



NOTA TÉCNICA
N.º 07 | 2021

Indicadores de inflación subyacente: una actualización

Kevin Barrantes Castillo
Carlos Brenes Soto
Melissa Herra Leandro
Susan Jiménez Montero
Alberto Vindas Quesada

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Indicadores de inflación subyacente: una actualización

Kevin Barrantes Castillo[†]

Carlos Brenes Soto[‡]

Melissa Herra Leandro[§]

Susan Jiménez Montero[¶]

Alberto Vindas Quesada^{||}

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

En esta nota actualizamos los cinco indicadores de inflación subyacente que publica el Banco Central de Costa Rica, con datos a abril del 2021. Para ello, evaluamos varias propiedades de corte estadístico que los indicadores de inflación subyacente deben cumplir. El cambio estructural en la inflación, identificado a partir de setiembre del 2014, causó ajustes en cuatro de los indicadores.

Palabras clave: inflación, IPC, inflación subyacente

Clasificación JEL: E31

[†]Departamento Gestión de la Información Económica. División Económica, BCCR. BARRANTESCE@bccr.fi.cr.

[‡]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. BRENESSC@bccr.fi.cr.

[§]Departamento de Análisis y Asesoría Económica. División Económica, BCCR. HERRALM@bccr.fi.cr.

[¶]Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. JIMENEZMS@bccr.fi.cr.

^{||}Coordinador. Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. VINDASQA@bccr.fi.cr.

Core Inflation Indicators: an Update

Kevin Barrantes Castillo[†]

Carlos Brenes Soto[‡]

Melissa Herra Leandro[§]

Susan Jiménez Montero[¶]

Alberto Vindas Quesada^{||}

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Summary

In this document, we update the five core inflation indicators that the Central Bank of Costa Rica publishes, using data up to April 2021. We evaluate several statistical properties that core inflation indicators should satisfy. The structural break in inflation, identified after September 2021, resulted in adjustments in four of the indicators.

Key words: inflation, CPI, core inflation

JEL Codes: E31

[†]Economic Information Management Department. Economic Division, BCCR. BARRANTESCE@bccr.fi.cr.

[‡]Research Department. Economic Division, BCCR. BRENESSC@bccr.fi.cr.

[§]Economic Analysis and Consultancy Department. Economic Division, BCCR. HERRALM@bccr.fi.cr.

[¶]Research Department. Economic Division, BCCR. JIMENEZMS@bccr.fi.cr.

^{||}Coordinator. Research Department. Economic Division, BCCR. VINDASQA@bccr.fi.cr.

1. Introducción

El Banco Central de Costa Rica (BCCR) adoptó formalmente un esquema de metas explícitas de inflación para conducir su política monetaria en enero del 2018. Esta adopción formal fue la culminación de un proceso que comenzó en enero del 2005, cuando la Junta Directiva del BCCR aprobó el proyecto estratégico “Esquema de meta explícita de inflación para Costa Rica”.¹ Con él, el Banco comenzó a trabajar, entre otras cosas, en mejorar el entendimiento de la dinámica inflacionaria en el país.

La medición de la inflación subyacente forma parte de este entendimiento, en el que constantemente se trabaja. Previo a la decisión de migrar hacia un esquema de metas de inflación, el BCCR contaba con al menos un indicador de inflación subyacente (IIS), como evidencian Porras y Vindas (1998) y Saborío, Solano y Solera (2002). Posteriormente, se incorporaron más IIS, propuestos en Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011) y Rodríguez y Vega (2013), que siguen las mejores prácticas internacionales.

Un IIS aproxima la inflación subyacente, que es distinta a la inflación medida según las variaciones en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Sus diferencias se deben a que ambas tasas de inflación miden fenómenos distintos. La inflación subyacente se refiere al cambio generalizado y sostenido en los precios de una economía. Sus orígenes se remontan a presiones monetarias y su tasa aumenta cuando hay excesos de dinero en la economía. La inflación según las variaciones en el IPC incluye estas presiones monetarias. Adicionalmente, incluye los cambios en los precios relativos debido a la escasez o abundancia de los artículos. Estos cambios pueden deberse a situaciones coyunturales, factores climáticos o elementos institucionales.

La meta explícita del BCCR está expresada en términos de la inflación medida según el IPC, no de la inflación subyacente. Sin embargo, medir la inflación subyacente es de crucial importancia en un esquema de metas de

¹En Muñoz (2012) y Muñoz (2018) se hace un repaso de las principales acciones detrás de este proceso.

inflación. Por medio de política monetaria, un banco central puede afectar las presiones monetarias en una economía. Estas se verán reflejadas en la inflación subyacente y en la inflación medida según el IPC. Así, constituye una herramienta valiosa para evaluar el estado de la economía para tomar las decisiones de política monetaria.

Medir la inflación subyacente no es una tarea trivial. Al ser una variable no observable, no podemos medirla directamente; sino que la aproximamos a través de indicadores. Cada uno de estos tiene asociado un nivel de incertidumbre, pues son indicadores de corte estadístico. Por esto, los bancos centrales típicamente construyen varios indicadores, que sigan distintos criterios y maneras de aproximar la inflación subyacente. El BCCR sigue esa práctica y actualmente cuenta con cinco IIS: un índice de exclusión fija (IEF), un índice de exclusión por volatilidad (IEV), un índice de reponderación por volatilidad (IRV), un índice de reponderación por persistencia (IRP) y un índice de media truncada (IMT).

Estos IIS deben revisarse periódicamente para asegurarnos su vigencia. Este, precisamente, es el objetivo de esta nota técnica. La última revisión la hicieron Chavarría y Chaverri (2015), con datos hasta 2015. En esta revisión, tomamos datos hasta abril del 2021. Las razones para hacer esta revisión son dos. Primero, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) actualizó la canasta del IPC, lo que acarrea cambios importantes al medir la inflación. Segundo, la dinámica inflacionaria ha cambiado en los últimos años, lo cual confirmamos con métodos estadísticos.

La estructura de esta nota técnica es la siguiente: en la segunda sección, hacemos una descripción de los datos del IPC y de la inflación reciente. En la tercera sección, exponemos con mayor detalle cuáles son los IIS que consideramos y cómo se construyen. En la cuarta sección, explicamos las propiedades que medimos para evaluar los índices candidatos. En la quinta sección, analizamos los resultados. En la sexta y última sección, concluimos.

2. Datos empleados

En este análisis usamos datos que abarcan el periodo entre julio del 2006 y abril del 2021. Contamos con datos mensuales de los índices de precio de todos los productos que forman parte de la nueva canasta del IPC, cuya base es diciembre del 2020. Las siguientes secciones tratan sobre el cambio de la canasta del IPC y en la inflación durante los últimos años.

2.1. El nuevo IPC

El IPC es un instrumento que mide el nivel de precios de una canasta de consumo a lo largo del tiempo. En Costa Rica, este tipo de información se empezó a recolectar a partir de 1936. Actualmente se encuentra a cargo del INEC, que de acuerdo con las buenas prácticas a nivel estadístico, ha ido actualizándolo periódicamente. La serie actual tiene como periodo base diciembre del 2020 y la serie anterior tiene como periodo base junio del 2015.

Estos cambios de periodo base son necesarios para mantener la validez de la canasta: los hábitos de consumo cambian, por lo que los índices de precio también deben de hacerlo. Para ello, el INEC se basa en la información de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), que recoge datos sobre los hábitos de consumo de las familias en el territorio nacional. En esta ocasión, la nueva canasta del IPC incluye menos productos: la de periodo base junio del 2015 considera 315, mientras que la de periodo base diciembre del 2020, 289. De estos, 218 productos se mantienen en ambas canastas, 35 son productos nuevos y 36 son productos que se modifican (agregaciones y desagregaciones de productos pasados).

