

Nota Técnica

Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica.¹

1. Introducción

Los cambios de precio que experimentan los bienes y servicios en una economía pueden ser la manifestación de dos fenómenos distintos, variaciones de precios relativos o inflación. Las variaciones de precios relativos son provocadas por la repentina o periódica escasez del bien o servicio debido por ejemplo a factores climáticos, o bien por factores institucionales como los cambios en precios regulados o variaciones no uniformes en los niveles impositivos. Por otro lado los cambios que obedecen a inflación forman parte de un proceso generalizado y sostenido de aumento de precios que se debe fundamentalmente a presiones monetarias, es decir, a la abundancia de dinero en la economía.

Para un Banco Central esa separación es crucial debido a que sus acciones de política tienen efecto sistemático solamente sobre los cambios de precio que pueden catalogarse como inflación. De ahí que para ser efectivas, las acciones de política monetaria deben estar orientadas por la dinámica de cambios de precio que se identifiquen como inflación y no por variaciones de precios relativos.

Ahora bien, comúnmente la información periódica con que cuenta la autoridad monetaria para dar seguimiento a la evolución del nivel de precios proviene de indicadores como el índice de precios al consumidor (IPC), cuyas variaciones son, inevitablemente, una combinación de cambios de precios relativos e inflación. Debido a la necesidad de dar seguimiento a los cambios de precios que pueden influenciar (inflación) y al hecho de que el IPC los refleja de manera limitada, los bancos centrales han desarrollado diversos indicadores para medir el fenómeno inflacionario. La mayoría de éstos intentan purgar la información proveniente del IPC para separar lo que Blinder (1997) llama “la señal” (presiones de origen monetario) del “ruido” (variaciones de precios relativos). A pesar de que formalmente todos esos indicadores intentan medir cambios de precio debidos a inflación, es común que se les conozca como indicadores de inflación subyacente².

Es importante señalar que si bien es usual que se interprete la variación en el IPC como inflación, según la distinción que se ha hecho, esto en el mejor de los casos es una interpretación poco precisa. La variación de los indicadores conocidos como subyacentes aproxima de mejor forma el fenómeno inflacionario entendido como cambio generalizado y sostenido en el nivel de precios ocasionado por fenómenos monetarios.

El espectro de metodologías empleado para construir indicadores de inflación subyacente es amplio. Abarca desde los métodos más simples como el de exclusión permanente de un grupo de productos elegidos *a priori*, hasta los más complejos como la reponderación de los productos con base en el análisis de dominio de la frecuencia. Como ejemplos puede mencionarse al Banco de Canadá, que publica regularmente 3 indicadores de inflación subyacente: *Core CPI*, que excluye del IPC los 8 componentes cuyos precios son los más volátiles históricamente; el *CPI-XFET*, que excluye alimentos, energía e impuestos indirectos; y el *CPIW*, que repondera el peso de cada componente del IPC con un factor inversamente proporcional a la variabilidad

¹ Esta nota técnica se basa en el documento Chavarría y Esquivel (2016) *Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica*.

² *Core inflation measures* en la literatura de habla inglesa.

histórica de cada uno. Por otra parte, el Banco de Reserva de Australia publica un extenso conjunto de indicadores. Algunos de estos son construidos con criterios de exclusión por volatilidad, y otros elaborados a partir de información base ajustada por estacionalidad. El Banco Central Europeo regularmente publica el *Harmonised Index of Consumer Prices* (HICP) que excluye energía y alimentos no procesados. La Reserva Federal de Estados Unidos da seguimiento a indicadores como el que trunca 16% de la distribución de cambios del IPC y la mediana de esa misma distribución³. Medidas similares son producidas por los bancos centrales de países como Japón, México, Perú y Guatemala.

El Banco Central de Costa Rica cuenta desde 1998 con al menos un indicador de inflación subyacente [ver Porras y Vindas (1998) y Saborío, Solano y Solera (2002)] y ha ido paulatinamente incorporando otros según las mejores prácticas internacionales [ver Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011) y Rodríguez y Vega (2013)]. Desde el año 2013 el Banco cuenta con indicadores construidos con base en 5 metodologías distintas, a saber: Exclusión *a priori* de un conjunto fijo de productos, exclusión por volatilidad histórica de productos, truncamiento asimétrico de la distribución del IPC, reponderación de productos según volatilidad y reponderación de productos según persistencia.

Es común que la serie de variación del IPC sea lo que se conoce como un proceso estacionario. Esto es, un proceso cuya distribución tiene características que son independientes del tiempo y de la muestra de datos que se observe. Sin embargo, aun manteniendo el carácter de serie estacionaria, la serie de variación del IPC es propensa a presentar cambios estructurales como alteraciones abruptas en su media, su tendencia o en ambas. Estos cambios estructurales tienen el potencial de afectar la efectividad con que las metodologías mencionadas filtran “el ruido” del IPC. Por ejemplo, un cambio estructural podría volver más concentrada la distribución de cambios de precio y con esto alterar el porcentaje de truncamiento óptimo que se ha identificado en la metodología de truncamiento de la distribución de cambios del IPC; o bien los productos más volátiles hasta la fecha t identificados en la metodología de exclusión por volatilidad histórica podrían no seguir siendo los mismos en la fecha $t+h$; también la persistencia que muestran los cambios de precio de los productos del IPC puede verse alterada por un cambio estructural, afectando con esto el desempeño del indicador de reponderación por persistencia.

De lo anterior se desprende la recomendación de revisar los indicadores de inflación subyacente una vez que se cuenta con suficientes datos posteriores a la fecha en que se tiene evidencia de la ocurrencia de un cambio estructural en la serie del IPC. Como se verá más adelante, hoy existe evidencia robusta de que entre finales del año 2008 e inicios del 2009 la serie de variación interanual del IPC presentó un cambio estructural. Esto, unido al hecho de que el INEC implementó un cambio en la canasta con que construye el IPC a partir de julio de 2015, generó una coyuntura propicia para efectuar una revisión integral de 4 de los indicadores de inflación subyacente con que cuenta el Banco Central. La presente nota técnica tiene como objetivo describir el proceso de revisión al que fueron sometidos esos indicadores durante la segunda mitad del año 2015.

