el grado de sustitución ante cambios en los precios relativos de los bienes y servicios de consumo.

6.1 Caracterización temporal de los parámetros de sustitución

Los parámetros de elasticidad de sustitución de la estructura de preferencias de tipo “elasticidad de sustitución constante” (CES, por sus siglas en inglés) se suponen invariables entre los bienes y servicios relevantes. Esto quiere decir que existe la misma elasticidad de sustitución entre dos cualesquiera de dichos bienes y servicios. Posiblemente, una mejor denominación de esta característica sería la de “elasticidad de sustitución idéntica” debido a que el término “constante” no hace referencia a una dimensión temporal de los parámetros de sustitución.

Los mencionados parámetros de elasticidad de sustitución están calculados con las diferentes metodologías descritas, tomando en cuenta los índices de precios de los gastos básicos, así como las participaciones de gasto al inicio y al final de la base 2000 del IPC, período que comprende diez años.

Un aspecto relevante en la discusión de los resultados es el carácter temporal de los parámetros de sustitución obtenidos. Puede pensarse que ante un cambio en precios relativos de bienes y servicios, un consumidor no sustituye inmediatamente por aquellos bienes que resulten más baratos, pero que, en promedio, mantengan su nivel de utilidad constante. Este proceso de ajuste depende de la evolución de los precios de los gastos básicos y requiere de un cierto tiempo para manifestarse por completo. Lo anterior implica que el valor de los parámetros de sustitución es cambiante en el tiempo y este efecto no está modelado en la fórmula del índice de Lloyd-Moulton.

En otras palabras, los valores estimados de los parámetros de elasticidades de sustitución reportados en la [Sección 5](#), pueden ser adecuados para un período de 10 años, pero a su vez, pueden ser excesivos para períodos menores. Un afinamiento de la estimación consiste, por tanto, en hacer tales valores crecientes en el tiempo y que solo alcancen su valor estimado en un período de 10 años.

A continuación, se propone una metodología para tomar en cuenta el ajuste gradual del parámetro de elasticidad de sustitución en la fórmula del índice de Lloyd-Moulton. Los parámetros de elasticidad de sustitución obtenidos en la [Sección 5](#) corresponden a un período de diez años (es decir, constituyen un total de 120 observaciones mensuales), por lo que una forma alternativa de generar el índice de Lloyd-Moulton se especifica en la [Ecuación 8](#), en la que se considera que el parámetro de elasticidad de sustitución es variable en el tiempo, ajustando sus valores por la porción de tiempo transcurrido respecto del período de diez años con base en el cual fue calculado.

$$\left[\sum_{n \in I^0} s_n^0 (p_n^t / p_n^0)^{1-\sigma_t} \right]^{1/(1-\sigma_t)}, \quad \sigma_t = \frac{t}{120} \sigma, \quad t = 0, 1, 2, \dots, 120 \quad \text{Ecuación (8)}$$

La [Ecuación 8](#) implica que en el período base ($t = 0$) no existe sustitución (pues $\sigma_t = 0$) y que esta aumenta gradualmente conforme transcurre el tiempo. En adelante, a esta modificación en el cómputo del índice de Lloyd-Moulton se le llamará “método proporcional”, haciendo referencia a la proporcionalidad del parámetro de elasticidad de sustitución utilizado en cada período respecto del tiempo transcurrido desde el período base. En la gráfica de la [Figura 8](#) se muestra el factor de proporcionalidad aplicado a los parámetros de sustitución de todas las jerarquías cuando se considera la metodología proporcional.

En las gráficas de la [Figura 9](#) y de la [Figura 10](#) se muestra la aplicación de esta metodología en el índice de precios de Lloyd-Moulton comparado con el IPC y sus respectivas variaciones porcentuales interanuales, utilizando la serie promedio de resultados. Se puede observar que el índice de precios de Lloyd-Moulton con el método proporcional se encuentra por debajo del IPC para todos los períodos, pero arriba del índice de precios de Lloyd-Moulton obtenido anteriormente debido a que, conforme transcurre el tiempo, los parámetros de sustitución varían desde cero hasta llegar al valor estimado para el período de 10 años. Y esto provoca que el índice con método proporcional sea mayor al índice original, ya que en general, la media aritmética generalizada de la [Ecuación 8](#) implica que el índice es creciente en el término $(1 - \sigma_t)$.

Sin embargo, las variaciones interanuales del índice con método proporcional no necesariamente son mayores que las del índice de Lloyd-Moulton obtenido anteriormente, aunque en la mayor parte de la trayectoria sí son mayores, en algunos episodios son aproximadamente iguales y en otros, de hecho, son menores.

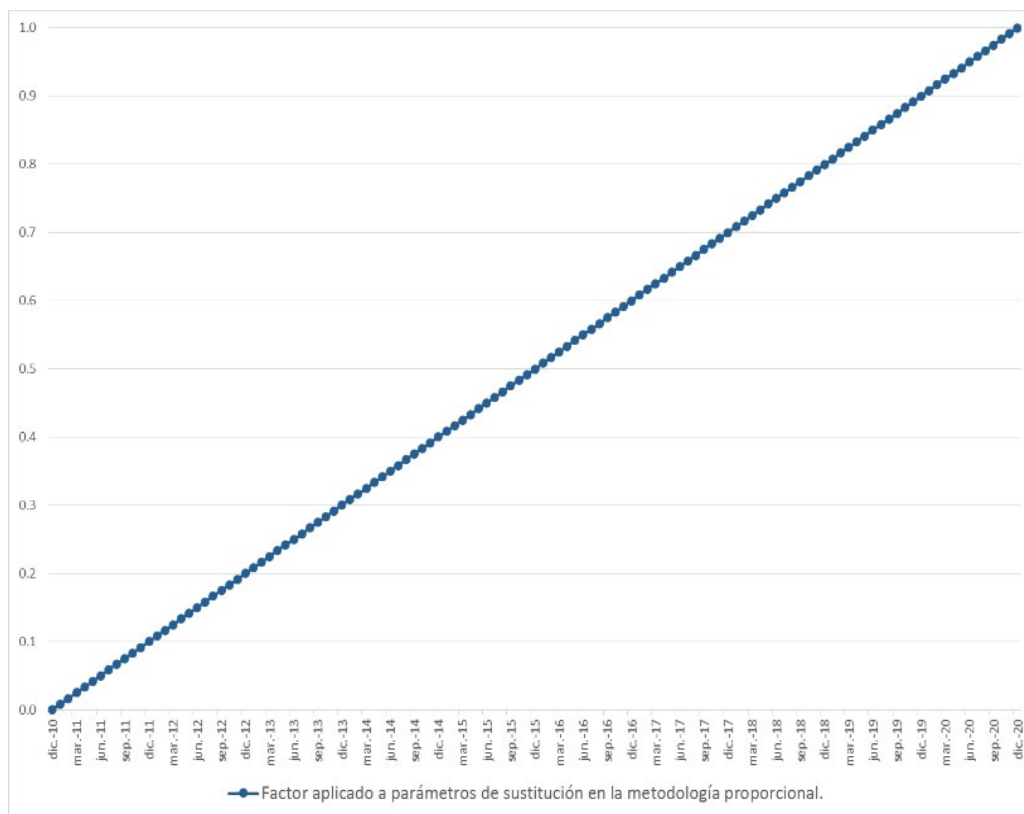


Figura 8. Factor de proporcionalidad temporal aplicado a los parámetros de elasticidad de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

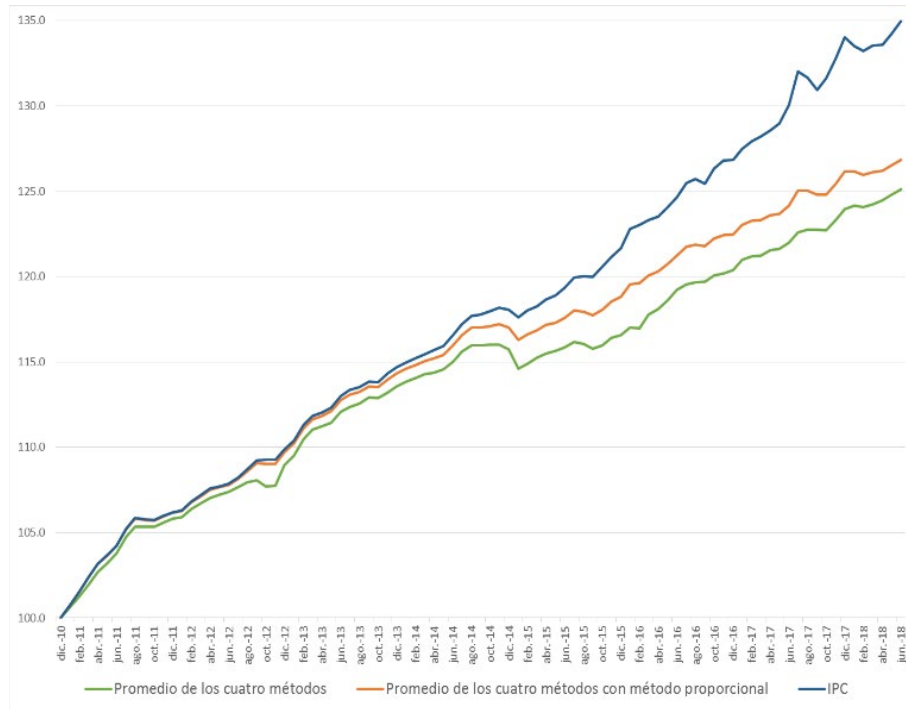


Figura 9. Comparación entre el IPC y el índice de precios de Lloyd-Moulton utilizando el método proporcional de los parámetros de elasticidad de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