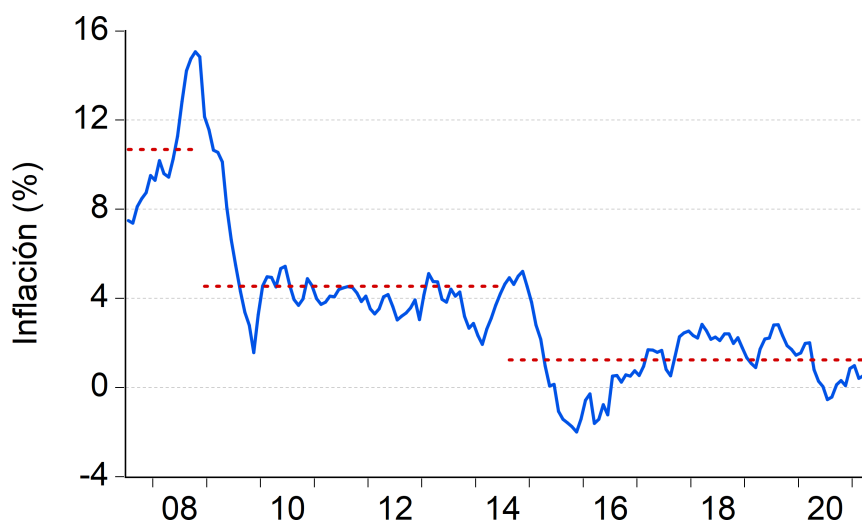
Este cambio en sí es motivo suficiente para revisar los indicadores de inflación subyacente: la nueva canasta contiene productos nuevos y las ponderaciones de los productos viejos cambian. Sin embargo, la dinámica inflacionaria en el país ha mostrado cambios importantes desde la última revisión de estos indicadores. En la siguiente sección documentamos estos cambios, que son

sustanciales y también demuestran la necesidad de revisar los indicadores de inflación subyacente.

2.2. Cambios recientes en la inflación

Los datos de este IPC muestran que la inflación ha bajado de manera importante². El Gráfico 1 muestra la tasa de inflación interanual.

Gráfico 1: Tasa de inflación interanual



Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

Una inspección a estos datos sugiere la existencia de tres periodos donde la inflación muestra comportamientos distintos. Podemos asociar la transición entre estos periodos con eventos importantes en la economía costarricense. El primer quiebre entre periodos se da a raíz de la crisis financiera internacional del 2008. El segundo quiebre se da alrededor del fin del esquema monetario de banda cambiaria y la adopción de un nuevo régimen de flotación administrada. Para ubicar precisamente los periodos de quiebre, realizamos pruebas de quiebre estructural. Estas indican que el primer periodo se extien-

²Corresponde a la inflación calculada sobre un índice de precios que se construyó con los artículos que conforman la canasta cuya base es diciembre de 2020. La inflación oficial es una serie que enlaza el IPC con distinto periodo base.

de hasta noviembre del 2008, el segundo hasta agosto del 2014, y el tercero a partir de setiembre del 2014. El Gráfico 1 también incluye el promedio de la inflación en estos periodos: durante el primero es de un 10,7 %, durante el segundo de un 4,5 %, y durante el tercero de un 1,2 %. Para efectos de análisis en este documento, consideramos dos periodos. El primero comienza en julio del 2006 hasta agosto del 2014 y le llamaremos el periodo inicial. El segundo comienza en setiembre del 2014 hasta abril del 2021 y le llamaremos el periodo final.

Se podría esperar que este cambio en la inflación agregada venga acompañado de cambios de los productos que forman parte de este IPC. Efectivamente, así sucedió. Para verlo, podemos analizar la distribución de cambios de precio por producto durante el periodo inicial y el final, para compararlos. El Cuadro 1 muestra algunos estadísticos de resumen de esta distribución a distintos horizontes. Los cambios están anualizados para facilitar la comparación entre horizontes. Todos los estadísticos que consideramos disminuyeron en el periodo final, por lo que podríamos decir que las distribuciones se desplazaron a la izquierda y se volvieron más compactas. La media y la mediana se redujeron, de manera que los cambios de precio en el periodo final son más bajos. La caída en la desviación estándar indica que hay menor dispersión. El coeficiente de asimetría disminuye y se mantiene positivo. Es decir, la cola de derecha de la distribución es mayor que la izquierda en ambos periodos, y esta asimetría es menor en el periodo final. La curtosis, que mide la propensión de la distribución para producir valores extremos, también disminuye. Por lo tanto, los cambios grandes son menos propensos de suceder durante el periodo final. Sin embargo, la curtosis sigue muy por encima de 3, que corresponde al nivel de una distribución normal.

Adicionalmente, el Gráfico 2 muestra estas distribuciones en los dos periodos. Así, podemos ver gráficamente su cambio.

Cuadro 1: Estadísticos de resumen de cambios de precio anualizados

Horizonte	Periodo	Media	Mediana	Desviación estándar	Coefficiente de asimetría	Curtosis
1 mes	Inicial	13,43	3,13	65,89	10,11	139,60
	Final	4,37	0,04	33,38	6,69	71,07
3 meses	Inicial	9,01	4,41	27,34	5,65	54,91
	Final	2,40	0,85	16,89	4,17	40,25
6 meses	Inicial	7,74	5,16	16,26	3,47	27,55
	Final	1,83	1,17	9,78	2,13	21,23
12 meses	Inicial	6,96	5,37	9,81	1,85	11,21
	Final	1,75	1,61	5,68	0,49	7,68
18 meses	Inicial	6,76	5,37	8,20	1,36	7,46
	Final	1,81	1,75	4,82	0,32	6,65
24 meses	Inicial	6,55	5,45	6,81	1,08	5,62
	Final	1,90	1,89	4,07	0,11	5,11

Notas: se trunca el 1 % de cada cola de las distribuciones. El periodo inicial comienza en julio del 2006 y termina en agosto del 2014; el periodo final comienza en setiembre del 2014 y termina en abril del 2021.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

3. Indicadores de inflación subyacente considerados

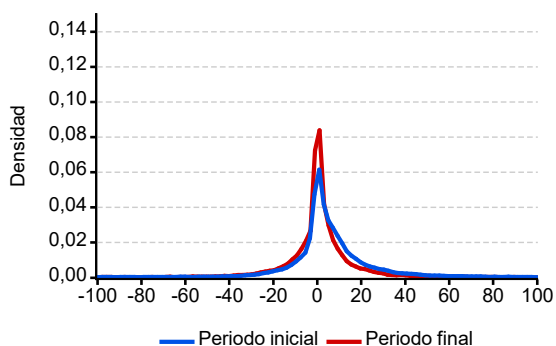
El BCCR calcula cinco IIS: un índice de exclusión fija (IEF), un índice de exclusión por volatilidad (IEV), un índice de reponderación por volatilidad (IRV), un índice de reponderación por persistencia (IRP) y un índice de media truncada (IMT). En esta sección explicamos en qué consiste cada uno de estos.

3.1. Índice de exclusión fija: IEF

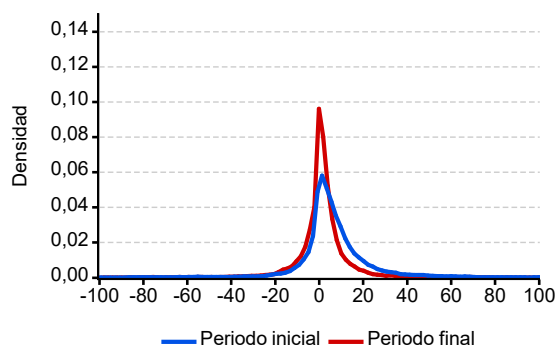
Un IEF es un índice de precios que excluye algunos de los productos del IPC. Al igual que el IPC, también es un índice de ponderación fija. Típicamente, los IEF determinan los productos a excluir de acuerdo con un “criterio de expertos”. Es decir, excluyen productos cuyos precios se consideran altamente volátiles, con fuertes componentes estacionales o con cambios poco duraderos. Para seleccionar el IEF, analizamos cuatro posibles índices de ex-