2. Evidencia de cambio estructural en la serie de cambios del IPC.

Estudios previos como Torres (2012) han documentado la existencia de un cambio estructural en la serie de variación interanual del IPC y lo ubican temporalmente cerca del inicio del año

³ Ambos indicadores construidos y publicados por la sede en Cleveland de la Reserva Federal.

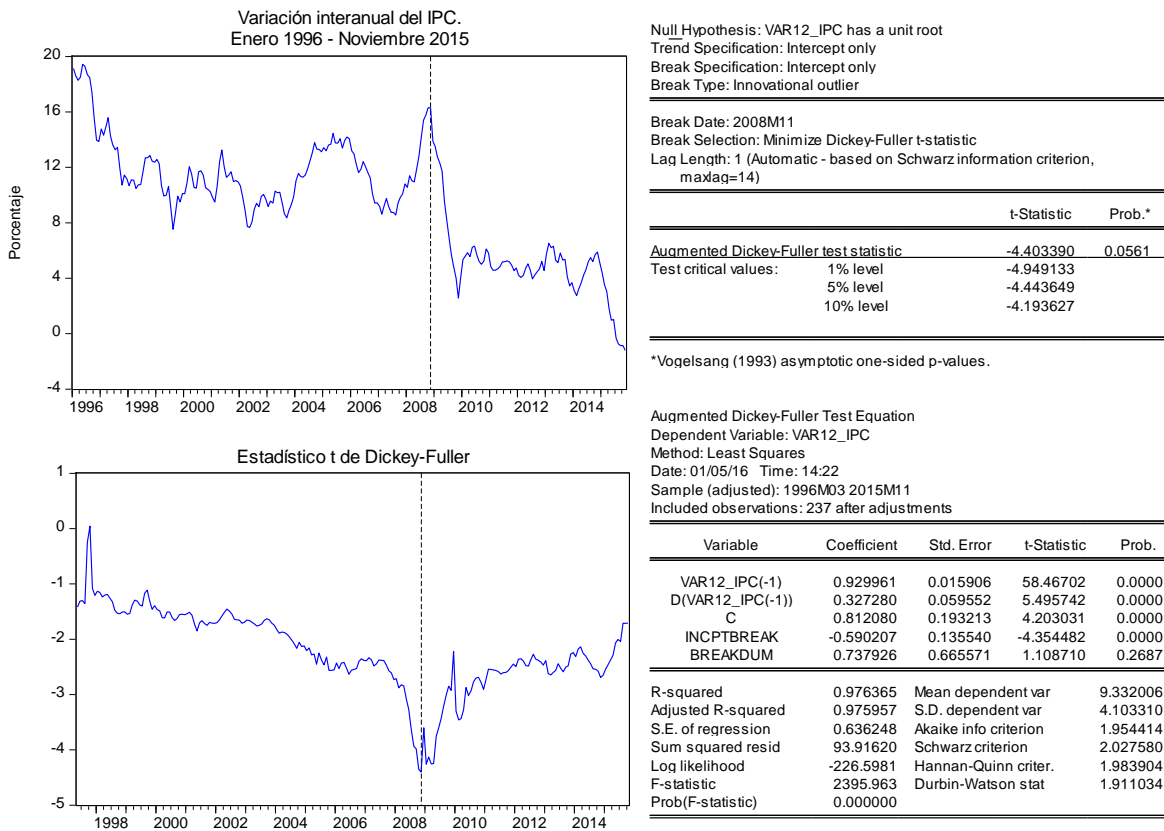
2009. El escaso número de observaciones incluidas que son posteriores a la fecha en que se ubica el cambio estructural hace poco robusto, desde el punto de vista estadístico, la identificación del cambio estructural efectuada en ese estudio. En la actualidad se cuenta con un número importante de observaciones adicionales que permiten concluir con mayor certeza sobre la existencia de ese cambio estructural.

En la Figura 1 se muestra, además de la variación interanual del IPC entre enero de 1996 y noviembre de 2015, los resultados de aplicar una prueba de raíz unitaria⁴ con cambio estructural a esa serie. El hecho de que la prueba utilizada⁵ permita un cambio estructural bajo la hipótesis nula posibilita identificar el mes donde es más probable en que ese cambio se haya dado. Con un nivel de confianza del 6% se rechaza la hipótesis nula de que la serie no es estacionaria en favor de la alternativa de estacionariedad con cambio estructural en su media. Además, noviembre de 2008 es el mes donde más evidencia contraria a la hipótesis nula existe y por tanto donde esta prueba ubica el cambio estructural.

Este cambio estructural tuvo consecuencias en las características de la distribución de cambios de los productos del IPC. Para ver esto se contrastaron las características de la distribución antes y después del cambio estructural. Se eligieron dos submuestras de datos, la primera entre

Figura 1

Variación interanual del IPC. Resultado de prueba de raíz unitaria con cambio estructural



Fuente: Elaboración propia

⁴ Tiene como objetivo someter a prueba la hipótesis de que la serie de tiempo en cuestión no es estacionaria (su media, variancia o autocovariancias varían en el tiempo) contra la alternativa de que si lo es.

⁵ Ver el capítulo 36, página 536, *Unit Root Test with a Breakpoint*, en IHS (2015).