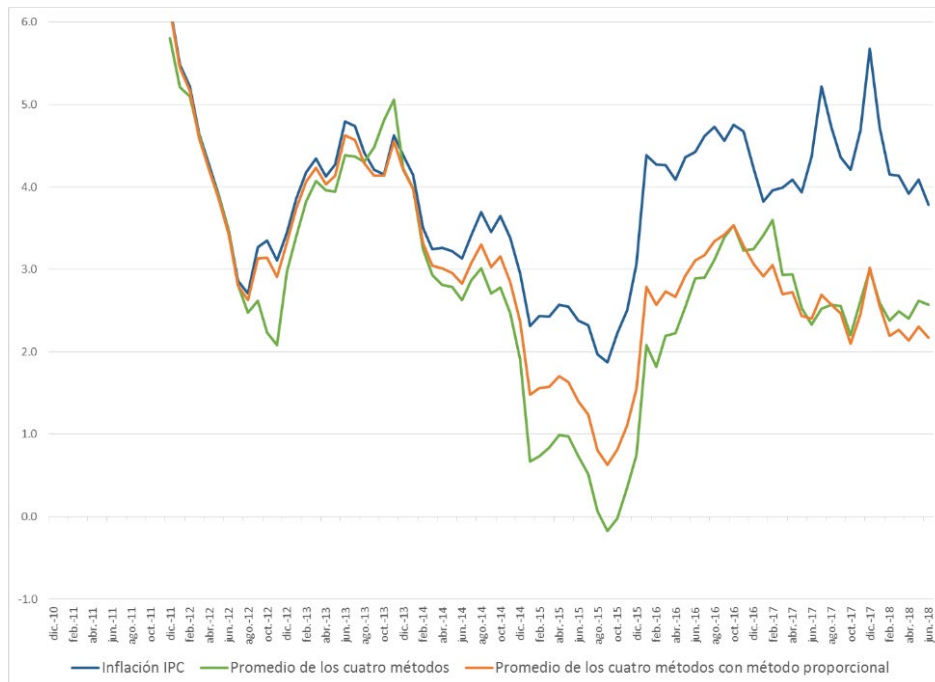


Figura 10. Comparación de medidas de inflación interanual utilizando el método proporcional de los parámetros de elasticidad de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

6.2 Parámetros de sustitución decrecientes en las jerarquías

De acuerdo con la estructura de preferencias CES de dos niveles descrita por Balk (1999), cabría esperar que en una estructura jerárquica de preferencias, conforme se asciende en las jerarquías, la sustitución entre los elementos integrantes vaya en disminución. Esto debido a que, conforme los bienes se van agregando para formar categorías superiores, cada vez se pierde más la homogeneidad entre los mismos; es decir, en las categorías superiores se pueden combinar bienes que se consideran cada vez menos como sustitutos unos de otros. En otras palabras, conforme se agrupan bienes y servicios en jerarquías superiores, la capacidad de sustitución se va perdiendo, lo que debería reflejarse en menores valores del parámetro de sustitución.

Sin embargo, con los resultados obtenidos del proceso de resolución numérica de los parámetros de elasticidad sustitución de la [Sección 5](#), se puede observar que los valores de los parámetros de sustitución no necesariamente disminuyen conforme se asciende a una jerarquía más alta. Una posibilidad, en la aplicación del índice de Lloyd-Moulton, es aplicar un proceso de normalización de los parámetros de sustitución por jerarquías, de tal forma que los mencionados parámetros, en las jerarquías superiores, sean siempre menores que los obtenidos en las jerarquías inferiores.

A continuación, se describen dos posibles normalizaciones de los parámetros de sustitución para ilustrar el efecto de introducir esta restricción en la construcción del índice de Lloyd-Moulton:

La primera variante consiste en la normalización de los parámetros de sustitución en forma proporcional al valor máximo de la jerarquía inferior inmediata. En este caso, todos los parámetros de elasticidad de sustitución de una jerarquía se dividen por el valor máximo de la jerarquía inferior inmediata, excepto para la jerarquía de subgrupos, para la cual no se aplica operación alguna. Este proceso facilita que los parámetros de sustitución en las jerarquías superiores sean menores que los parámetros de sustitución de las jerarquías inferiores. Por ejemplo, sea σ_g^i el parámetro de elasticidad de sustitución del grupo i y sea σ_{sg}^- el valor máximo de la jerarquía de subgrupos, entonces la normalización para los parámetros de grupos es como sigue: $\sigma_g^{i*} = \sigma_g^i / \sigma_{sg}^-$.

La segunda variante consiste en la normalización de los parámetros de sustitución en forma proporcional al producto de valores máximos de las jerarquías inferiores. En este caso, todos los parámetros de elasticidad de sustitución de una jerarquía se dividen por el producto de valores máximos de las jerarquías inferiores disponibles. Este proceso se aplica a todas las jerarquías, con excepción de la jerarquía de subgrupos, para la cual no se aplica operación alguna. Nuevamente, este proceso facilita que los parámetros de sustitución de las jerarquías superiores sean menores que los de las jerarquías inferiores y, además, conforme se trata de jerarquías más altas, los parámetros de sustitución tienden más rápidamente a cero, lo que gradualmente cancela el efecto de introducir el parámetro de sustitución en las jerarquías más altas. Por ejemplo, sea σ_{ag}^i el parámetro de elasticidad de sustitución de la agrupación i y sean σ_{sg}^- y $\bar{\sigma}_g$ los valores máximos de las jerarquías de subgrupos y grupos, respectivamente; entonces, la renormalización para los parámetros de agrupaciones es como sigue: $\sigma_{ag}^{i*} = \sigma_{ag}^i / (\sigma_{sg}^- \bar{\sigma}_g)$.

En las gráficas de la [Figura 11](#) y de la [Figura 12](#) se muestra la aplicación de estas metodologías en el índice de precios de Lloyd-Moulton en comparación con el IPC y sus respectivas variaciones porcentuales interanuales, utilizando la serie promedio de resultados. Como se puede observar, la aplicación de estas metodologías de normalización hace que el índice de precios de Lloyd-Moulton con el método proporcional se encuentre por debajo del IPC para todos los períodos, pero arriba del índice de precios de Lloyd-Moulton con metodología proporcional sin normalización debido a que, conforme se trata de una jerarquía más alta, el valor de los parámetros de sustitución es cada vez más pequeño y, por lo tanto, el índice de estas jerarquías es cada vez más cercano al IPC.