Gráfico 2: Distribuciones de cambios de precio anualizados

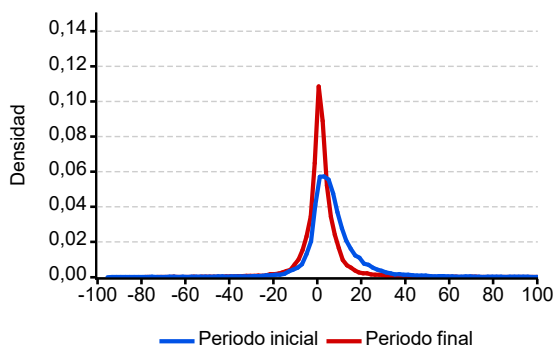
(a) 1 mes



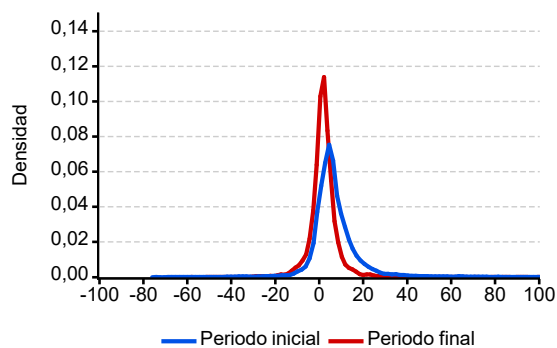
(b) 3 meses



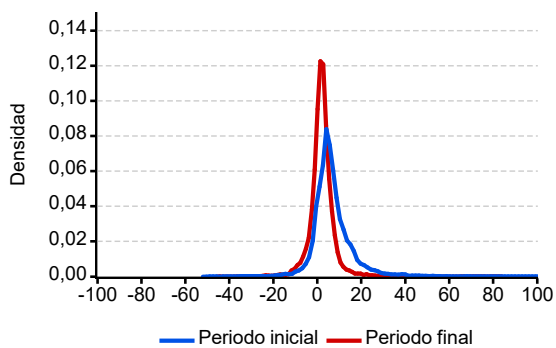
(c) 6 meses



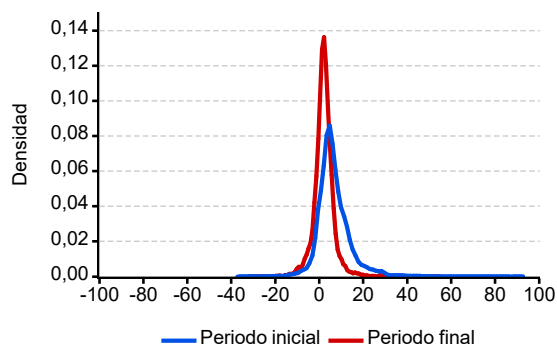
(d) 12 meses



(e) 18 meses



(f) 24 meses



Nota: el periodo inicial comienza en julio del 2006 y termina en agosto del 2014; el periodo final comienza en setiembre del 2014 y termina en abril del 2021.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

clusión fija, los cuales se describen en el Cuadro 2.

El IPCX es el índice que incluye el conjunto más grande de productos y solo

Cuadro 2: Descripción de índices de exclusión fija considerados

Índice	Descripción de la canasta	Productos incluidos	Porcentaje de peso del IPC
IPCX	Canasta IPC menos combustible para vehículos, frutas, y hortalizas, leguminosas y tubérculos	261	91,0
IPCX1	Canasta IPCX menos carnes, pescado fresco y precios regulados	230	75,3
IPCX2	Canasta IPC menos alimentos, combustibles y regulados	180	63,8
IPCX3	Canasta IPC menos alimentos y combustibles para vehículo	190	73,7

Fuente: elaboración propia.

elimina un 9 % de los pesos de la canasta del IPC. Por otro lado, el IPCX2 es el más restrictivo del grupo, y excluye un 36,2 %.

Por excluir ciertos productos, cada IEF debe ajustar sus ponderadores. Denotamos con EF el conjunto de productos que se excluyen del índice y calculamos IEF_t , el índice de exclusión fija en el periodo t , de la siguiente manera:

$$IEF_t = \sum_{i \notin EF} \omega_i^{IEF} I_{i,t} \quad (1)$$

donde $i = 1, 2, \dots, 289$ denota los productos que son parte del IPC, ω_i^{IEF} el ponderador del IEF asociado al producto i , e $I_{i,t}$ el índice de precio del producto i . Además, para los productos que forman parte del IEF, calculamos ω_i^{IEF} de la siguiente manera:

$$\omega_i^{IEF} = \frac{\omega_i^{IPC}}{\sum_{j \notin EF} \omega_j^{IPC}} \quad (2)$$

Cada uno de estos ponderadores es igual al ponderador original del IPC, normalizado para que su suma sea 1. Estos no cambian a lo largo del tiempo.

3.2. Índice de exclusión por volatilidad: IEV

Un IEV, al igual que los IEF, excluye algunos de los productos del IPC. También es un índice de ponderación fija. La diferencia recae en el criterio de exclusión de los productos, donde el IEV excluye de acuerdo con un criterio de corte estadístico: la volatilidad de los cambios de precio de cada producto.

Saborío et al. (2002) analizan distintos métodos para calcular esta variabilidad con datos de Costa Rica. Adicionalmente, estudian las propiedades de los IEV derivados, que excluyen distintos conjuntos de los productos más volátiles. Concluyen que un IEV que excluye el 30,7 % más volátil de la canasta del IPC, según la volatilidad alrededor de una tendencia inflacionaria, es la medida con mejor desempeño entre los índices que consideraron. De este trabajo surgió el índice subyacente de inflación (ISI), que el BCCR publicó hasta junio del 2015.

En este trabajo tomamos la misma medida de volatilidad, que denotamos con $\tilde{\sigma}_i^2$. Para ello, calculamos las diferencias entre la variación porcentual del índice de precio de cada producto ($\pi_{i,t}$) y una tendencia de la tasa de inflación, medida por el promedio móvil de 12 meses, centrado ($\tilde{\pi}_t$). Elevamos las diferencias al cuadrado y tomamos su promedio:

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \left(\pi_{i,t} - \tilde{\pi}_t \right)^2}{T} \quad (3)$$

Esta medida de volatilidad es análoga a una variancia que, en lugar de centrarse en la media, se centra en una tendencia inflacionaria. Hacemos este cálculo para el periodo completo y ordenamos los productos de mayor a menor volatilidad. Con este ordenamiento podemos calcular varios IEV, donde se excluyen los k productos más volátiles, por lo que seguimos un criterio estadístico. Denotamos cada uno de estos índices con $IEV_t(k)$.

Al igual que con un IEF, cada IEV requiere hacer un ajuste en los ponderadores de los productos que considera. Si denotamos con $EV(k)$ el conjunto

de productos que se incluyen dentro del índice que excluye los k más volátiles, tenemos que:

$$IEV_t(k) = \sum_{i \in EV(k)} \omega_i^{IEV}(k) I_{i,t} \quad (4)$$

donde

$$\omega_i^{IEV}(k) = \frac{\omega_i^{IPC}}{\sum_{j \in EV(k)} \omega_j^{IPC}} \quad (5)$$

La interpretación de cada ponderador $\omega_i^{IEV}(k)$ es igual a la de los ponderadores del IEF: una normalización de los originales del IPC, para que los ponderadores de los productos considerados sumen uno.

3.3. Índice de reponderación por volatilidad: IRV

Los dos índices anteriores eliminan por completo el efecto de los productos excluidos. Un enfoque alternativo consiste en reponderar, en lugar de eliminar. De esta manera, la contribución de los productos más volátiles se limita. En este trabajo consideramos varios métodos para calcular volatilidades y para reponderar, los cuales detallamos a continuación.

Todos estos métodos tienen un común denominador: la reponderación. Podemos identificar a cada uno por medio de las variables (p, v, m, x) , de manera que:

$$IRV_t(p, v, m, x) = \sum_{i \in I} \omega_{i,t}^{RV}(p, v, m, x) I_{i,t} \quad (6)$$

donde

$$\omega_{i,t}^{RV}(p, v, m, x) = \frac{\varphi_i(p) \mu_{i,t}(v, m, x)}{\sum_{j \in I} \varphi_j(p) \mu_{j,t}(v, m, x)} \quad (7)$$

En este caso, y a diferencia de los ponderadores anteriores, cada pondera-

donde $\omega_{i,t}^{RV}(p, v, m, x)$ está compuesto de dos elementos: el tipo de ponderador $\varphi_i(p)$ y la medida de volatilidad $\mu_{i,t}(v, m, x)$. Al igual que los ponderadores anteriores, estos se normalizan, de manera que su suma sea igual a 1.

El tipo de ponderador $\varphi_i(p)$ considera dos casos. El primero es una ponderación simple, donde $\varphi_i(p) = 1$ y la ponderación únicamente toma en cuenta el componente de volatilidad. El segundo es una ponderación doble, donde $\varphi_i(p) = \omega_i^{IPC}$, y la ponderación toma en cuenta también el ponderador original del producto dentro del IPC.