Cuadro 1

Promedio de estadísticos de las distribuciones transversales de cambios en precio de los productos del IPC (% anualizado)

Base de cálculo	Promedio		Mediana		Desv. Std.		Curtosis		Asimetría	
	1995-2011	2006-2015	1995-2011	2006-2015	1995-2011	2006-2015	1995-2011	2006-2015	1995-2011	2006-2015
	Mensual	13.20	6.91	5.56	3.40	96.03	58.32	31.25	47.54	1.77
Trimestral	13.01	6.97	8.08	4.62	48.44	32.32	27.71	45.67	2.15	3.04
Anual	11.57	6.45	10.34	5.63	14.03	10.86	16.97	26.95	1.98	2.55
Bianual	11.38	6.08	10.66	5.68	8.49	6.85	7.41	14.44	1.28	1.88
Trianual	11.50	5.61	10.95	5.49	7.06	5.24	5.40	6.53	1.15	1.04

Fuente: Elaboración propia

1995 y 2011 y la segunda entre 2006 y 2015. El primer lapso responde a que el último análisis a profundidad de las características de la distribución de cambios de precio de los productos del IPC [ver Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011)] se efectuó con una muestra de datos entre junio de 1995 y febrero de 2011. El segundo periodo es el utilizado para la revisión de los indicadores de inflación subyacente que se presentará más adelante y responde fundamentalmente a dos criterios, uno técnico y otro de conveniencia en la construcción de las series por analizar.

En cuanto al criterio técnico, la literatura [ver Clements y Hendry (2010)] señala que en el análisis de series de tiempo, en caso de contarse con pocas observaciones posteriores a algún cambio estructural, es deseable incluir suficientes datos previos para efectuar pruebas estadísticas. Desde noviembre de 2008 a noviembre de 2015 hay solo 7 años de observaciones. Para efectos de análisis de series de tiempo, esta es una cantidad relativamente pequeña para obtener resultados robustos. Por otra parte, resulta conveniente utilizar datos a partir de 2006 pues fue en ese año que el INEC realizó el último cambio en la canasta del IPC. Estos cambios de canasta implican, para el análisis de los indicadores de inflación subyacente, empalmar las series de precio a nivel de producto. Esta labor ya es complicada para canastas adyacentes en el tiempo, más aún lo sería si se tratara de empatar canastas separadas por dos cambios. De manera que utilizar para la revisión datos a partir de 2006 añade casi 3 años de observaciones, lo que fortalece resultados estadísticos, y propicia que debe hacerse solo un empate de series de precio entre canastas del IPC distintas.

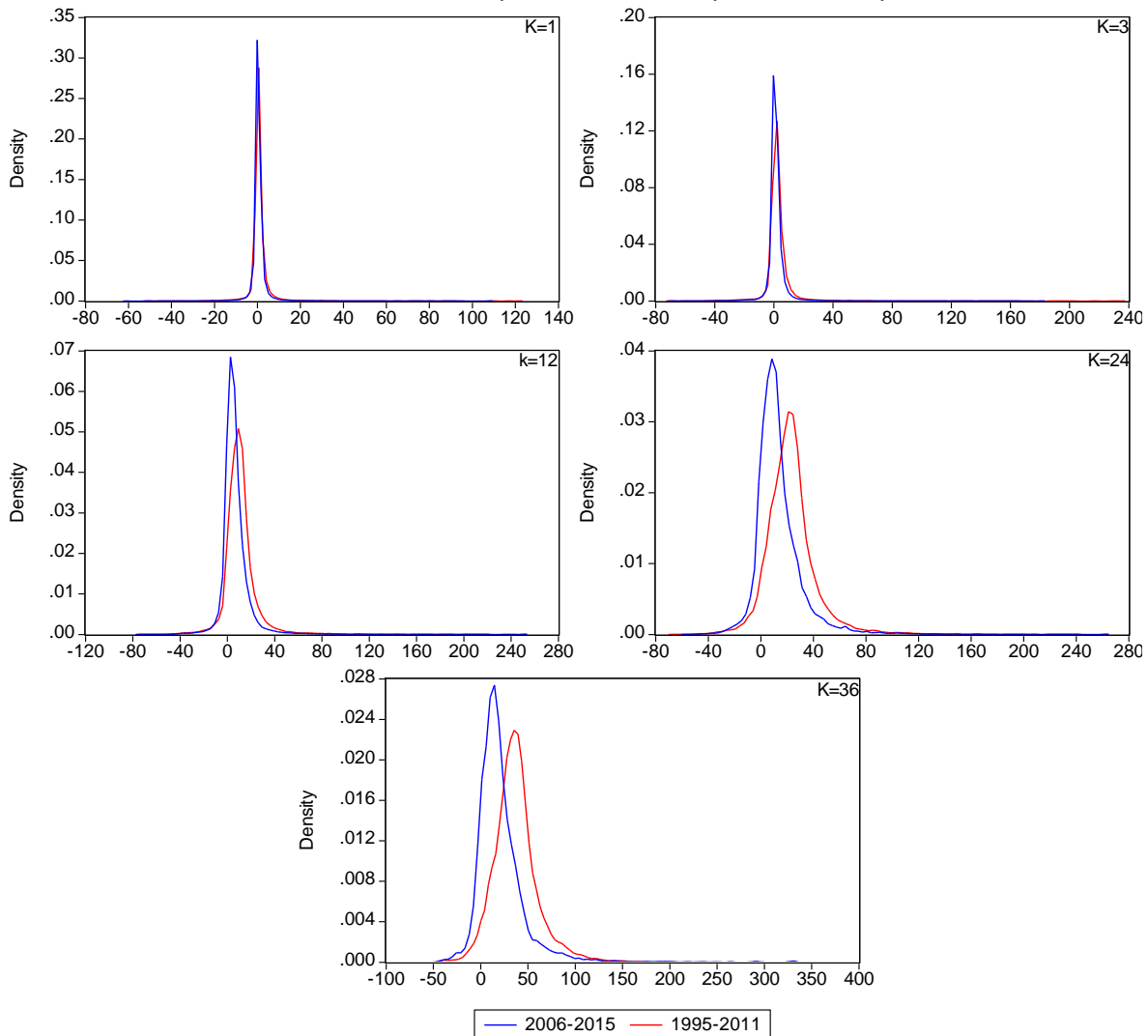
El Cuadro 1 muestra el promedio de algunos estadísticos de las distribuciones transversales de cambios en precio de los productos del IPC para las dos submuestras. Esto es, se obtuvo la media, mediana, desviación estándar, curtosis y asimetría de la distribución de cambios de precio para cada mes y luego se promedió cada estadístico según la cantidad de observaciones de cada submuestra. De estos resultados se concluye que la distribución del periodo 2006-2015 experimentó cambios respecto a la de 1995-2011. En primer término mostró un desplazamiento hacia la izquierda (tiene menor promedio y mediana). Además es menos dispersa pues para todas las bases de cálculo la desviación estándar es menor. También presenta una mayor curtosis, con lo cual los datos están más concentrados cerca del promedio. Finalmente la asimetría es muy similar.