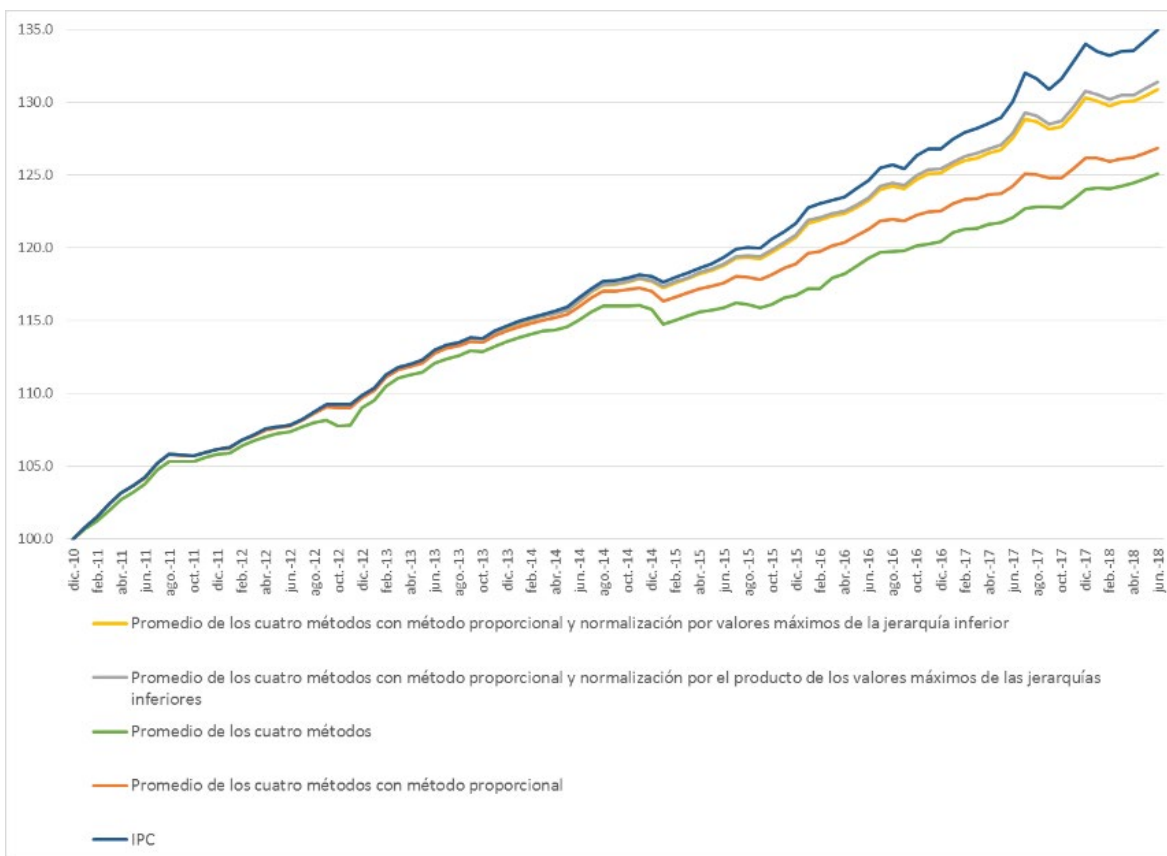


Figura 11. Comparación entre el IPC y el índice de precios de Lloyd-Moulton utilizando el método proporcional con variante de normalización de los parámetros de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

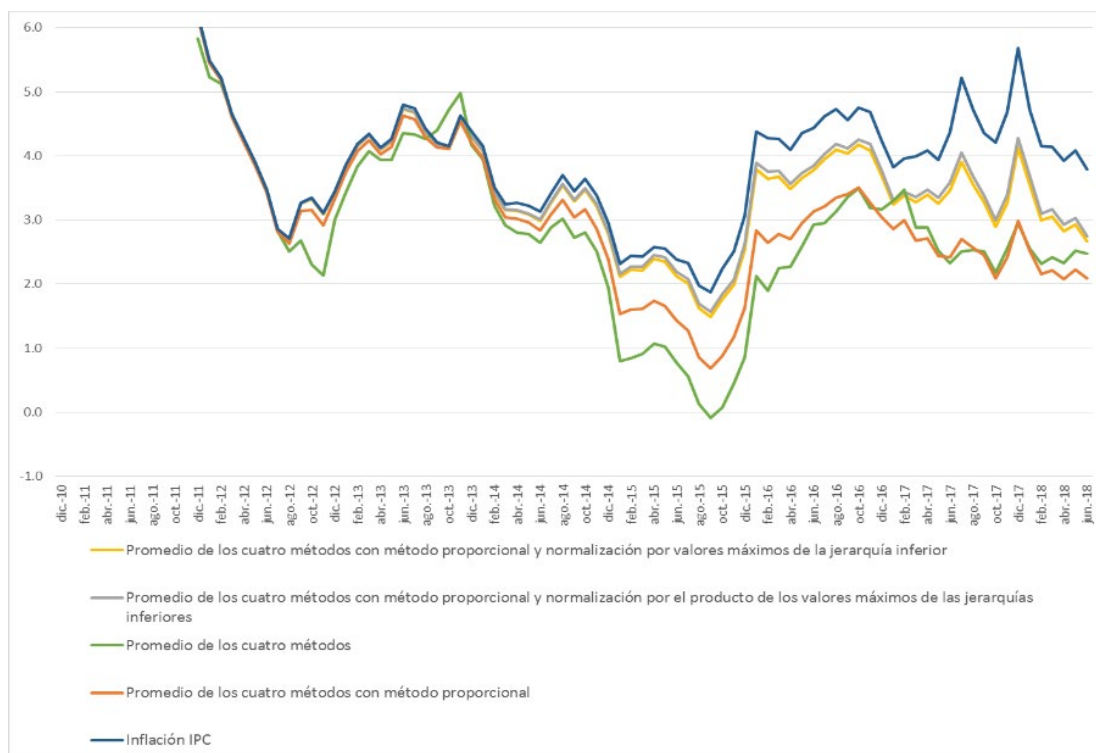


Figura 12. Comparación de medidas de inflación interanual utilizando el método proporcional con variante de normalización de los parámetros de sustitución.

Fuente: elaboración propia.

7. Estimación de un rango para el sesgo por sustitución

En esta sección se presenta una estimación para el rango de las trayectorias de índices de precios que toman en cuenta la sustitución entre productos a través de la implementación del índice de Lloyd-Moulton. Asimismo, se presenta un rango para la medida de inflación interanual compuesta por los mencionados índices y, finalmente, se obtiene una estimación empírica para el rango del sesgo de sustitución del IPC.

De acuerdo con las variantes al marco de estimación base presentadas en la [Sección 6](#), en la gráfica de la [Figura 13](#) se presenta una comparación entre el IPC y el rango de los índices de precios de Lloyd-Moulton, compuesto por los resultados originales de la [Sección 5](#) y por las distintas variantes propuestas en la [Sección 6](#). Como se puede observar, las trayectorias del índice de precios incluidas en este rango están por debajo del IPC y empiezan a separarse de manera más pronunciada a partir de enero de 2015. Asimismo, se observa que la amplitud del rango para las trayectorias es creciente con el transcurrir del tiempo y para el final del período de observación, la diferencia mínima entre el IPC y el rango para las trayectorias de índices de precios es alrededor de 3 puntos, en términos del número índice.

En la gráfica de la [Figura 14](#) se muestra la variación interanual del IPC como medida de ritmo inflacionario, comparada contra el rango de las variaciones interanuales de los índices de precios de Lloyd-Moulton, provenientes de los resultados originales de la [Sección 5](#) y de las variantes propuestas en la [Sección 6](#).

Como se puede observar, no existe una relación estricta de superioridad de la variación interanual del IPC sobre la trayectoria del rango. Asimismo, el efecto de separación más pronunciada (entre la variación interanual del IPC y las variaciones de los índices comprendidos en el rango) se observa a partir del período de enero de 2016 (precisamente un año después del efecto de separación observado en los índices de precios). En cuanto a la amplitud del rango, no se puede observar una relación estrictamente creciente como en el caso de los índices de precios, pero sí es posible observar dicha relación en la separación entre la trayectoria de la variación interanual del IPC respecto del rango de trayectorias para las variaciones de los índices de Lloyd-Moulton. La mencionada relación es, evidentemente, un indicador de que el sesgo por sustitución de productos tiene, en promedio, una tendencia creciente con el transcurrir del tiempo (aunque no de manera monotónica).

En la gráfica de la [Figura 15](#) se muestra el rango estimado para el sesgo por sustitución de productos. Dicho rango está calculado como la diferencia entre la variación interanual del IPC y los valores mínimos y máximos de las variaciones interanuales de las diferentes variantes del índice de precios de Lloyd-Moulton en cada mes. Se puede observar que, con el transcurrir del tiempo, dicho rango tiende a aumentar en nivel (pero, de nuevo, no de manera monotónica), aunque no se aprecia una relación creciente en su amplitud.

Finalmente, de acuerdo con las estimaciones para el sesgo de sustitución de productos, en el último mes del período de observación (junio de 2018), este se encuentra entre 1.04 y 1.70 puntos porcentuales. Y al llevar a cabo un análisis de regresión simple para el promedio de las trayectorias de sesgo en función del tiempo, se determinó que puede estar creciendo a razón de 0.27 puntos porcentuales por año, en promedio.