El término $\mu_{i,t}(v, m, x)$ es el componente de reponderación por volatilidad, que puede tomar varias formas. Es igual al inverso de una medida de volatilidad (determinada por v , que indica si tomamos la variancia o la desviación estándar) calculada en una muestra (determinado por m , que indica si tomamos todas las observaciones hasta el periodo t , o una ventana móvil de 12, 24, 36, 48 o 60 meses), si no excede el umbral de exclusión (determinado por x , que puede indicar la ausencia de exclusiones o la exclusión de las observaciones cuyo inverso de medida de volatilidad es mayor que la mediana por un factor de 5, 10 y 50).³

3.4. Índice de reponderación por persistencia: IRP

Un IRP, al igual que los IRV, limitan el efecto de ciertos productos en el cálculo de la inflación subyacente. Buscan dar mayor peso a los productos que históricamente muestran cambios de precio duraderos a lo largo del tiempo, que se alinean mejor con la medida de inflación que deseamos calcular. Podemos medir la persistencia de los cambios de precios de varias maneras. Esto implica que contamos con varias metodologías para calcular los IRP, que

³Excluir productos en algunos periodos es necesario para evitar saltos abruptos en los índices. En las revisiones anteriores, esto se hizo al excluir completamente algunos productos que presentaban muy pocos cambios que, en ausencia de esa exclusión, resultaban en ponderadores desproporcionadamente elevados. En esta revisión incorporamos un criterio de exclusión que es diferente en dos sentidos. Primero, se rige a partir de reglas de corte estadístico. Segundo, no excluye productos durante todo el periodo, sino para algunos. Escogimos el nivel de exclusión para que el porcentaje de exclusión se asemejara al de la última revisión. También incorporamos niveles que excluyen más y menos productos.

explicamos a continuación. Si denotamos con q cada metodología, tenemos que:

$$IRP_t(q) = \sum_{i \in I} \omega_i^{RP}(q) I_{i,t} \quad (8)$$

donde

$$\omega_i^{RP}(q) = \frac{\rho_i(q)}{\sum_{j \in I} \rho_j(q)} \quad (9)$$

La metodología q indica la medida de persistencia que usamos, que puede ser una de las siguientes:

- Reversión hacia la media: tomamos el inverso de la cantidad de veces que la variación intermensual cruza su media.
- Coeficientes autorregresivos: tomamos la suma de los coeficientes autorregresivos de modelos de regresión de orden 1, 3, 6 y 12. Incorporamos variables dicotómicas en caso de tener evidencia de quiebres estructurales.
- Correlación con variaciones futuras del IPC: tomamos la correlación con variaciones del IPC a 12, 18 y 24 meses al futuro.
- Análisis espectral: estimamos el espectro de las series de tiempo con una ventana plana (*flat*), una ventana tipo *tent*, una cuadrática y finalmente su promedio.

Estas medidas corresponden a las que calculan Rodríguez y Vega (2013).

3.5. Índice de media truncada: IMT

Los cambios de precio, por producto, tienen una distribución que es muy distinta a la normal. Típicamente son leptocúrticas (las colas de la distribución son grandes) y el percentil del promedio suele no ser el 50. Esto causa que los

promedios ponderados, como los que calculamos con el IPC, sean ineficientes para aproximar la media poblacional.

Un IMT mitiga esta ineficiencia por medio de truncamientos de la distribución observada de cambios de precio. Pueden ser asimétricos, de manera que el truncamiento en las colas sea distinto. Al truncar, excluimos algunos productos mes a mes. Cada IMT se caracteriza por dos parámetros: α y z . El parámetro α determina el tamaño del truncamiento, mientras que z indica en qué percentil se centra el truncamiento. Por lo tanto, z define la simetría del truncamiento. Como explicamos más adelante, estos parámetros se eligen para limitar el impacto que pueden tener los cambios atípicos (*outliers*) en la estimación de una medida de inflación subyacente. Así, el $IMT_t(\alpha, z)$ elimina el $\alpha + z - 50\%$ de los cambios más bajos y el $\alpha - z + 50\%$ de los cambios más altos, para un total de $2\alpha\%$ de truncamiento. Este truncamiento es constante a lo largo del tiempo, pero la canasta para calcular el índice puede cambiar mes a mes. Por lo tanto, cada $IMT_t(\alpha, z)$ es un índice encadenado de tipo Laspeyres:

$$IMT_t(\alpha, z) = IMT_{t-1}(\alpha, z)\Pi_t^{MT}(\alpha, z)$$

donde $\Pi_t^{MT}(\alpha, z)$ es el factor de crecimiento de la canasta correspondiente entre el periodo $t - 1$ y t :

$$\Pi_t^{MT}(\alpha, z) = \frac{\sum_{i \in I} \omega_{i,t-1}^{MT}(\alpha, z) I_{i,t}}{\sum_{i \in I} \omega_{i,t-1}^{MT}(\alpha, z) I_{i,t-1}} \quad (10)$$

Para calcular los ponderadores de este factor de crecimiento, seguimos los siguientes pasos:

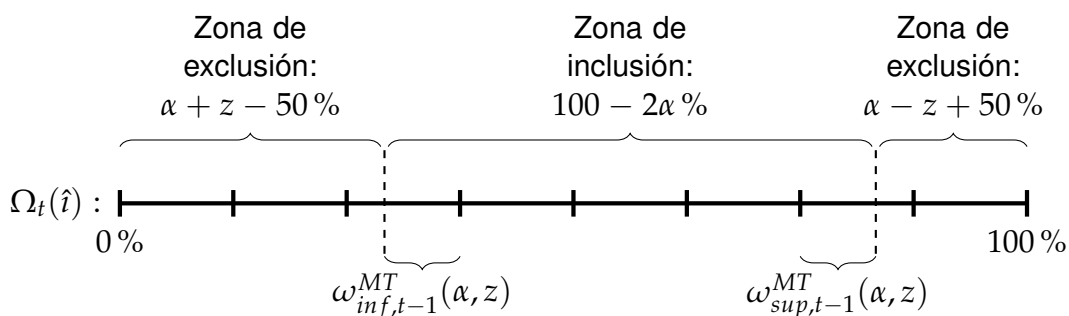
- Calculamos la tasa de crecimiento del precio de cada producto entre los periodos $t - 1$ y t .
- Ordenamos los productos de acuerdo a esta tasa de crecimiento: $\hat{i} = 1, 2, \dots, I$.

- Calculamos la suma acumulada de ponderadores del IPC según tasas de crecimiento: $\Omega_t(\hat{i})$.
- Definimos las zonas de inclusión y exclusión de la siguiente manera:
 - Desde 0 hasta $\alpha + z - 50\%$ es zona de exclusión.
 - Desde $\alpha + z - 50\%$ hasta $100 - \alpha + z - 50\%$ es zona de inclusión.
 - Desde $100 - \alpha + z - 50\%$ hasta 100% es zona de exclusión.
- Asignamos los ponderadores de la siguiente manera:
 - Los primeros y últimos productos, que están completamente dentro de la zona de exclusión tienen un ponderador nulo: $\omega_{i,t-1}^{MT} = 0$ cuando $\Omega_t(\hat{i}) < \alpha + z - 50\%$ o cuando $100 - \alpha + z - 50\% < \omega_{i-1,t-1}^{MT}(\alpha, z)$.
 - Los productos que están completamente dentro de la zona de inclusión mantienen el mismo ponderador del IPC: $\omega_{i,t-1}^{MT} = \omega_i^{IPC}$ cuando $\alpha + z - 50\% < \Omega_t(\hat{i} - 1)$ y $\Omega_t(\hat{i}) < 100 - \alpha + z - 50\%$.
 - Los productos que se encuentran parcialmente dentro de ambas zonas tienen un ponderador igual a la porción que se encuentra dentro de la zona de inclusión. Si denotamos con $\hat{i} = inf$ al producto que muestra el crecimiento de precio más bajo, $\omega_{inf,t-1}^{MT}(\alpha, z) = \Omega_t(inf) - (\alpha + z - 50\%)$. Si denotamos con $\hat{i} = sup$ al que muestra el crecimiento de precio más alto, $\omega_{sup,t-1}^{MT}(\alpha, z) = 100 - (\alpha - z + 50\%) - \Omega_t(sup - 1)$.

El Gráfico 3 ilustra este procedimiento. La línea recta representa la suma acumulada de los ponderadores del IPC, que comienza en 0 y termina en 100%. Cada línea divisoria muestra la suma acumulada de los ponderadores para cada producto, ordenado según la tasa de crecimiento de precio de los productos (es decir, \hat{i}). Las llaves que se encuentran por encima de la línea denotan las zonas de exclusión e inclusión, junto con el porcentaje de la

ponderación de la canasta original del IPC que abarcan. Las líneas discontinuas representan los límites entre estas zonas. Las llaves por debajo de la línea indican las porciones que se asignan a los productos que se encuentran parcialmente dentro de la zona de inclusión.

Gráfico 3: Selección de ponderadores para un IMT



Fuente: elaboración propia.

En total, consideramos 930 índices. El tamaño de truncamiento α tomó valores entre 1 y 30, y el parámetro del percentil de centro z tomó valores entre 40 y 70.