Esta modificación en las características de la distribución de cambios de precio puede ilustrarse estimando densidades continuas según el método de Kernel⁶. Estas estimaciones son justamente las que se muestran en la Figura 2. En esta figura K corresponde a la frecuencia de

⁶ Una densidad estimada de Kernel es un histograma ajustado en el que los intervalos para obtener las frecuencias son reemplazados por abultamientos o baches suavizados para aproximar una distribución continua. El suavizamiento se efectúan asignando mayor peso a las observaciones que está más distanciadas del punto central del intervalo evaluado.

Figura 2

Distribuciones de Kernel estimadas para cambios de precio de los productos del IPC



Fuente: Elaboración propia

las observaciones con que se calculan las variaciones. Así por ejemplo $K=1$ corresponde a variaciones mensuales, $K=3$ a variaciones trimestrales, etc. Es claro para todas las frecuencias se observa un corrimiento a hacia la izquierda y datos más concentrados alrededor de su promedio.

Como se mencionó anteriormente, esta modificación en las características cuyo origen pueden asociarse con el cambio estructural en la serie cambios interanuales del IPC puede tener consecuencias importantes sobre el desempeño de los indicadores de inflación subyacente como herramientas de seguimiento del proceso inflacionario y por tanto señala la necesidad de llevar a cabo una revisión integral.

3. Aspectos metodológicos del proceso de revisión

3.1. Datos empleados

Para el proceso de revisión de los indicadores de inflación subyacente se utilizó información mensual entre junio de 2006 y noviembre de 2015 de las series de precio de 282 del IPC. La canasta del IPC con base junio 2006 estaba conformada por 292 bienes y servicios, mientras que la nueva canasta (base junio 2015) definida por el INEC está conformada por 310 productos o servicios. Muchos de los bienes que conforman ambas canastas coinciden, pero hay un grupo importante que no. De manera que hubo un trabajo previo para lograr empatar las series de precio de la mayor cantidad posible de bienes y servicios con el objeto de contar para ellos con datos al menos a partir junio de 2006. Con base en una revisión exhaustiva que implicó incluso conocer el detalle de los ítems específicos a los que INEC da seguimiento mensual de precio para conformar cada producto, se logró empatar la nueva y anterior serie de precios para 282 productos. Valga mencionar que la ponderación, dentro de la nueva canasta del IPC, de esos 282 productos es de un 94,3%.

Respecto a las razones para emplear una muestra de datos desde junio de 2006, éstas fueron expuestas en la sección anterior y tienen que ver fundamentalmente con la recomendación de emplear datos previos al quiebre estructural cuando los posteriores no son abundantes y la conveniencia que representa el hecho de que en junio de 2006 el INEC efectuó un cambio de canasta del IPC.

3.2. Construcción de indicadores candidatos

Como se mencionó anteriormente, desde el año 2013 el Banco cuenta con indicadores construidos con base en 5 metodologías distintas, a saber: Exclusión *a priori* de un conjunto fijo de productos, exclusión por volatilidad histórica de productos, truncamiento asimétrico de la distribución del IPC, reponderación de productos según volatilidad y reponderación de productos según persistencia. A continuación se expone brevemente la forma como se calculan los índices según esas 5 metodologías.

Inflación subyacente, exclusión fija de agrícolas y combustibles (IEF).

Para este indicador se utiliza la metodología descrita como de exclusión *a priori* de un conjunto fijo de productos. En su construcción se elimina la influencia de cinco subclases del IPC cuyas variaciones de precio se consideran, *a priori*, muy volátiles o estacionales. Las subclases excluidas son siempre las mismas y corresponden a: frutas, hortalizas, leguminosas, tubérculos y combustibles. El IEF para el mes t se calcula con los productos no excluidos utilizando la siguiente fórmula de Laspeyres modificada:

$$IEF_t = \frac{\sum_{i \in B} I_t^i w_i}{\sum_{i \in B} w_i} \quad (1)$$

Donde:

B = Subconjunto de bienes del IPC que excluye los pertenecientes a las subclases frutas, hortalizas, leguminosas, tubérculos y combustibles.

I_t^i = Índice del producto i en el periodo t .

w_i = Peso del producto i en el IPC.

En vista de que los productos que se excluyen son siempre los mismos y son elegidos con un criterio *ad-hoc*, este indicador no fue objeto de evaluación durante la segunda mitad del año 2015.

Inflación subyacente, exclusión fija por volatilidad (IEV).

Este índice se calcula siguiendo la metodología anteriormente descrita como de exclusión por volatilidad histórica de productos. La idea básica es eliminar la influencia del conjunto de productos del IPC que muestren las mayores volatilidades históricas en su precio. Con criterios que se expondrán adelante los productos que se descartan se identifican con base en un conjunto de información fija, en este caso con datos del IPC entre junio de 2006 y noviembre de 2015, no cambian a lo largo del tiempo.