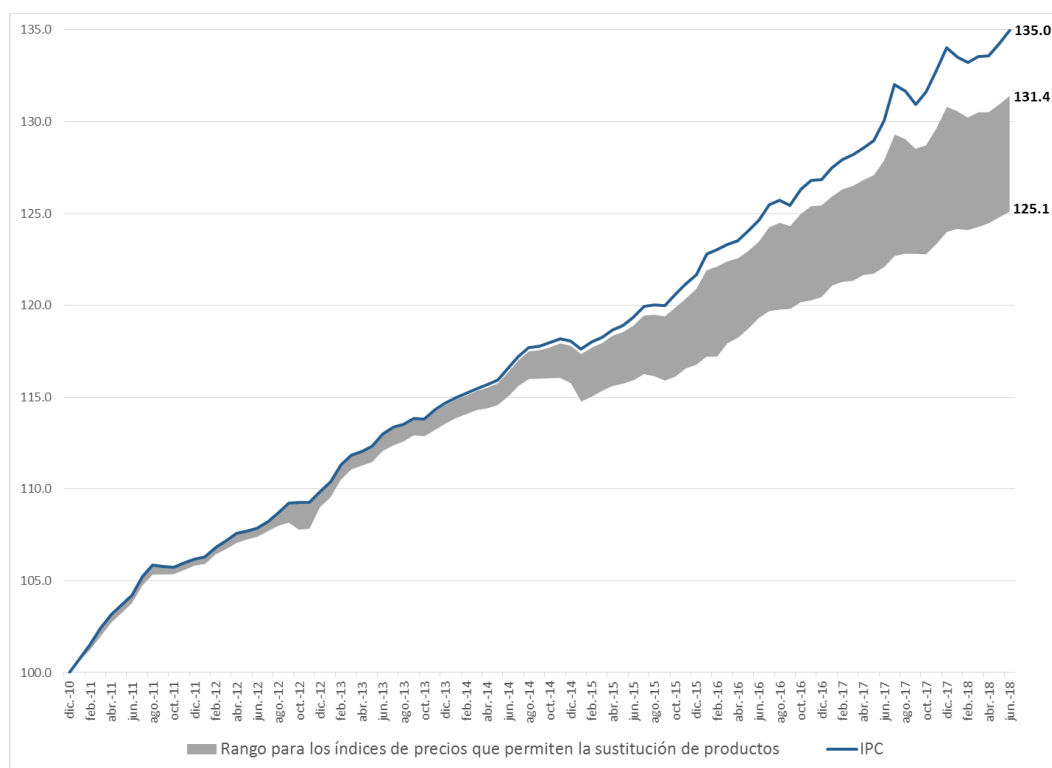
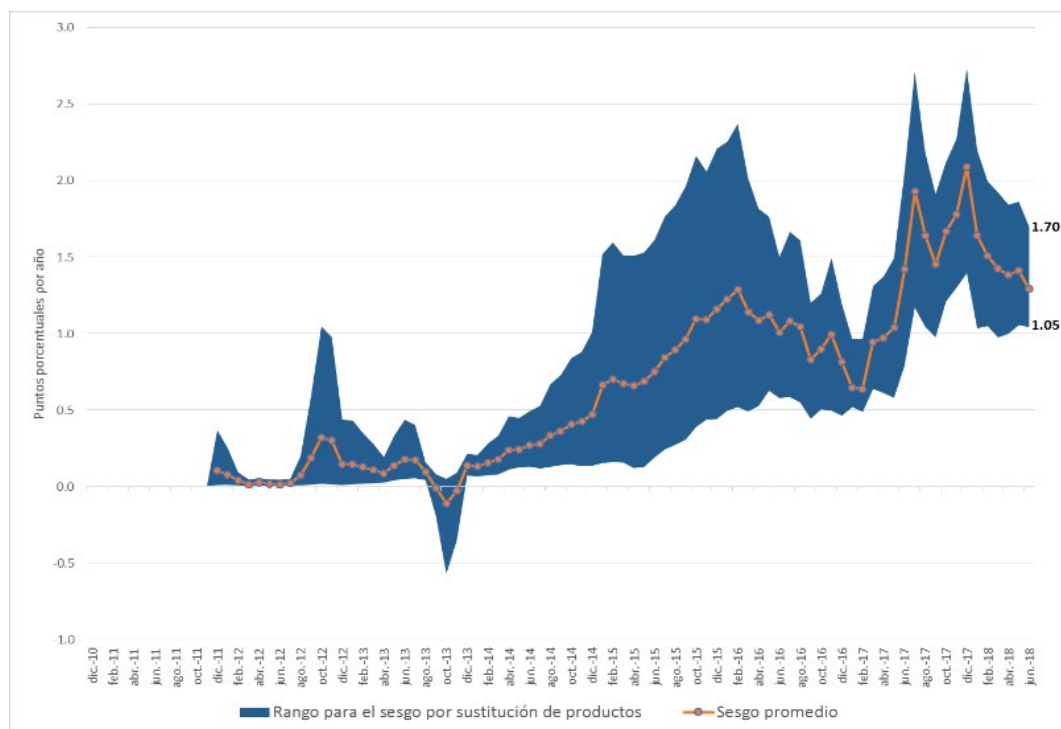
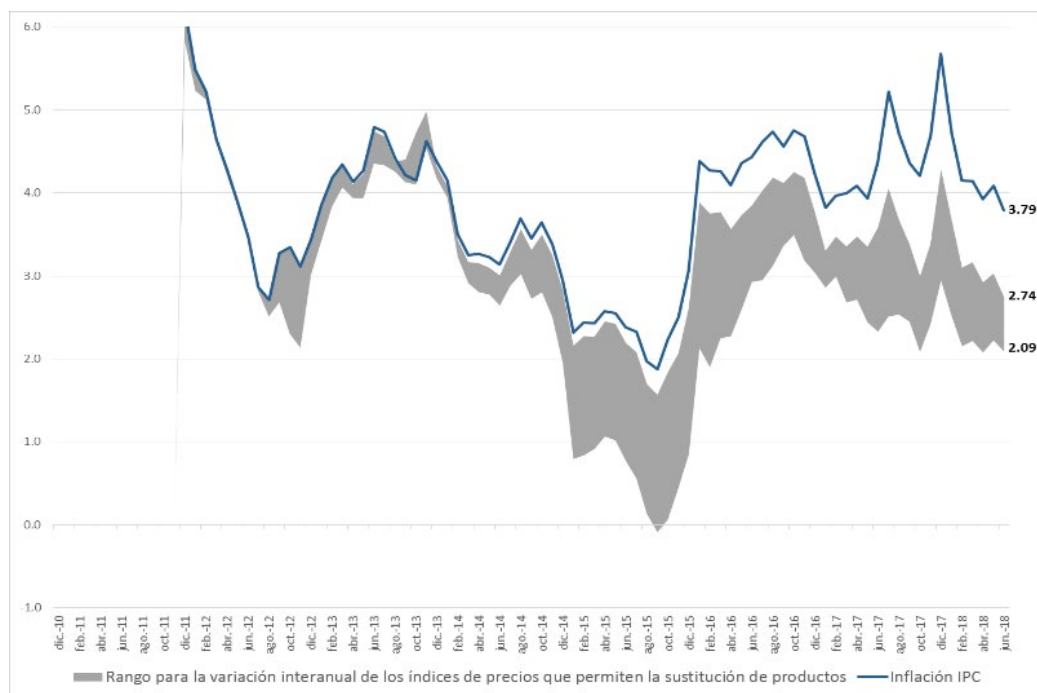


Figura 13. Comparación entre el IPC y el rango de índices de precios que permiten la sustitución entre productos.

Fuente: elaboración propia.



8. Conclusiones

Ante el fuerte encarecimiento relativo de algunos alimentos vegetales observado durante la última década en Guatemala, el índice de Lloyd-Moulton puede ser una alternativa práctica que toma en cuenta la sustitución entre productos, en la medición del índice de costo de vida en Guatemala. Su principal ventaja es la utilización del parámetro de elasticidad de sustitución σ , obtenido para un determinado conjunto de bienes o servicios que representa el grado en el cual, un consumidor puede sustituir entre los gastos básicos del mencionado conjunto. Además, dicho índice de precios puede ser calculado en tiempo real, pues requiere de la misma información que el IPC, siempre que se tenga una estimación de los parámetros de elasticidad de sustitución.

Los cuatro métodos de estimación empleados utilizan los índices de precios de los gastos básicos, así como sus respectivas participaciones de gasto, al inicio y al final de la base 2000 del IPC, para generar estimaciones de los parámetros de elasticidad de sustitución. Estas participaciones de gasto pueden reflejar en alguna medida, la evolución de la tecnología, de la demografía y de las preferencias de los consumidores durante el período, así como de la reacción de estos ante los cambios en precios relativos experimentados durante los diez años correspondientes al período de estimación.