4. Evaluación de propiedades deseables

Para cada tipo de índice tenemos varios candidatos a considerar. Por lo tanto, es preciso que hagamos una evaluación de acuerdo con las propiedades deseables para un indicador de inflación subyacente. El procedimiento considera las mismas propiedades evaluadas en Rodríguez y Vega (2013), donde se explican con mayor detalle.

Es importante aclarar que evaluamos estas propiedades para el periodo final ilustrado en el Gráfico 1: desde setiembre del 2014 hasta abril del 2021. Este periodo comienza a partir del último quiebre estructural que identificamos, por lo que refleja la dinámica inflacionaria vigente. Este ajuste es importante: un uso común de los IIS es la evaluación de las presiones inflacionarias con miras a la implementación de la política monetaria, que es de naturaleza

prospectiva. Si evaluáramos las propiedades para todo el periodo en el que disponemos de datos, determinaríamos el desempeño parcialmente con base en condiciones que no están presentes en la actualidad.

A continuación, explicamos las propiedades analizadas y los estadísticos que tomamos para la evaluación de las propiedades en conjunto.

4.1. Insesgamiento

Si la inflación subyacente es el componente de la inflación que persiste a lo largo del tiempo, un indicador de inflación subyacente debería de ser un buen pronosticador de la inflación. Cuando estos pronósticos son sistemáticamente acertados, son insesgados. Para probar esta propiedad a un horizonte de pronóstico H , usamos el enfoque expuesto en Cogley (2002), donde se estima la siguiente ecuación:

$$\pi_{t+H} - \pi_t = \alpha_H + \beta_H(\pi_t - \pi_t^{IIS}) + \mu_{t+H} \quad (11)$$

π_t representa la inflación medida según el IPC y π_t^{IIS} representa el indicador de inflación subyacente. Para considerar al indicador de inflación subyacente como insesgado, debe cumplir conjuntamente que $\alpha_H = 1$ y que $\beta_H = -1$. Es decir, que los componentes transitorios de la inflación, capturados por medio de $\pi_t - \pi_t^{IIS}$, se reviertan durante los H periodos siguientes.

Para evaluar esta propiedad recopilamos dos estadísticos. El primero es una variable dicotómica, que es igual a uno si el índice es estadísticamente insesgado al 5% a 18 y 24 meses. El segundo es un promedio de las probabilidades asociadas a estas pruebas a 12, 18 y 24 meses, ponderado por el horizonte de pronóstico. Queremos saber si la prueba indica insesgamiento a los plazos relevantes para la programación macroeconómica, pero también qué tan cerca (o lejos) estuvo del umbral para determinarlo.

4.2. Capacidad de pronóstico

De acuerdo con el apartado anterior, la ecuación (11) representa un modelo de predicción de inflación a H periodos en el futuro. Es deseable contar con indicadores de inflación subyacente que muestren una mejor capacidad de pronóstico. Para ello, realizamos pruebas de capacidad predictiva basadas en Diebold y Mariano (1995), a las que incorporamos los ajustes para muestras pequeñas que proponen Harvey et al. (1997).

La prueba consiste en comparar pares de pronósticos para determinar si hay diferencias estadísticamente significativas entre su capacidad de pronóstico. La prueba original es una prueba de dos colas. Es decir, determina si hay evidencia de diferencias significativas entre los pronósticos, pero no nos permite saber más. La prueba que aplicamos se ajustó para que fuera de una cola, de manera que podemos determinar cuál de los pronósticos muestra mejor desempeño.

El estadístico que recopilamos para evaluar esta propiedad es un promedio ponderado. Como comparamos cada candidato con los de su mismo grupo, vamos a considerar la cantidad de veces que hay evidencia a favor de una mejor capacidad de pronóstico al 5%, a horizontes de 12, 18 y 24 meses, y tomamos su promedio ponderado. El ponderador, al igual que con la propiedad anterior, es el horizonte de pronóstico.

4.3. Ajuste a tendencia de la inflación

Las anteriores dos propiedades evalúan los índices según su capacidad de pronóstico de inflaciones futuras. Esta propiedad, en cambio, busca cuantificar cuánto se acerca cada índice a una medida de tendencia de inflación. Para ello, tomamos dos estadísticos comúnmente usados para cuantificar la diferencia entre dos series: la raíz de la desviación cuadrática media (RDCM) y la desviación absoluta media (DAM). Las fórmulas para su cálculo son las

siguientes:

$$RDCM = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\pi_t^{ISI} - \bar{\pi}_t)^2}{T}}; \quad DAM = \frac{\sum_{t=1}^T |\pi_t^{ISI} - \bar{\pi}_t|}{T} \quad (12)$$

Calculamos la tendencia de inflación, $\bar{\pi}_t$, para lo cual usamos los promedios móviles de la inflación de 18 y 24 meses.

Para evaluar esta propiedad, calculamos dos promedios ponderados. El primero es de la RDCM y el segundo de la DAM. En ambos cálculos, ponderamos según la cantidad de meses considerados para el promedio móvil.

4.4. Predicción de la dirección de los cambios

Para esta propiedad, nos basamos en la ecuación de pronóstico (11). La usamos para evaluar la capacidad para predecir la dirección de los cambios en la inflación observada. Es una evaluación más laxa que el insesgamiento, pues únicamente consideramos si el pronóstico indica un aumento o una disminución de la tasa. Para cada pronóstico, tomamos 36 meses de observaciones, de manera que los pronósticos son móviles. El estadístico de resumen es la cantidad de pronósticos que predicen acertadamente la dirección del cambio de la inflación. Los horizontes de pronóstico que evaluamos son 18 y 24 meses.

4.5. Propiedades de un modelo SVAR

La inflación, medida según la variación del IPC, y la inflación subyacente, medida según los IIS, están íntimamente relacionadas. Por esto, podemos estudiarlas conjuntamente mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Lahura y Vega (2011) analizan estas relaciones según un modelo de vectores autorregresivos estructural (SVAR), donde imponen restricciones de largo plazo, según la metodología de Blanchard y Quah (1989). Esto permite identificar dos tipos de perturbaciones: transitorias y permanentes. De acuer-

do con este tipo de modelos, estas dos perturbaciones son las causas de los cambios en la inflación.

Las propiedades que evaluamos se basan en las perturbaciones transitorias, en particular las que identificamos para los IIS. Queremos elegir los índices que muestran un bajo impacto de las perturbaciones transitorias, de manera que la evolución del IIS refleje principalmente el efecto de las perturbaciones permanentes. Consideramos dos maneras de cuantificar este impacto: la respuesta acumulada ante una perturbación transitoria, y el porcentaje de la variancia en la inflación atribuida a este tipo de perturbaciones.

5. Análisis de resultados

En esta sección explicamos el proceso de selección para los nuevos indicadores, también comentaremos sobre las diferencias con respecto a los indicadores estimados sobre el IPC base julio del 2015.

5.1. Cuantificación de resultados

Los estadísticos que recopilamos se miden en unidades distintas: cantidades absolutas, porcentajes, probabilidades y desviaciones son algunos ejemplos. Agregar esta información sin hacer algún ajuste carecería de sentido. Por lo tanto, consideramos no el estadístico en sí, sino su ordenamiento a lo interno de cada grupo. Con esto, eliminamos el problema de las unidades, porque nos permite identificar los índices con los mejores estadísticos fácilmente. Buscamos, entonces, los índices que consistentemente obtienen los primeros lugares.

Si un índice es uniformemente superior a todos, obtendría la primera posición en todos los ordenamientos. Esto es muy poco probable, puesto que evaluamos varias propiedades de muchos índices. Lo que queremos, entonces, es elegir al índice que, en términos generales, obtenga consistentemente mejores posiciones. Para determinarlo, creamos un puntaje ponderado que

suma las posiciones obtenidas en todas estas propiedades. Las ponderaciones reflejan la importancia que le damos a cada propiedad, de manera que las más relevantes tienen una mayor ponderación. Así, puntaje más bajo corresponde al del índice que muestra el mejor desempeño. Los ponderadores son los siguientes:

- 5 para la variable dicotómica que indica insesgamiento a 18 y 24 meses.
- 2 para el promedio de las probabilidades asociadas a la prueba de insesgamiento.
- 2 para el promedio de la prueba de capacidad de pronóstico.
- 1 para el promedio de la RDCM, según el ajuste a una tendencia de inflación.
- 1 para el promedio de la DAM, según el ajuste a una tendencia de inflación.
- 1 para la cantidad de pronósticos que predicen correctamente la dirección de cambio de la inflación.
- 0,5 para la respuesta acumulada de los choques transitorios sobre la inflación subyacente según el modelo SVAR.
- 0,5 para el porcentaje de la variancia de la inflación subyacente debido a choques transitorios según el modelo SVAR.