Para el proceso de revisión se construyó una colección de índices candidatos y se eligió el de mejores características. Cada uno de estos candidatos estuvo definido por un subconjunto (B_j) de productos del IPC excluidos. Así, el nivel del j -ésimo IEV candidato en el mes t se construyó con la siguiente fórmula de Laspeyres modificada.

$$IEV_t^j = \frac{\sum_{i \notin B_j} I_t^i w_i}{\sum_{i \notin B_j} w_i} \quad (2)$$

Donde:

$j = (1, 2, \dots, 281)$ es el número de productos del IPC que se excluyen para el cálculo de cada índice candidato. Los productos están ordenados según la variancia histórica⁷ de su serie de precios desde el más volátil ($j = 1$) hasta la menos volátil ($j = 282$).

B_j = Subconjunto de bienes del IPC cuyos precios son más volátiles que el j -ésimo bien.

I_t^i = Índice del producto i en el periodo t .

w_i = Peso del producto i en el IPC.

Vale la pena mencionar que con esta metodología se construyó lo que hasta junio de 2015 se denominó Índice Subyacente de Inflación (ISI).

Cuadro 2
Indicadores candidatos construidos mediante reponderación por volatilidad

Indicador	Tipo de ponderación	Ponderador de volatilidad	Período de cálculo
Inv_var	Solo por volatilidad	Inverso de la desviación estándar de la serie de variaciones de precios intermensual	Mar 2008 – Nov 2015
Inv_var_2pond	Por volatilidad y peso en consumo		
Inv_var_movil48	Solo por volatilidad	Inverso de la variancia de la serie de variaciones de precios intermensual	Ventana móvil de las últimas 48 observaciones
Inv_var_movil48_2pond	Por volatilidad y peso en consumo		
Inv_var_movil60	Solo por volatilidad	Inverso de la variancia de la serie de variaciones de precios intermensual	Ventana móvil de las últimas 60 observaciones
Inv_var_movil60_2pond	Por volatilidad y peso en consumo		

Fuente: Elaboración propia.

⁷ La variancia histórica del precio se calculó para el periodo junio 2006 a noviembre 2015.

Inflación subyacente, reponderación por volatilidad (IRV)

La exclusión total que se hace al construir el IEV supone que la totalidad de los cambios de precio de los productos excluidos corresponde a variaciones de precio relativo. Este no necesariamente es el caso. Algo más realista sería suponer que una parte de los cambios de precio corresponde a inflación y otra a variación de precios relativos. De esta idea surgen los métodos de reponderación. El método con que se construye el IRV limita la influencia de los productos del IPC cuyas volatilidades históricas de precio son más altas modificando su peso dentro del índice con un factor inversamente proporcional a la volatilidad de su precio.

Para el estudio que se efectuó durante el segundo semestre de 2015 se construyeron varios indicadores con esta metodología. La diferencia entre ellos corresponde, en primer término a si la ponderación que se le asigna a cada producto del IPC es solo por volatilidad o bien si es por volatilidad y peso original en el IPC simultáneamente. En segundo término se calcularon índices observando la volatilidad histórica (junio 2006 a noviembre 2015) o bien observando ventanas móviles de 48 y 60 meses dentro de ese mismo lapso. El Cuadro 2 muestra la variedad de indicadores candidatos construidos con esta metodología y que se sometieron a revisión.

En general, cada índice candidato se obtiene aplicando la siguiente fórmula de Laspeyres modificada:

$$IRV_t = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i g_i}{\sum_{i=1}^N g_i} \quad (3)$$

Donde:

$$g_i = w_i r_i$$

r_i = Indicador utilizado para la reponderación de los pesos originales.

w_i = Peso del producto i en el IPC.

Nótese que en el caso de los candidatos que solo ponderan por volatilidad, $g_i = r_i$, mientras que para los que ponderan además por el peso original en el IPC $g_i = w_i r_i$. Para un detalle más amplio sobre esta metodología ver Rodríguez y Vega (2013).

Cuadro 3

Indicadores candidatos construidos mediante reponderación por persistencia

Indicador	Tipo de ponderación	Ponderador de persistencia	Periodo de cálculo
Inv_var_futura	Por persistencia	Correlación con la variación futura de la inflación	Mar 2008 - Nov 2015
Coef_AR1		Suma coeficientes autorregresivos de un AR	
Coef_AR			
Coef_AR_2pond	Por persistencia y peso en consumo	Suma de coeficientes autorregresivos	Mar 2008 - Nov 2015
Cruce_medias		Inverso del número de veces que la serie cruza su media	
Espectro_Flat		Basado en espectro:	
Espectro_tent		$r_i = \frac{S_{\pi}^i(0)}{S_{\pi}^i(\omega_i^{max})} (1 - \omega_i^{max})$	
Espectro_quad			
Espectro_comb	Promedio de ponderadores basados en espectro		

Fuente: Elaboración propia.

Inflación subyacente, reponderación por persistencia (IRP)

Al igual que el método empleado para el IRV, el utilizado para construir el IRP limita, mediante reponderación, la influencia de los productos del IPC cuyas cambios de precios no necesariamente califican como inflación. La diferencia está en que la reponderación en este caso es proporcional a la persistencia⁸ que la serie de precio de cada producto experimentó durante un periodo fijo de tiempo. Así, productos cuyos precios están sujetos choques de baja (alta) persistencia pierden (ganan) peso con relación al que tienen en el periodo base del IPC.

El proceso de revisión sometió a prueba 9 indicadores candidatos basados en reponderación por persistencia. De estos, cuatro estiman la persistencia con base en el espectro de la serie de precios, tres la estiman mediante coeficientes autorregresivos⁹, uno observando el número de veces que la serie cruza su media y el otro mediante un ajuste proporcional a la correlación que tiene cada serie de precios con la variación futura del IPC. En el Cuadro 3 se ilustra el conjunto de indicadores candidatos según la forma en que estiman la persistencia para la reponderación del peso original.