En cuanto a los resultados de la estimación, se puede decir que estos evidencian un grado apreciable de sustitución en diversos subgrupos de la estructura de consumo de la economía guatemalteca.

Con los resultados de estimación, se propusieron dos variantes prácticas que permiten tomar en cuenta el carácter temporal de los parámetros de sustitución, así como una disminución gradual en los mencionados parámetros a través de las jerarquías más altas, la cual refleja el hecho de que se debería observar un menor nivel de sustitución en una jerarquía de agrupación más alta.

Al tomar en cuenta la sustitución en la construcción del índice de costo de vida se observan, en general, menores niveles de los índices de precios y de las respectivas variaciones interanuales, con lo que se puede inferir que actualmente existe un sesgo al alza en el Índice de Precios al Consumidor. Con las variaciones interanuales del índice de precios de Lloyd-Moulton se determinó que dicho sesgo por sustitución de productos podría estar, en junio de 2018, en un rango de 1.05 a 1.70 puntos porcentuales dentro de la variación interanual del IPC. Asimismo, se determinó que dicho sesgo podría estar creciendo a razón de 0.27 puntos porcentuales por año, en promedio.

Finalmente, con base en lo anterior, se puede concluir que en Guatemala es conveniente dar seguimiento al índice de precios de Lloyd-Moulton y actualizar las estimaciones correspondientes ante un cambio de base, ya que a través de este se obtiene una medida alternativa del índice de costo de vida, que a su vez, permite estimar el sesgo por sustitución de productos presente en la estructura de consumo de la economía guatemalteca.

9. Anexos

9.1 Resultados de estimación de los parámetros de sustitución

Los resultados detallados de estimación para subgrupos, grupos, agrupaciones y divisiones de la estructura jerárquica del IPC son demasiado extensos para ser incluidos en este documento, por lo que se presentan en el apéndice en línea (Castañeda, Solís y Chang 2017). En dicho apéndice se presentan los resultados de estimación de los parámetros de sustitución para cada una de las jerarquías del IPC base 2010, así como el promedio de los cuatro métodos de estimación utilizados.

9.2 Identificación de gastos básicos de Guatemala

La identificación completa de gastos básicos entre las bases 2000 y 2010 del IPC se presenta en el apéndice en línea.

10. Referencias

- Balk, Bert M. (1999). On curing the CPI's substitution and new goods bias. CBS.
- Białek, Jacek. (2016). "Reduction in CPI Commodity Substitution Bias by Using the Modified Lloyd–Moulton Index". *Statistika: Statistics and Economy Journal* 96 (2): 51-59.
- Boskin, Michael J. (1996). "Toward a more accurate measure of the cost of living: Final report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index". Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. https://www.researchgate.net/profile/Robert_Gordon8/publication/277285531_Executive_Summary/links/5772ed9808ae2b93e1a7d007/Executive-Summary.pdf.
- Castañeda, Juan Carlos, Oscar Solís y Rodrigo Chang. (2017). *Estimación de elasticidades de sustitución en el consumo para la economía guatemalteca: Apéndice en línea*. Agosto de 2017. <https://drive.google.com/file/d/1BKEz1x5CpOD5WXT-di9VnRVmfhbZG44I/view>.
- Graf, Brian. (2020). *Consumer Price Index Manual, 2020: Concepts and Methods*. USA: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484354841.069>.
- Instituto Nacional de Estadística. (2011). "Cambio de base del Índice de Precios al Consumidor (IPC)". Instituto Nacional de Estadística.
- Ivancic, Lorraine, W. Erwin Diewert y Kevin J. Fox. (2010). "Using a Constant Elasticity of Substitution Index to estimate a Cost of Living Index: from Theory to Practice".
- Shapiro, Matthew D. y David W. Wilcox. (1997). "Alternative strategies for aggregating prices in the CPI". National Bureau of Economic Research.

Actualización: sesgo positivo en la medición de la inflación

El efecto fórmula en Guatemala, Costa Rica y República Dominicana, 10 años después

Juan Carlos Castañeda, Rodrigo Chang y Rubí Ramírez
Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala

Daniel Lima
Estudiante de economía

1. Introducción

El documento “Sesgo positivo en la medición de la inflación: el efecto fórmula en el caso de Guatemala” (Castañeda et al. 2017) mostró que la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) está sujeta a un sesgo positivo por un efecto de fórmula que se debe a la naturaleza del índice de tipo Laspeyres con el cual se construye el IPC, mismo que supone que las cantidades consumidas son constantes. De hecho, dicho sesgo fue cuantitativamente relevante en el caso guatemalteco durante la mayor parte del tiempo en el que estuvo vigente la base 2010 del IPC, en comparación con el resto de países de la región. En el referido trabajo, se utilizó información hasta diciembre de 2016.

El propósito de esta nota es actualizar parcialmente la evidencia empírica presentada previamente utilizando la información pública disponible a mayo de 2026 y comparar los resultados obtenidos frente a los reportados originalmente en 2017, siguiendo la misma metodología. En particular, se presenta la información de Guatemala, Costa Rica y República Dominicana.

2. Cambios de base

Al momento de actualizar los datos hasta mayo de 2026, se observó que los tres países tomados en consideración (Guatemala, Costa Rica y República Dominicana) cambiaron el período base de su IPC en el rango entre 2017 y 2026. Esto es metodológicamente importante, puesto que el propio estudio de Castañeda et al. (2017) advierte sobre el caso del cambio de base de Costa Rica en el período considerado. Este proceso reinicia mecánicamente las medidas de dispersión de precios relativos ese mes, independientemente de si la dispersión real de los precios en la economía aumentó o disminuyó.

País	Base(s) utilizada(s) en 2017	Base(s) vigente(s) a mayo de 2026
Guatemala	Diciembre 2010 = 100	Diciembre 2010 = 100 (hasta dic-2023) Diciembre 2023 = 100 (desde ene-2024) 2024 anual = 100 (desde dic-2024)
Costa Rica	Julio 2006 = 100 Junio 2015 = 100	Julio 2006 = 100 Junio 2015 = 100 Diciembre 2020 = 100 (desde dic-2020)
República Dominicana	Diciembre 2010 = 100	Diciembre 2010 = 100 (hasta sep-2020) Oct.2019 - Sep.2020 = 100 (desde oct-2020)

Tabla 1. Cambios de base del IPC de Guatemala, Costa Rica y República Dominicana.

Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

Por consecuencia, toda comparación en la medición de sesgo por fórmula, entre el período 2011-2016 y el período más reciente debe hacerse con cautela. Los saltos que se observan en las gráficas del rango y desviación estándar en los meses de cambios de base son un artefacto estadístico esperado y no son evidencia de que la dispersión de precios relativos haya desaparecido.

3. Dispersión de precios relativos: Rango y desviación estándar

El artículo original de 2017 mostró que Guatemala exhibía, a diciembre de 2016, un rango normalizado de índices de precios relativos al IPC de 13.0 y una desviación estándar de 0.99¹. Este patrón de dispersión creciente en Guatemala no solo se mantuvo después de 2016, sino que se intensificó hasta mediados de 2019.

¹ Los índices de precios relativos se computan como el cociente entre el número índice de precios de cada producto sobre el IPC. Se utiliza dicho cociente porque este aparece en la fórmula de incidencias del IPC.



Figura 1. Rango de índices de precios relativos al IPC. Diciembre de 2010 a mayo de 2026.
Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

Como se observa en la [Figura 1](#), el rango de índices de precios relativos de Guatemala continuó sobre una trayectoria ascendente aún después de diciembre 2016, alcanzando un máximo histórico de 27.9 en mayo de 2019 y manteniéndose por encima de 18.0 durante 2021 y 2022. Asimismo, se observa que al inicio de la base 2023 del IPC de Guatemala, el cociente se normaliza en un valor de uno para todos los bienes y servicios de consumo que integran el IPC, por lo que el rango colapsa a un valor de cero y se mantiene estable durante el resto del período de vigencia de la base 2023 (enero a diciembre de 2024) y durante el período de vigencia de la base 2024 del IPC (de enero de 2025 en adelante).

Por su parte, en la [Figura 2](#) se puede apreciar que la desviación estándar siguió el mismo patrón, alcanzando un máximo de 1.99 en diciembre de 2020, en comparación con el máximo de 0.99 reportado por el documento de 2017 para diciembre de 2016.

Esta prolongación de la tendencia documentada en 2017 es consistente con una de las conclusiones centrales del propio estudio: “el sesgo positivo es mayor cuanto más lejana del período base del IPC se encuentre la medición de inflación en estudio” (Castañeda et al. 2017, 4). Al mantenerse la base de diciembre 2010 sin actualizar durante trece años, la dispersión de precios relativos continuó acumulándose.