5.2. Actualización IEF: canasta más reducida

El índice que mostró mejor desempeño entre los IEF es el IPCX-2. Como muestra el Cuadro 2, este es el índice que excluye más artículos (180) e incluye el menor porcentaje de los pesos de la canasta del IPC (63,8%).

El Cuadro 3 muestra un resumen de la evaluación para los IEF. En este, podemos ver que el IPCX2 muestra el mejor desempeño en varias de las

Cuadro 3: Resumen de evaluación, índices de exclusión fija

Indicador	Ordenamiento de estadístico								Estadístico de resumen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
IPCX2	1	1	1	2	2	1	1	3	1,2
IPCX1	2	2	2	1	1	1	2	4	1,8
IPCX	2	4	4	3	3	1	3	1	2,7
IPCX3	2	3	3	4	4	4	4	2	2,8

(1): variable dicotómica que indica insesgamiento a 18 y 24 meses. (2): promedio de probabilidades asociadas a prueba de insesgamiento. (3): promedio de prueba de capacidad de pronóstico. (4): promedio RDCM. (5): promedio DAM. (6): cantidad de pronósticos de dirección de cambio en inflación acertados. (7): respuesta acumulada de choques transitorios en inflación subyacente. (8): porcentaje de variancia debido a choques transitorios.

Fuente: elaboración propia.

propiedades evaluadas, seguido por el IPCX2. El IPCX, publicado con anterioridad, ya no muestra el mejor desempeño. También conviene resaltar que en el periodo de evaluación de los índices, solo el IPCX2 resultó ser insesgado a los horizontes de interés.

5.3. Actualización IEV: nueva canasta más reducida

El índice que mostró el mejor desempeño entre los IEV es el IEV(159). En este, se excluyen los 159 productos más volátiles. En total, el IEV(159) incluye un total de 130 productos, que abarcan un 41,9 % de los pesos de la canasta original del IPC.

El Cuadro 4 muestra un resumen de la evaluación de los cinco mejores candidatos. Dentro de este grupo tenemos índices que son bastante similares, que excluyen desde 158 hasta 162 productos. Todos estos excluyen una porción importante del IPC y sus diferencias no exceden de cuatro productos. Estos índices, sin embargo, no se encuentran en los primeros lugares en todas las propiedades. El IEV(159), por ejemplo, se encuentra en las posiciones 76 y 150 para la probabilidad asociada a la prueba de insesgamiento y el porcentaje de la variancia según el modelo SVAR, de un total de 250 índices

Cuadro 4: Resumen de evaluación, índices de exclusión por variabilidad

Indicador	Ordenamiento de estadístico								Estadístico de resumen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
IEV(159)	1	76	14	3	14	1	2	150	21,5
IEV(158)	1	83	23	2	6	1	4	149	23,3
IEV(162)	1	79	43	10	18	1	10	151	27,6
IEV(161)	1	85	39	9	21	1	9	146	27,8
IEV(160)	1	81	42	8	19	1	8	140	27,2

(1): variable dicotómica que indica insesgamiento a 18 y 24 meses. (2): promedio de probabilidades asociadas a prueba de insesgamiento. (3): promedio de prueba de capacidad de pronóstico. (4): promedio RDCM. (5): promedio DAM. (6): cantidad de pronósticos de dirección de cambio en inflación acertados. (7): respuesta acumulada de choques transitorios en inflación subyacente. (8): porcentaje de variancia debido a choques transitorios.

Nota: se muestran los cinco índices con mejor estadístico de resumen.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

candidatos. Precisamente, por casos como este es importante el enfoque del ordenamiento ponderado: a pesar de estos resultados, el IEV(159) queda bien posicionado en el resto de las propiedades, de manera que obtiene la mejor puntuación después de ponderarlas.

5.4. Actualización IRV: nueva ponderación según desviación estándar

El índice que mostró el mejor desempeño entre los IRV es el que toma una ponderación simple, que utiliza como medida de volatilidad la desviación estándar durante todo el periodo y que excluye las observaciones cuyo ponderador es 10 veces mayor a la mediana. Al ser un índice de reponderación, no hay productos excluidos para todo el cálculo.

El Cuadro 5 muestra los cinco índices con mejor desempeño. En este cuadro, y en la evaluación de todos los índices, los que muestran un mejor desempeño tienen varias características en común. En particular, usan la desviación estándar como medida de volatilidad, usan un periodo de al menos 3 años para el cálculo de la volatilidad e incorporan alguno de los criterios de exclusión. Para ver esto, podemos notar en qué posición se encuentra el primer índice

Cuadro 5: Resumen de evaluación, índices de reponderación por volatilidad

Indicador	Ordenamiento de estadístico								Estadístico de resumen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
IRV(simple, desv. estd., todas, 10)	1	5	1	1	9	6	16	18	3,8
IRV(simple, desv. estd., todas, 50)	1	5	1	1	9	6	16	18	3,8
IRV(simple, desv. estd., todas, 5)	1	4	3	7	15	6	22	24	5,4
IRV(doble, desv. estd., todas, 10)	1	23	8	4	5	1	9	3	6,4
IRV(doble, desv. estd., todas, 50)	1	23	8	4	5	1	9	3	6,4

(1): variable dicotómica que indica insesgamiento a 18 y 24 meses. (2): promedio de probabilidades asociadas a prueba de insesgamiento. (3): promedio de prueba de capacidad de pronóstico. (4): promedio RDCM. (5): promedio DAM. (6): cantidad de pronósticos de dirección de cambio en inflación acertados. (7): respuesta acumulada de choques transitorios en inflación subyacente. (8): porcentaje de variancia debido a choques transitorios.

Nota: se muestran los cinco índices con mejor estadístico de resumen.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

que no cumple con estas características. El primer índice que pondera según variancia está en el lugar 18, el primero que usa datos de los últimos 24 meses está en el lugar 22 y el primero que no hace exclusiones está en el lugar 53. Si los índices usan una ponderación simple o doble no es determinante para su buen desempeño; ambas ponderaciones aparecen en los primeros lugares.

Los criterios de exclusión que usamos pueden resultar en índices idénticos. Este es el caso para los IRV que obtuvieron la primera y segunda posición y los que obtuvieron la cuarta y la quinta. Esto sucede principalmente por las diferencia de magnitud entre una desviación estándar y su variancia. Si un producto cambia de precio con muy poca frecuencia, su desviación estándar va a estar cerca de cero, pero su variancia mucho más. Al tomar el inverso de estas cantidades, el de la variancia va a ser mucho mayor que el de la desviación estándar. Esto hace que una ponderación 50 veces por encima de la mediana sea más frecuente en los casos donde se pondera por el inverso de la variancia, de manera que se tenga que excluir más observaciones con la variancia.

5.5. Actualización IRP: misma ponderación por espectro - ventana plana

El índice que mostró el mejor desempeño entre los IRP es el que se basa en el espectro de la serie, con una ventana plana para el cálculo. Una vez más, este índice al ser de reponderación, no elimina productos en su cálculo.

Cuadro 6: Resumen de evaluación, índices de reponderación por persistencia

Indicador	Ordenamiento de estadístico								Estadístico de resumen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
IRP(espectro - ventana plana)	1	1	5	3	2	2	2	9	2,3
IRP(correlación - 18 meses)	1	5	2	2	3	2	8	10	2,7
IRP(espectro - combinación)	1	2	6	4	4	5	3	6	3,0
IRP(espectro - ventana cuadrática)	1	3	7	6	5	5	4	5	3,5
IRP(correlación - 12 meses)	1	6	4	5	7	4	6	8	3,7

(1): variable dicotómica que indica insesgamiento a 18 y 24 meses. (2): promedio de probabilidades asociadas a prueba de insesgamiento. (3): promedio de prueba de capacidad de pronóstico. (4): promedio RDCM. (5): promedio DAM. (6): cantidad de pronósticos de dirección de cambio en inflación acertados. (7): respuesta acumulada de choques transitorios en inflación subyacente. (8): porcentaje de variancia debido a choques transitorios.

Nota: se muestran los cinco índices con mejor estadístico de resumen.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

La metodología del índice es la misma que se usó para el IRP basado en el IPC anterior. En general, el desempeño de los índices basados en el espectro y en las correlaciones con la inflación futura muestran un mejor desempeño, según muestra el Cuadro 6.

5.6. Actualización IMT: cambio importante en nuevos parámetros

El índice que mostró el mejor desempeño entre los IMT es el IMT(30,50). Es decir, es un índice que trunca el 30 % de los cambios de precio en cada cola y se centra en el percentil 50.