La fórmula (3) se empleó para el cálculo de los indicadores candidatos con la salvedad de que el reponderador g_i no incluye los pesos originales en el caso de los tres candidatos del primer bloque del Cuadro 3. Para un mayor detalle sobre las distintas versiones del indicador reponderado por persistencia ver Rodríguez y Vega (2013).

Inflación subyacente, media truncada (IMT)

La medición del fenómeno inflacionario entendido como tendencia generalizada y sostenida de incremento en los precios puede ser ampliamente distorsionada cuando las distribuciones históricas de cambios de precio tienden alejarse de la forma de una distribución normal. La variación del IPC de un mes particular es a fin de cuentas un promedio muestral de observaciones extraídas de una población subyacente de variaciones de precio. Cuando se extraen aleatoriamente observaciones de una población con distribución normal, el promedio muestral es un estimador insesgado del promedio poblacional. Sin embargo, conforme la distribución poblacional se aleja de la normalidad, el promedio muestral empieza a perder eficiencia respecto a una gama de otros estimadores.

La evidencia documentada en la sección 2 de este documento señala un crónico e histórico alejamiento de la normalidad en la distribución de cambios de precio de los productos del IPC. En particular esta distribución tiende a presentar mayor curtosis y una asimetría positiva con respecto a una distribución normal. Estas mismas características han sido documentadas en la distribución de cambios de precio de los índices de precios al consumidor de muchos otros países [ver Roger (1995); Cecchetti (1996), Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997)].

La alta curtosis induce una alta sensibilidad del promedio muestral a variaciones en la muestra, lo cual termina provocando alta volatilidad en ese estadístico. Esta alta volatilidad no es deseada en un indicador de inflación subyacente pues refleja una alta cantidad del ruido que los indicadores subyacentes deberían filtrar. Cabe recalcar que el problema de alta curtosis se

⁸ Se entiende por persistencia de una serie de precios la velocidad con que esta serie regresa a su media de largo plazo luego de haber experimentado un choque.

⁹ El número de coeficientes autorregresivos incluidos en los modelos autoregresivos distintos al AR(1) se eligió con base en el criterio de bondad de ajuste de Bayes.

acrecenta conforme la frecuencia con que se definan los cambios sea mayor. Así, las variaciones mensuales del IPC están más cargadas de ruido que las variaciones interanuales.

El enfoque de truncar la distribución de cambios de precio para eliminar la influencia de observaciones extremas y que generan alta volatilidad en la variación mensual del IPC ataca directamente la distorsión que crea la alta curtosis. El IMT excluye del cálculo de cada mes aquellos productos del IPC cuyas variaciones de precio son las más bajas y las más altas de ese mes. El porcentaje de truncamiento se mantiene fijo a lo largo del tiempo y, a diferencia del IEV, el conjunto de productos que se descarta cada mes no es fijo, puede cambiar en cada periodo.

Cabe resaltar que la asimetría que presenta la distribución de cambios de precio en Costa Rica provoca que truncar de forma simétrica la distribución conlleva a una subestimación sistemática del nivel inflacionario. Debido a esto, y siguiendo la línea sugerida por Roger (1997), el IMT se calcula truncando de forma asimétrica la distribución de cambios de precio según lo expuesto en Esquivel, Rodríguez y Vásquez *op. cit.*

Para efectos ilustrativos y de replicabilidad, a continuación se resume el método de cálculo:

Sean $\Pi_t = \{\pi_{1t}, \pi_{2t}, \dots, \pi_{282t}\}$ y $\Omega_t = \{\omega_{1t}, \omega_{2t}, \dots, \omega_{282t}\}$ los conjuntos de variaciones de precio mensuales y de ponderadores en el mes t de los 282 productos del IPC considerados. Por otra parte defínase Y y α como el percentil en que se centra el truncamiento (se probó con $Y \in [40, 70]$) y el porcentaje total de truncamiento (se probó con valores pares de $\alpha \in [2, 60]$).

Para cada periodo se calculó una variación mensual truncada del $\alpha\%$ centrada en el percentil Y mediante el siguiente procedimiento:

- i. Se ordenan Π_t y Ω_t ascendentemente según Π_t .
- ii. Se define la suma acumulada de pesos hasta el i -ésimo producto como $U_t^i = \sum_{j=1}^i \omega_{jt}$.
- iii. Se define el conjunto de productos por ponderar (Ψ_α^Y) como aquel para el que $\frac{(\alpha/2)+z}{100} < U_t^i < \left(1 - \frac{(\alpha/2)-z}{100}\right)$. Donde $z = Y - 50$.
- iv. Finalmente, la variación mensual truncada al $\alpha\%$ y centrada en el percentil Y está dada por:

$$\bar{\pi}_{\alpha t}^Y = \left(\frac{1}{1 - \frac{\alpha}{100}} \right) \sum_{i \in \Psi_\alpha^Y} \omega_{jt} \pi_{1t} \quad (4)$$

En el proceso de revisión se probó solo con valores discretos de Y y α en el rango indicado, así que la cantidad total de indicadores evaluados fue de 930 resultado de 31 posibles valores de Y y 30 posibles de α . Debe destacarse que a diferencia de la evaluación que se presenta en Esquivel, Rodríguez y Vásquez *op. cit.*, esta revisión abarcó índices candidatos que truncan la distribución centrando en percentiles por debajo de la mediana, esto es, se permitió $Y < 50$.

4. Proceso de revisión, selección de indicadores.

Según se ha expuesto, para cada metodología sujeta a revisión se tiene un conjunto de indicadores candidatos entre los cuales debe elegirse aquel que tenga las mejores propiedades. En Esquivel, Rodríguez y Vásquez *op. cit.* se hace un amplio recuento con respaldo bibliográfico

sobre cuáles son las propiedades “deseables” en un indicador de inflación subyacente. De ese recuento pueden extraerse tres criterios que son comunes en la mayoría de ejercicios de evaluación de medidas de inflación subyacente. A saber: pruebas de insesgamiento, evaluación de la capacidad de pronóstico y verificación de capacidad para replicar alguna medida de la tendencia inflacionaria.