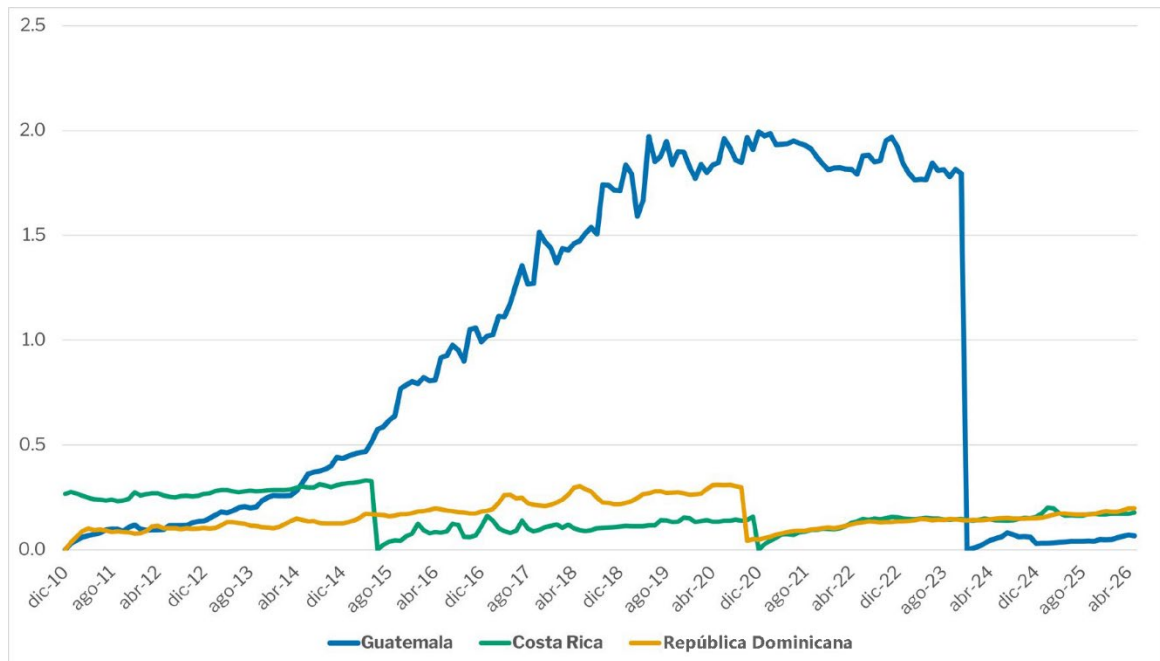


Figura 2. Desviación estándar de índices de precios relativos al IPC. Diciembre de 2010 a mayo de 2026.

Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

3.1 El efecto de los cambios de base recientes de Guatemala

El cambio de base del IPC de Guatemala a diciembre 2023=100, vigente desde enero de 2024, produce el efecto mecánico que el documento de 2017 anticipó para Costa Rica. El rango y desviación estándar caen a valores iguales a cero en el mes que se produce el cambio de base. Además, permanecen en niveles sustancialmente más bajos que los del período anterior mientras transcurre el tiempo desde la implementación de la nueva base. A mayo de 2026, tras la actualización de la base del IPC, el rango de Guatemala se ubica en 0.69 y la desviación estándar en 0.067. Efectivamente, estos niveles corresponden a la fase inicial de una nueva base y reflejan una discontinuidad respecto de los valores del período de diciembre de 2010 a noviembre de 2023.

4. Sesgo por fórmula

El documento de 2017 concluyó que Guatemala fue el país que evidenciaba mayores valores de sesgo por fórmula (medido, de manera aproximada, como la diferencia entre la inflación total interanual y la media ponderada interanual), alcanzando un valor de 1.04 puntos porcentuales al cierre de la muestra de diciembre de 2016. Por otro lado, Costa Rica, República Dominicana, Honduras y Nicaragua se mantuvieron oscilando cerca de cero en esta métrica.

La actualización de los datos hasta mayo de 2026 confirma que ese sesgo continuó siendo persistentemente positivo y de magnitud creciente a medida que se mantuvo vigente la base 2010 del IPC de Guatemala. El sesgo por fórmula de Guatemala alcanzó un máximo de 2.82 puntos porcentuales en septiembre de 2020, con varios episodios de reversión hacia valores negativos (un mínimo de -1.16 puntos en noviembre de 2021). Esto último, relacionado con la alta volatilidad de los precios relativos durante el episodio de COVID-19 y la posterior aceleración inflacionaria en 2022.

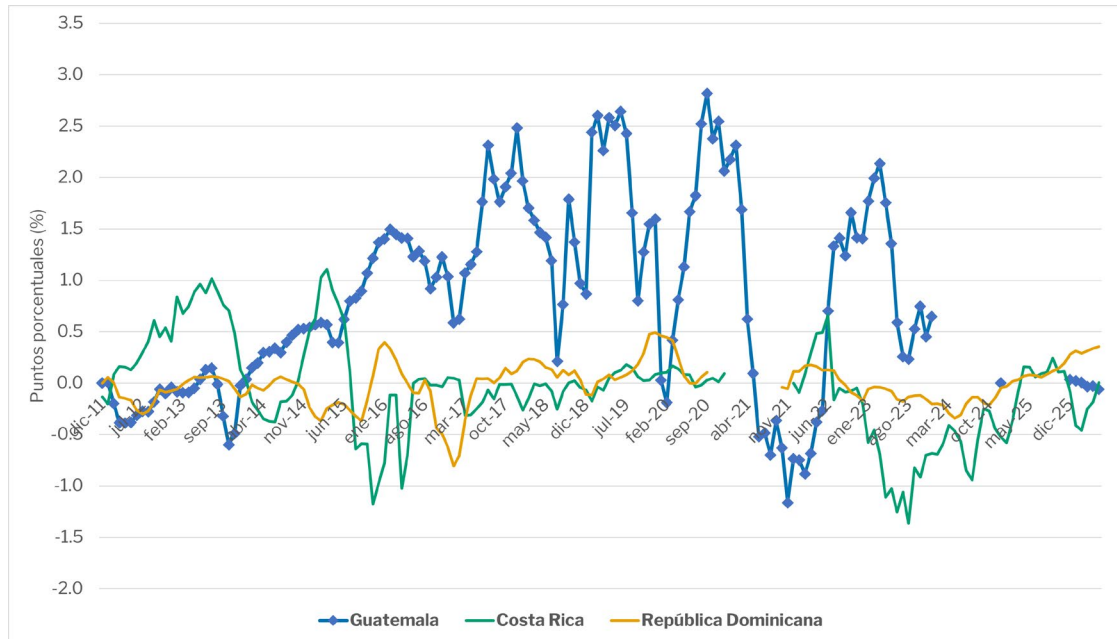


Figura 3. Sesgo por fórmula, calculado a partir de la diferencia entre la inflación total y la media ponderada interanual.

Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

Cabe resaltar que el sesgo por fórmula solo resulta calculable de forma consistente doce (12) meses después de un cambio de base. Esto es debido a que la fórmula de media ponderada interanual requiere las variaciones interanuales de los precios de los productos. En otras palabras, tras el cambio de base de diciembre de 2023, el sesgo por fórmula planteado se calcula únicamente para diciembre de 2024; y tras el cambio a la base 2024 del IPC, implementado en diciembre de 2024, el sesgo se calcula a partir de diciembre de 2025.

Entre diciembre de 2025 y mayo de 2026, el sesgo de Guatemala se ha mantenido muy cercano a cero, oscilando entre -0.06 y 0.04 puntos porcentuales. Este rango es comparable al que han mostrado Costa Rica (promedio histórico de -0.05 puntos) y República Dominicana (promedio histórico de -0.01 puntos). Además, se distancia notablemente de los valores de 1 a 3 puntos que caracterizaron a los datos de Guatemala durante la vigencia de la base 2010 del IPC.

Estos resultados son congruentes con la recomendación implícita del documento de Castañeda et al. (2017): actualizar el período base del IPC con mayor frecuencia limita la acumulación del sesgo positivo por efecto fórmula. La experiencia reciente de Guatemala, cuyo sesgo por fórmula se redujo tras trece años sin actualización de base en el IPC, ofrece evidencia empírica adicional del mismo mecanismo que el estudio original ilustró con el cambio de base de Costa Rica en 2015.