El Cuadro 7 muestra los ordenamientos de los cinco índices que mostraron el mejor desempeño. De forma coherente, estos son los índices con altos porcentajes de truncamiento y centrados cerca del percentil 50. Este es un

Cuadro 7: Resumen de evaluación, índices de media truncada

Indicador	Ordenamiento de estadístico								Estadístico de resumen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
IMT(30,50)	1	26	4	9	33	3	41	286	20,6
IMT(30,49)	1	6	2	23	56	3	25	284	21,0
IMT(29,50)	1	32	10	10	34	3	52	280	22,5
IMT(30,51)	1	54	9	3	16	3	61	287	22,8
IMT(29,49)	1	12	7	25	58	3	34	277	22,7

(1): variable dicotómica que indica incesgamiento a 18 y 24 meses. (2): promedio de probabilidades asociadas a prueba de incesgamiento. (3): promedio de prueba de capacidad de pronóstico. (4): promedio RDCM. (5): promedio DAM. (6): cantidad de pronósticos de dirección de cambio en inflación acertados. (7): respuesta acumulada de choques transitorios en inflación subyacente. (8): porcentaje de variancia debido a choques transitorios.

Nota: se muestran los cinco índices con mejor estadístico de resumen.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

cambio importante en comparación con el índice vigente hasta diciembre del 2020, que corresponde a un IMT(17,55). Para explicar el porqué, es preciso analizar los problemas asociados a las distribuciones de precios empíricas y cómo los IMT proveen una manera de mitigarlos.

Según analizan Bryan y Cecchetti (1994), las distribuciones de cambios de precios de los productos que componen los IPC típicamente son leptocúrticas y son asimétricas, lo que típicamente causa que la media esté por encima de la mediana. Debido a esto, un estimador como la media muestral (que en este caso corresponde a la variación observada del IPC) pierde eficiencia.

Si una distribución es leptocúrtica, las colas son más anchas que la de una distribución normal. Por lo tanto, hay probabilidades más altas de realizaciones de valores extremos. En el corto plazo, esto es problemático, porque en raras ocasiones se verá compensado por una realización de esa magnitud en la cola opuesta. Por esto, es oportuno truncar la distribución observada. Gráficamente, el panel 4a del Gráfico 4 representa este ajuste al truncar $\alpha\%$ en cada cola, y el panel 4b, un truncamiento mayor ante una mayor curtosis. Es decir, a mayor curtosis, mayor truncamiento. Hogg (1967) recomienda, basado

en experimentos Monte Carlo, un truncamiento muy elevado si la curtosis es mayor que 5,5 y no hay asimetría en la distribución: usar la mediana.

Si una distribución es asimétrica, y causa que la mediana no esté en el percentil 50, Roger (1997) explica que la tendencia inflacionaria se aproxima mejor si se centra en el percentil de la media. Por lo tanto, cuando una distribución es leptocúrtica y asimétrica, se puede truncar asimétricamente para obtener un mejor estimador. Esto es lo que ilustra el panel 4b, donde inicialmente se trunca $\alpha\%$ en cada cola, pero se desplaza en $z - 50$ para obtener un mejor estimador de la media.

Esta discusión del truncamiento asimétrico, junto con el quiebre estructural detectado anteriormente, evidencian la conveniencia de actualizar los parámetros del IMT. Los datos del Cuadro 1 muestran una disminución en la curtosis, pero que aún es muy elevada, en especial para plazos menores a un año. Esto justifica un truncamiento elevado; incluso se sitúa por encima del umbral propuesto en Hogg (1967). El cambio en la simetría del truncamiento también responde a la nueva distribución de cambios de precio después del quiebre estructural. El Cuadro 8 muestra el percentil de la media de los cambios de precio en tres muestras. Este percentil cae al 49 después del quiebre estructural, coherente con el buen desempeño de los índices mostrados en el Cuadro 7.

Cuadro 8: Percentil de media de cambios de precio

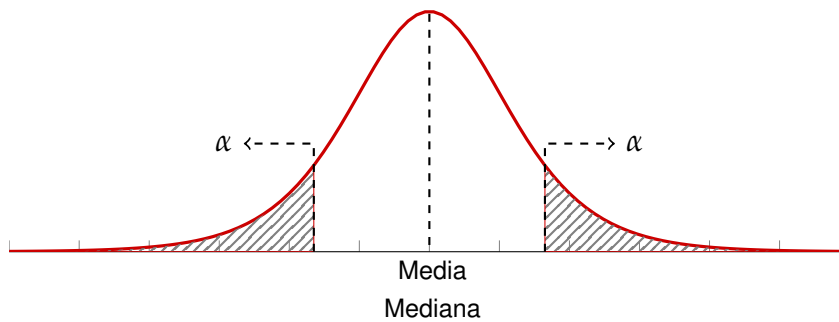
Tipo de cálculo	Periodo		
	Completo: julio 2006 - abril 2021	Inicial: julio 2006 - agosto 2014	Final: setiembre 2014 - abril 2021
Simple	52,04	54,32	49,27
Ponderado	53,08	56,34	49,13

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

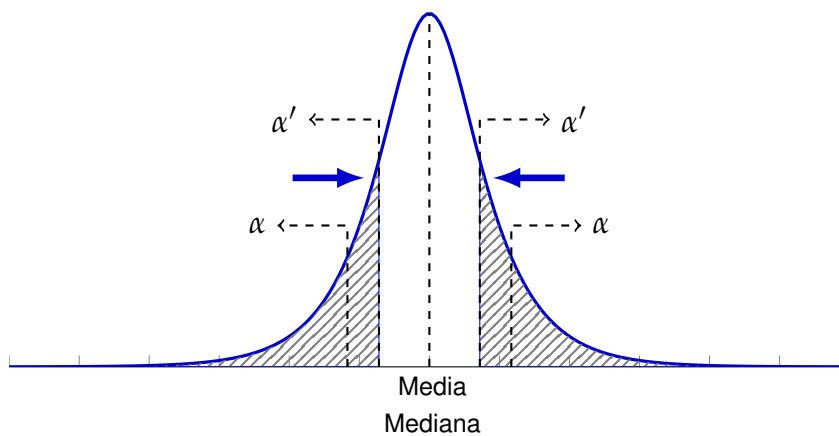
Si comparamos la inflación subyacente del IMT vigente hasta diciembre del 2020 y el seleccionado según esta nota, veremos que hay una diferencia signi-

Gráfico 4: Ejemplos de distribuciones y truncamientos para IMT

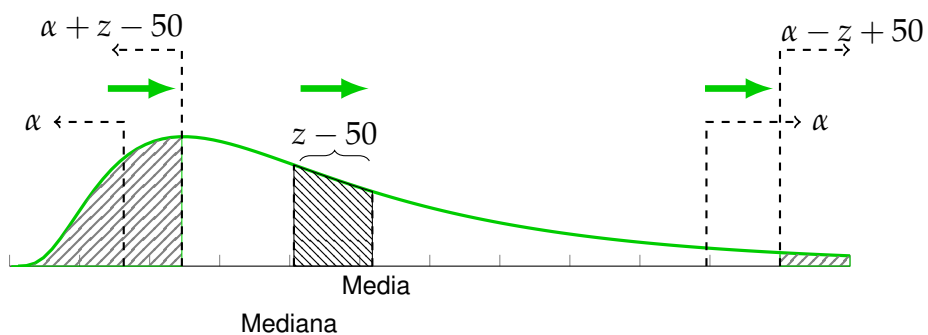
(a) Distribución leptocúrtica



(b) Distribución leptocúrtica con curtosis más elevada



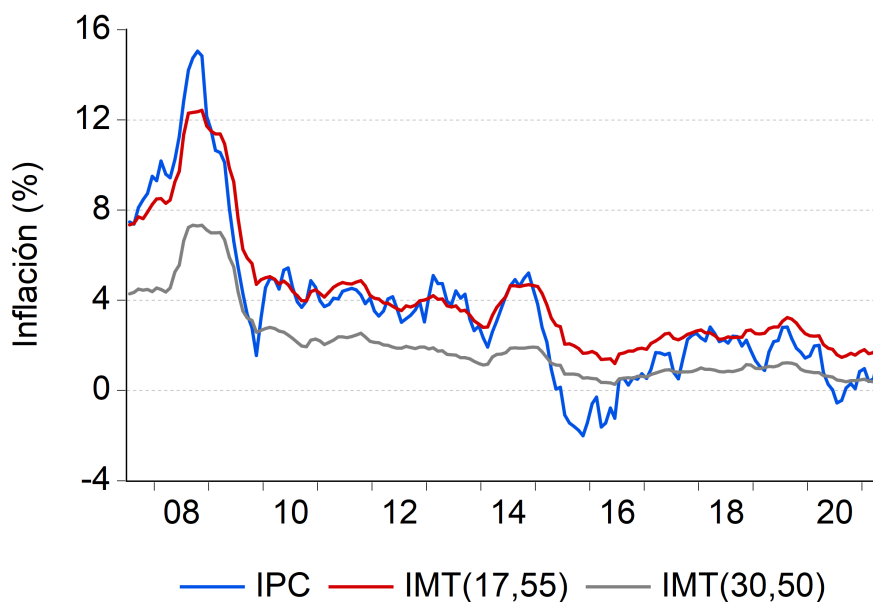
(c) Distribución leptocúrtica con media y mediana en percentiles distintos