El proceso de revisión sometió a evaluación los indicadores candidatos según esos tres criterios con base en una serie de pruebas específicas que se describen brevemente a continuación.

4.1. Pruebas de insesgamiento.

Un buen indicador de inflación debe, en la medida de lo posible, purgar los elementos que son transitorios en la información observada de cambios de precios. Esto es, identificar de manera sistemática el componente no inflacionario en las variaciones del IPC. Cogley (2002) evalúa esta propiedad de una manera ingeniosa sometiendo a prueba si el ruido implícito en la variación del IPC que identifica en el momento t el indicador de inflación candidato se manifiesta inversamente en la dirección que toma el cambio del IPC a partir de t .

En concreto, si π_t y π_t^* son variaciones de precios observadas del IPC y del indicador subyacente candidato en el mes t , el insesgamiento se evalúa usando la siguiente regresión:

$$\pi_t - \pi_{t-h} = \alpha_h + \beta_h(\pi_{t-h} - \pi_{t-h}^*) + u_t \quad (5)$$

Note que la variable dependiente corresponde al cambio en la variación del IPC que ocurre entre el mes $t - h$ y el mes t . Por otra parte, la variable explicativa es el desvío de la variación del índice subyacente candidato respecto a la variación del IPC ($\pi_{t-h} - \pi_{t-h}^*$) que se da en el mes $t - h$. Este desvío mide los elementos transitorios en la variación del IPC estimados por el respectivo indicador de inflación subyacente.

Una vez que se ha corrido la regresión (5), se somete a prueba la hipótesis conjunta $H_0: [\alpha_h = 0, \beta_h = -1]$. La lógica detrás de esta prueba es que si $\beta_h < -1$, el indicador candidato estaría sobrestimando los elementos transitorios presentes en la variación del IPC puesto que en tal caso el desvío del subyacente se asocia con una variación en la dirección opuesta más que proporcional a la del cambio en el IPC. De igual forma, si $\beta_h > -1$, el indicador candidato estaría subestimando los elementos transitorios presentes en la variación del IPC. Si estadísticamente se tiene que $\beta_h = -1$, el ruido que identifica el indicador candidato se asocia con una variación proporcional en el cambio del IPC h periodos hacia adelante, lo cual indica que no se sobre estiman ni subestiman los elementos transitorios presentes en la variación del IPC.

Cabe mencionar que el incluir en la prueba conjunta la hipótesis de que $\alpha_h = 0$ se debe a que se espera que tanto $\pi_t - \pi_{t-h}$ como $\pi_{t-h} - \pi_{t-h}^*$ tengan media cero. Además, las pruebas se efectuaron para varios horizontes de cambio, específicamente para $h = 6, 12, 24$.

Dentro de cada metodología se aplicó esta prueba y se desechó aquellos indicadores candidatos para los cuales la evidencia estadística fue suficiente para rechazar $H_0: [\alpha_h = 0, \beta_h = -1]$.

4.2. Pruebas de capacidad de pronóstico.

Además de “purgar” el ruido implícito en la variación del IPC, un buen indicador de inflación debe tener buena capacidad para anticipar cambios en la dirección en que se mueve la generalidad de los precios en la economía. Esto es, debe tener también orientación prospectiva.

Para evaluar esta propiedad en los indicadores candidatos se aplicó el método propuesto por Diebold y Mariano (1995). Grosso modo, este método compara la capacidad de pronóstico de pares de indicadores sometiendo a prueba la hipótesis nula de que ambos tienen igual capacidad de pronóstico contra la alternativa de que uno de ellos genera consistentemente mejores pronósticos.

Para aplicar el método se requiere dos series de pronóstico y un periodo de tiempo para el cual se disponga de observaciones que posibiliten hacer la comparación de habilidad para pronosticar. La comparación por esta vía solo permite contrastar pares de indicadores, así para cada comparación los pronósticos provienen de dos regresiones a *la Cogley* de la siguiente forma:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t^* - \pi_t) + u_{t+h} \quad (6)$$

Donde π_t^* son los indicadores “rivales” en cada comparación.

En línea con lo expuesto en Esquivel, Rodríguez y Vásquez *op. cit.*, se aplicaron pruebas para horizontes de pronóstico $h = 6, 12$ y 24 . Además se reservó un lapso de 24 meses para obtener el estadístico de Diebold y Mariano que posibilita comparar los pronósticos.

Como regla general, se desechó aquellos indicadores insesgados cuyos pronósticos fueron consistentemente superados por los demás indicadores insesgados.

4.3. Capacidad para aproximar tendencia.

Un buen indicador de inflación subyacente debe, en la medida de lo posible, replicar la tendencia de largo plazo de la evolución de los precios. Hay abundante literatura sobre el tema [Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997), Scott (1997), Brischetto y Richards (2006), etc.] que menciona la media móvil centrada de 24 o 36 meses de la variación mensual del IPC como una medida adecuada de la tendencia de largo plazo de la inflación.

En el proceso de revisión de los indicadores de inflación subyacente se seleccionó aquellos insesgados y con mejor capacidad de pronóstico que de mejor forma aproximasen aquellas medias móviles. Se utilizaron dos criterios para evaluar la proximidad de los indicadores candidatos, la raíz del error cuadrático medio (RECM) y el error absoluto medio (EAM), esto en concordancia con lo expuesto tanto en Esquivel, Rodríguez y Vásquez *op. cit.* como en Rodríguez y Vega *op. cit.* Para efectos de claridad, los criterios mencionados se describen a continuación:

$$RECM = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\pi}_t - \pi_t^*)^2}{T}}; EAM = \frac{\sum_{t=1}^T |\hat{\pi}_t - \pi_t^*|}{T}$$

Donde:

$\hat{\pi}_t$ = Variación mensual de indicador candidato en mes t .