5. Encarecimiento relativo a diciembre de 2025

Siguiendo la metodología de la [Sección 3.3](#) y [la Tabla 1](#) del documento de 2017, se replicó el ejercicio de clasificar cada gasto básico como “relativamente caro” o “relativamente barato” dependiendo si su índice de precio normalizado por el IPC es mayor o menor a 1 en su respectivo período. La réplica del ejercicio se llevó a cabo con corte a diciembre de 2025 para los tres países con información pública disponible a la fecha. En cada caso, se utilizó la canasta vigente bajo su base más reciente. Los resultados se muestran en la [Figura 4](#) y en la [Tabla 2](#).

En 2016, el subconjunto de gastos básicos relativamente caros en Guatemala era comparativamente pequeño: 66 de 279 productos (24% del total, de acuerdo a la [Tabla 1](#) del documento de 2017). En contraste, a diciembre de 2025, utilizando la canasta vigente en la base anual 2024, la proporción de gastos básicos relativamente caros en Guatemala fue del 47% (205 productos de 436 en total). Este resultado aproxima la distribución guatemalteca a la observada en Costa Rica y República Dominicana, donde los productos relativamente caros representan el 54.7% y 51.6% respectivamente. A diferencia del patrón observado en 2016, los resultados más recientes no evidencian un subconjunto reducido de productos relativamente caros, sino una distribución más equilibrada entre productos con índices superiores e inferiores al IPC general.

Sin embargo, esta comparación debe interpretarse con cautela. En el caso de Guatemala, el resultado de diciembre de 2025 corresponde a una etapa inicial posterior a la actualización de la base, por lo que no es directamente comparable con la situación acumulada bajo la base de diciembre 2010 observada en 2016. En este sentido, la similitud con Costa Rica y República Dominicana es consistente con el reinicio estadístico asociado al cambio de base.

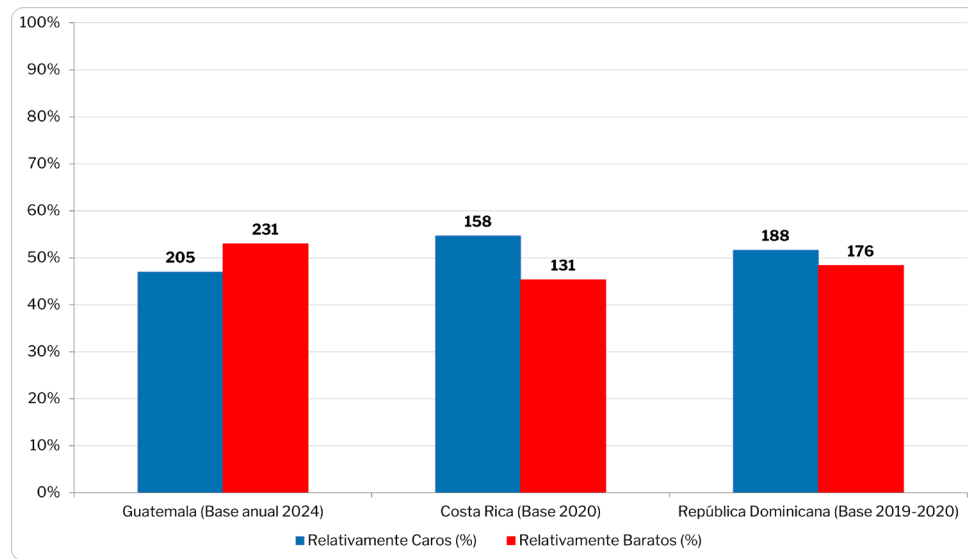


Figura 4. Participación de los gastos básicos relativamente caros y de los relativamente baratos (respecto del correspondiente IPC) en diciembre de 2025. Los productos con un índice de precios normalizado por el IPC superior a la unidad (> 1) se clasifican como “relativamente caros”, mientras que aquellos con valores inferiores a la unidad (< 1) se identifican como “relativamente baratos”.

Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

País (base vigente)	Relativamente caros	Relativamente baratos	Total de productos en el IPC
Guatemala (base 2024)	205 (47.0%)	231 (53.0%)	436
Costa Rica (base dic-2020)	158 (54.7%)	131 (45.3%)	289
República Dominicana (base oct.2019 – sep.2020)	188 (51.6%)	176 (48.4%)	364

Tabla 2. Gastos básicos relativamente caros y relativamente baratos, diciembre de 2025.

Fuente: Elaboración propia con información del INE, INEC y Banco Central de la República Dominicana.

6. Conclusiones

La actualización de la evidencia empírica hasta mayo de 2026 confirma el diagnóstico central del documento de Castañeda et al. (2017). Mientras Guatemala mantuvo vigente la base de diciembre de 2010 por trece años, tanto la dispersión de precios relativos (rango y desviación estándar), como el sesgo por fórmula continuaron con una tendencia creciente, superando en la actualización los niveles reportados previamente con datos hasta diciembre de 2016. Al actualizar la base de datos, se reportaron nuevos valores máximos del rango y sesgo por fórmula (27.9 en 2019 frente a 13 en 2016; sesgo por fórmula de 2.82 puntos porcentuales en 2020 frente a 1.04 puntos en 2016).

Los recientes cambios de base y la adopción de nuevas metodologías por el INE han tenido el efecto de reducir la dispersión estadística en los números índices de precios. A su vez, esto ha mantenido el sesgo por fórmula, medido de manera aproximada como la diferencia entre la inflación total y la media ponderada interanual, en niveles cercanos a cero. Por su parte, se observa que el sesgo de Guatemala se encuentra en niveles similares a los de Costa Rica y República Dominicana, países que también han actualizado sus bases del IPC durante el período analizado.

Finalmente, las comparaciones realizadas en este documento refuerzan la recomendación de Castañeda et al. (2017): la actualización periódica del período base del IPC limita la acumulación del sesgo positivo por efecto fórmula en la tasa de variación interanual del IPC. Dicho sesgo es provocado por el incremento persistente y sustancial de precios relativos de un subconjunto de productos en la canasta del IPC. Por lo tanto, los procesos de actualización de la base del IPC son cruciales para mejorar la precisión de las estadísticas oficiales de inflación y coadyuvar a la formulación e implementación de las políticas públicas.

7. Referencias

Banco Central de la República Dominicana. (s. f.) Cálculo de variaciones del índice de precios al consumidor (IPC): Base anual octubre 2019 – septiembre 2020 = 100. <https://www.bancentral.gov.do/a/ipc-consulta>.

Castañeda, J. C., O. Solís y R. Chang. (2017). *Sesgo positivo en la medición de la inflación: El «efecto fórmula» en el caso de Guatemala*. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de Guatemala.

Instituto Nacional de Estadística. (s. f.) *Índice de precios al consumidor*. <https://www.ine.gob.gt/indice-de-precios-al-consumidor/>.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2023). *Índice de precios al consumidor base diciembre 2020: Metodología*. INEC Costa Rica. <https://admin.inec.cr/sites/default/files/2024-02/meEconomipcbasediciembre2020.pdf>.

Junta Monetaria*

Alvaro González Ricci
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Miembros titulares

Jonathan Kiril Thomas Menkos Zeissig
Ministro de Finanzas Públicas

Adriana Gabriela García Pacheco de Quinn
Ministra de Economía

Maria Fernanda del Rosario Rivera Dávila
Ministra de Agricultura, Ganadería y Alimentación

Luis Javier López Bolaños
Electo por el Congreso de la República

Luis Fernando Leal Toledo
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Luis Rolando Lara Grojec
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Byron Giovanni Mejía Victorio
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

Miembros suplentes

Javier Ruiz Asmar
Electo por las asociaciones empresariales de comercio, industria y agricultura

Manuel de Jesús Archila Cordón
Electo por el Congreso de la República

Enrique Antonio José Rodríguez Mahr
Electo por los presidentes de los consejos de administración o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Luis Ernesto Cáceres Rodríguez
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San Carlos de Guatemala

* Al 30 de junio de 2026

Autoridades*

Alvaro González Ricci
Presidente

Jorge Vinicio Cáceres Dávila
Gerente General

Herberth Solórzano Somoza
Gerente Administrativo

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Johnny Gramajo Marroquín
Gerente Económico