Fuente: elaboración propia.

ficativa. El Gráfico 5 muestra estos datos, junto con la inflación medida según el IPC. La tasa de inflación del IMT es, en promedio, 2,14 puntos porcentuales menor en el IMT(30,50). Como podemos observar, el IPC y el IMT(17,55)

Gráfico 5: Inflación según IPC, IMT(17,55) e IMT(30,50)



Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

se siguen cercanamente durante los primeros meses de la muestra, mientras que el IPC y el IMT(30,50) lo hacen durante los últimos. Es decir, el nuevo IMT refleja más adecuadamente la dinámica inflacionaria vigente.

En esta actualización determinamos que el IMT debe ajustarse por dos vías: aumentar el truncamiento y centrarlo en el percentil 50. Cabe preguntarse cuánto del cambio en la inflación subyacente, según este nuevo IMT, se debe al aumento en el truncamiento y cuánto al ajuste del centro. Una manera de cuantificarlo es considerar las inflaciones resultantes de unos IMT “intermedios”, donde cambiamos únicamente uno de los parámetros. Es decir, tomamos el IMT(17,50), que cambia el percentil del centro, y el IMT(30,55), que cambia el porcentaje de truncamiento. Con ambos, calculamos las diferencias de tasas de inflación subyacente con respecto al IMT anterior, IMT(17,55), para así determinar cuánto del cambio se debe al ajuste del centro y cuánto al aumento del truncamiento. Como contamos con dos maneras de cuantificar la misma repartición, tomamos su promedio. Así, llegamos a que el aumento

en el truncamiento es responsable del 37 % del cambio en la tasa de inflación subyacente y que el cambio del centro de la distribución es responsable del 63 % restante. Es decir, la medición de la inflación subyacente según el IMT seleccionado es más baja principalmente porque la distribución de cambios de precio actual se desplazó hacia la izquierda, lo cual resulta en menores variaciones de precios.

6. Conclusiones

En este documento se describe el proceso de actualización para los indicadores de inflación subyacente que produce y publica el BCCR. Hacer esta actualización es un ejercicio importante para mantener la vigencia de estos indicadores como herramientas para aproximar la inflación subyacente en el país. Los cambios metodológicos en la medición del IPC y el quiebre estructural identificado en el año 2014 justificaron esta revisión.

El proceso consistió en evaluar varios candidatos para cada una de los tipos de indicador. En total, el BCCR cuenta con cinco tipos: un índice de exclusión fija (IEF), un índice de exclusión por volatilidad (IEV), un índice de reponderación por volatilidad (IRV) y un índice de media truncada (IMT). Para la evaluación, consideramos varias propiedades que son deseables en un indicador de inflación subyacente. La elección final se realizó a partir de una agregación del desempeño de cada índice, por medio de un puntaje ponderado de la posición de cada uno dentro de su respectivo tipo.

La actualización resultó en cambios en cuatro de los indicadores. A continuación, listamos la selección final y la selección anterior.

IEF: el índice seleccionado es el IPCX2. Anteriormente fue el IPCX, cuya canasta incluye 81 artículos adicionales.

IEV: el índice seleccionado es el IEV(159). Anteriormente fue el IPC(72), cuya canasta incluye 87 artículos adicionales.

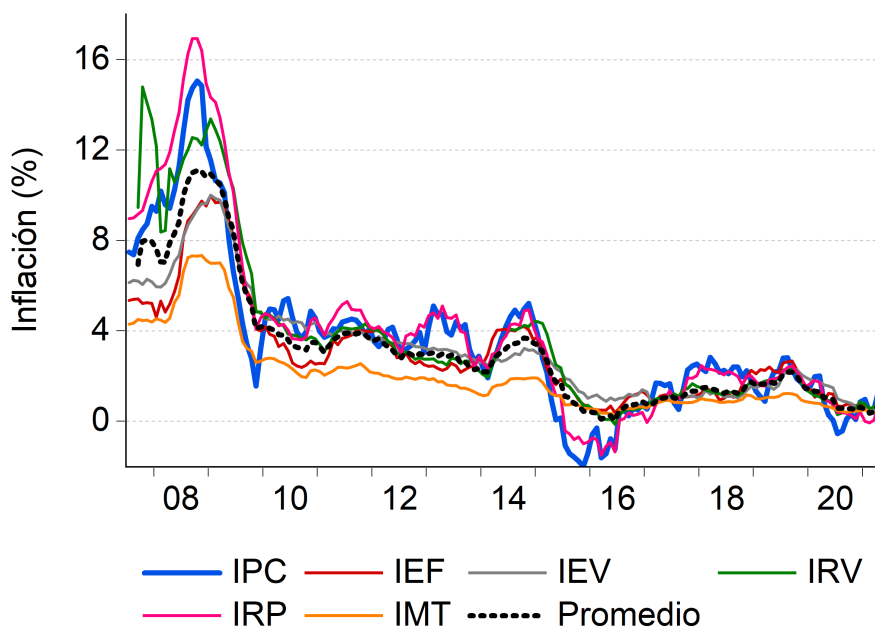
IRV: el índice seleccionado hace una ponderación simple, que usa la desviación estándar de todo el periodo y que excluye las observaciones cuyo peso es 10 veces mayor a la mediana. Anteriormente, el IRV hacía una ponderación doble, con el peso original dentro del IPC, a partir de la variancia y se excluían algunos artículos con muy pocos cambios de precio.

IRP: el índice seleccionado hace una ponderación según el espectro de la serie, estimado con una ventana plana. Este es el mismo índice seleccionado anteriormente.

IMT: el índice seleccionado es el IMT(30,50), que excluye un 30 % de la canasta en cada cola y se centra en el percentil 50. Anteriormente, fue el IMT(17,55).

Para finalizar, el Gráfico 6 muestra la inflación según el IPC y según los IIS, y un promedio de los últimos.

Gráfico 6: Inflación según IPC e IIS seleccionados



Fuente: elaboración propia con datos del BCCR.

Referencias

- Blanchard, O. J. y Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Bryan, M. F. y Cecchetti, S. (1994). Measuring Core Inflation. In *Monetary Policy* (pp. 195–219). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chavarría, J. D. y Chaverri, C. (2015). Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica. Nota técnica, Banco Central de Costa Rica.
- Cogley, T. (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 94–113.
- Diebold, F. y Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–63.
- Esquivel, M., Rodríguez, A., y Vásquez, J. P. (2011). Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica. Documento de trabajo 001-2011, Banco Central de Costa Rica.
- Harvey, D., Leybourne, S., y Newbold, P. (1997). Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors. *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281–291.
- Hogg, R. V. (1967). Some Observations on Robust Estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 62(320), 1179–1186.
- Lahura, E. y Vega, M. (2011). Evaluation of Wavelet-based Core Inflation Measures: Evidence from Peru. Documentos de Trabajo / Working Papers 2011-320, Departamento de Economía - Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Muñoz, E. (2012). Costa Rica en la ruta hacia metas de inflación. Documento de trabajo 014-2012, Banco Central de Costa Rica.

- Muñoz, E. (2018). Adopción del esquema de meta de inflación en Costa Rica. Nota técnica 001-2018, Banco Central de Costa Rica.
- Porras, A. y Vindas, K. (1998). Algunas medidas del proceso inflacionario: el caso costarricense. Documento de trabajo EEI-11-98, Banco Central de Costa Rica.
- Rodríguez, A. y Vega, M. (2013). Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica basados en exclusión y en reponderación. Documento de Trabajo 006, Banco Central de Costa Rica.
- Roger, S. (1997). A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series G97/7, Reserve Bank of New Zealand.
- Saborío, G., Solano, I., y Solera, A. (2002). Medidas de núcleo inflacionario para Costa Rica. Documento de trabajo 008, Banco Central de Costa Rica.