π_t^* = Media móvil centrada en el mes t de la variación mensual del IPC.

T = Total de observaciones disponibles.

En línea con lo que indican Marques, Neves y Sarmiento (2000), no existe garantía de que las medias móviles centradas sean series adecuadas para captar la tendencia inflacionaria. Para lidiar con esta posibilidad, se les evaluó la propiedad de inestabilidad con el método descrito en la sección 4.1. Ambos promedios móviles centrados resultaron inestables a los niveles usuales de significancia.

Finalmente, antes de exponer los principales resultados de la evaluación aplicada, debe mencionarse que a todas las series candidatas se les evaluó su orden de integración mediante pruebas de raíz unitaria con cambio estructural endógeno que se describe en la sección 2. Para todas las series de inflación subyacente candidatas la evidencia fue suficiente para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad. Con esto se descarta el utilizar los criterios de evaluación sugeridos por Marques y Mota (2000) que son aplicables cuando las series presentan evidencia de raíz unitaria.

5. Resultados.

Luego de aplicar los criterios mencionados en la sección 4, se seleccionó un solo indicador candidato para cada una de las 4 metodologías que fueron revisadas.

En el caso de la metodología de exclusión fija según volatilidad, el indicador con mejores características es el que excluye los 72 productos más volátiles del IPC. Estos productos excluidos representan un 27,5% del peso de la canasta de IPC base junio 2015.

Entre los indicadores candidatos construidos con la metodología de reponderación según volatilidad, se determinó que el candidato con mejor desempeño según las propiedades evaluadas es el que se obtiene aplicando a los bienes del IPC una ponderación doble, una según el inverso de variancia histórica de su serie de precio y otra según su peso original en la canasta base junio 2015.

En el caso de la metodología de reponderación según persistencia, se seleccionó el indicador que ajusta el peso original de cada producto según una estimación de la persistencia basada en el espectro *flat* de su serie de precios.

Finalmente, entre las 930 series candidatas calculadas con la metodología de truncamiento asimétrico se determinó que la que presenta mejores características para aproximar el proceso inflacionario más reciente en Costa Rica es la que trunca 34% del peso de la canasta del IPC centrado en el percentil 55 de la distribución. En otras palabras, esto corresponde al indicador que cada mes elimina el 12% del peso del IPC cuyos productos presentaron la variación mensual más alta y el 22% del peso con las variaciones más bajas.

El Cuadro 4 muestra un resumen de los indicadores elegidos para cada uno de los cuatro métodos que se sometieron a revisión.

Cuadro 4
Indicadores de inflación subyacente elegidos según el método de cálculo

Método	Indicador elegido
Exclusión fija según volatilidad	Excluye los 72 productos más volátiles (27,5% del peso de la canasta 2015).
Reponderación por volatilidad	Ponderación doble: inverso de variancia histórica y peso original.
Reponderación por persistencia	Espectro Flat.
Truncamiento asimétrico	Centrado en el percentil 55 y truncando 34% del peso del IPC. Esto es, trunca 12% de las variaciones más altas y 22% de las más bajas.

Fuente: Elaboración propia

6. Referencias

- Blinder, Alan (1997). *Measuring short-run inflation for central bankers*. Commentary. Federal Reserve Bank of St. Louis Review. May.157-60.
- Bryan, Michel; Stephen Cecchetti y Rodney Wiggins (1997). *Efficient Inflation Estimation*. Working paper 9707. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Cecchetti, Stephen (1996). *Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers*. Mimeo. Department of Economics. The Ohio State University.
- Chavarría, Juan Diego y Manfred Esquivel (2016). *Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica*. Documento de trabajo por publicar. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Clements, Michael P. y David F. Hendry (2010). *Forecasting from Mis-Specified Models in the Presence of Unanticipated Location Shifts*. Discussion paper number 484, Department of Economics, University of Oxford.
- Cogley, Timoty (2002). *A Simple Adaptive Measure of Core Inflation*. Journal of Money, Credit and Banking, 34(1), 94-113.
- Diebold, Francis y Robert Mariano (1995). *Comparing predictive accuracy*. Journal of Business and Economics Statistics, 13, 253-263.
- Esquivel, Manfred; Adolfo Rodríguez y José P. Vásquez (2011). *Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica*. Serie de documentos de investigación No. 01-2011. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- IHS Global Inc. (2015). *EViews 9 User's Guide II*.
- Marques, Carlos Robalo y Joao Machado Mota (2000). *Using the Asymmetric trimmed means as a Core Inflation Indicator*. Working Paper 6-00. Banco de Portugal.
- Marques, Carlos Robalo; Pedro Duarte Neves y Luís Morais Sarmiento (2000). *Evaluating Core Inflation Indicators*. Working Paper 2000-03. Economics Research Department, Banco de Portugal.
- Porrás, Alexander y Katia Vindas (1998). *Algunas Medidas del Proceso Inflacionario: El Caso Costarricense*. Documento de trabajo, Banco Central de Costa Rica, EEI-11-98.
- Rodríguez, Adolfo y Melissa Vega (2013). *Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica basados en exclusión y en reponderación*. Documento de Investigación DI-06-2013. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Roger, Scott (1995). *Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-95*. Discussion paper G95/5, setiembre Reserve Bank of New Zealand.
- Roger, Scott (1997). *A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96*. Discussion paper G97/7, marzo Reserve Bank of New Zealand.
- Saborío, Gabriela; Ivannia Solano y Álvaro Solera (2002). *Medidas de núcleo inflacionario para Costa Rica*. Documento de trabajo, Banco Central de Costa Rica, DIE-DM-DCS-08-2002-DI.
- Torres, Carlos. (2012). *Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997 - 2011 (Documento de Trabajo 02-2012)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.