Leonel Hipólito Moreno Mérida
Gerente Jurídico

William Ariel Cano Hernández
Gerente Financiero

Funcionarios Superiores*

Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos

David René Samayoa Gordillo
Director

Juan Antonio Ibañez Reyes
Subdirector

Jorge Salvador Samayoa Mencos
Subdirector

Departamento de Investigaciones Económicas

Juan Carlos Castañeda Fuentes
Director

Juan Carlos Catalán Herrera
Asesor III

Carlos Andres Nicolle Alburez
Subdirector

Departamento de Estadísticas Macroeconómicas

Víctor Estuardo Flores Súchite
Director

Ismael Herlindo Matías Vargas
Asesor III

Carlos Ricardo Figueroa Aguilar
Subdirector

Fátima Varinia García Ramos
Subdirector

Departamento de Análisis de Estabilidad Financiera

Odalis Hernández Martínez
Director

Oneida Melissa Molina R. de Edelman
Subdirector

Departamento de Ejecución de Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia

Marco Tulio López Quiñonez
Director

Ariel Wosbeli López Meléndez
Subdirector

Carlos Efraín Santizo Reyes
Subdirector

Departamento Internacional

Neri Alfredo Juracán Par
Director

Susana Manoella Guerra Jordán de Guzmán
Subdirector

Departamento de Contabilidad y Sistema de Pagos

Jorge Guillermo Rodas Gómez
Director

María Regina Castillo Pinzón
Subdirector

Marvin Geovany Sandoval Ramos
Subdirector

Departamento de Emisión Monetaria

Edvin Ariel Morales y Morales
Director

Claudia Waleska Raxón Díaz de Contreras
Subdirector

Departamento de Análisis de Riesgo de Reservas Monetarias Internacionales

Carlos Rodrigo Meléndez Argueta
Subdirector

Departamento de Tecnologías de Información

Luis Arturo González Pineda
Director

Nestor Giovanni García Enriquez
Subdirector

Departamento de Ciberseguridad y Seguridad de la Información

Mario Geovanni Cordova Gomar
Director

Samuel Mauricio Muñoz Wug
Subdirector

Rodolfo Loukota Castellanos
Asesor II

Departamento de Servicios Administrativos

Manuel Lizandro Ramírez Barrios
Director

Byron Arnoldo Pérez Rodas
Subdirector

Departamento de Seguridad

Kilian René Rayo Saravia
Director

Marcelino Sanic Lozano
Subdirector

Departamento de Comunicación y Relaciones Institucionales

Guillermo Aníbal Carranza
Director

Violeta María Mazariegos Zetina de Vasquez
Asesor III

Alejandra María Segura García
Subdirector

Departamento de Gestión Humana

Carlos Alberto Arriaga Barrios
Director

Ingrid Estela Obando
Subdirector

Asesoría Jurídica

Giovanni Paolo Vitola Mejía
Asesor III

Julio René Martínez Guerra
Asesor III

Juan Luis del Busto
Asesor III

Victor Hugo Navarro Solares
Asesor II

Oficialía de Cumplimiento

Maynor Augusto Ambrosio Higueros
Oficial de Cumplimiento

Angel Mario Herrera Chajón
Oficial de Cumplimiento Suplente

Auditoría Interna

Walter Israú Córdova Citalán
Auditor Interno

Mario Antonio Villatoro Ochoa
Subauditor Interno

Planificación y Desarrollo Organizacional

Gissella Patricia Cuté Avalos de Monterroso
Asesor III

Karla Fernanda Valdés Toledo
Asesor II

Secretaría de la Junta Monetaria

José Fernando Monteros Portillo
Secretario

Werner Anandy González Torres
Subsecretario

Varios

Eddy Roberto Carpio Sam
Asesor III

* Autoridades y Funcionarios Superiores en ejercicio de funciones al 30 de junio de 2026.

Nota: Los nombres y apellidos se incluyen textualmente de acuerdo con la lista proporcionada por la Sección de Planificación y Relaciones Laborales del Departamento de Gestión Humana del Banco de Guatemala.

Red de Bibliotecas del Banco de Guatemala*

Guatemala

Ciudad Guatemala

- 1) Biblioteca Central
7ª avenida 22-01, zona 1

Amatitlán

- 2) 5ª calle y 4ª avenida, esquina
Barrio La Cruz

San José Pinula

- 3) Parcela No. 115, Aldea San Luis
sector Letrán, Escuela Mixta No. 861

Alta Verapaz

Cobán

- 4) 1ª calle 5-24, zona 2

Baja Verapaz

Rabinal

- 5) 4ª avenida 2-37, zona 3

Salamá

- 6) 5ª avenida 6-21, zona 1, nivel 2

Chimaltenango

San Martín Jilotepeque

- 7) Plaza Central, frente a municipalidad

Chimaltenango

- 8) 2ª avenida 2-20, zona 3, nivel 2

Zaragoza

- 9) 7ª avenida norte, No. 3

Chiquimula

Quezaltepeque

- 10) 3ª calle y 2ª avenida,
zona 2

Ipala

- 11) 2ª calle 3-18, zona 1
nivel 2, edificio municipal

Concepción Las Minas

- 12) Segundo nivel, mercado municipal

El Progreso

Guastatoya

- 13) Avenida principal, contiguo
al Banco G&T Continental

El Júcaro

- 14) Edificio municipal, nivel 2

Escuintla

Escuintla

- 15) 3ª avenida 3-63, zona 1

San José

- 16) Avenida El Comercio

Santa Lucía Cotzumalguapa

- 17) 5ª calle 3-39, zona 1
edificio municipal

Huehuetenango

Huehuetenango

- 18) 4ª calle 5-07, zona 1

San Antonio Huista

- 19) Cantón Central

San Mateo Ixtatán

- 20) Cantón Yolwitz

Malacatancito

- 21) 1ª calle "A" 4-17, zona 1
Barrio El Centro

Izabal**Puerto Barrios**

- 22) 7ª calle y 8ª avenida, esquina, zona 1
Parque "José María Reyna Barrios"

Jalapa**Jalapa**

- 23) Calle "Tránsito Rojas"
5-46, zona 6, nivel 2

San Luis Jilotepeque

- 24) Edificio municipal
Barrio El Centro

Jutiapa**Asunción Mita**

- 25) Instituto Nacional de Educación
de Diversificado

El Progreso

- 26) Calle principal y avenida Achuapa
Casa de la Cultura

Jutiapa

- 27) 4ª avenida y 7ª calle, zona 1

Petén**Melchor de Mencos**

- 28) Escuela Municipal Bilingüe Intercultural
Barrio El Arroyito

San Francisco

- 29) A la par del Puesto de Salud

San Luis

- 30) Edificio municipal

San Benito

- 31) Calzada "Virgilio Rodríguez Macal"
5ª avenida, zona 1
Escuela Oficial Urbana Mixta
"3 de abril"

San Andrés

- 32) Edificio municipal

Quetzaltenango**El Palmar**

- 33) Edificio de la Cruz Roja

Coatepeque

- 34) Avenida Ferrocarril, Barrio San Francisco
zona 3

Quetzaltenango

- 35) 12 avenida 5-12, zona 1

Quiché**Pachalum**

- 36) Edificio Mercado Central, nivel 4

Santa Cruz del Quiché

- 37) 3ª calle 4-00, zona 5
Barrio La Sirena

Canillá

- 38) Edificio municipal

San Juan Cotzal

- 39) Colegio Cristiano Nicolás, Caserío Chacalá
Vijoma, San Juan Cotzal

Retalhuleu**Champerico**

- 40) Avenida del Ferrocarril
a un costado del Parque Central
nivel 2

Sacatepéquez**Antigua Guatemala**

- 41) Portal Las Panaderas
5ª avenida norte, No. 2, nivel 2

Sumpango

- 42) 0 avenida 1-18, zona 3

San Marcos**San Marcos**

- 43) 9ª calle 7-54, zona 1

Tecún Umán

- 44) 1ª avenida entre 3ª y 4ª calles
zona 1

Santa Rosa**Chiquimulilla**

- 45) 1ª calle "B" y 2ª avenida
zona 1, edificio municipal

Barberena

- 46) Parque Central, 4ª calle y
4ª avenida, zona 1

Guazacapán

- 47) Edificio municipal, nivel 2

Cuilapa

- 48) 2ª avenida 3-45, zona 1, nivel 2

Sololá**Sololá**

- 49) 7ª avenida 8-72
zona 2, nivel 2

Suchitepéquez**Mazatenango**

- 50) 7ª calle 3-18, zona 1

Totonicapán**Totonicapán**

- 51) 7ª avenida y 5ª calle
zona 1, nivel 2

Zacapa**Zacapa**

- 52) 4ª calle 14-32
zona 1, nivel 2

Gualán

- 53) Barrio El Centro
edificio municipal, nivel 2

Estanzuela

- 54) 1ª calle 2-00, zona 1

Río Hondo

- 55) 6ª calle 2-49, zona 1
edificio municipal

* Al 30 de junio de 2026



80
AÑOS
BANCO DE
GUATEMALA