

INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE PARA COSTA RICA BASADOS EN EXCLUSIÓN Y EN REPONDERACIÓN

Adolfo Rodríguez Vargas¹
Melissa Vega Monge²

Recibido: 20/01/2014

Aprobado: 19/05/2014

RESUMEN

En este trabajo se evalúa el desempeño de nuevos indicadores de inflación subyacente para Costa Rica construidos mediante la metodología de exclusión y la de reponderación de artículos de la canasta del índice oficial. Se construyen indicadores de exclusión basados en la eliminación de categorías fijas del Índice de Precios al Consumidor (IPC), así como varias versiones alternativas según la metodología de exclusión de productos con base en una medida de su volatilidad, utilizando datos a diciembre del 2012. Por otra parte, se construyen dos tipos de indicadores reponderados: por volatilidad y por persistencia. Para reponderar por persistencia se utiliza un estimador basado en el espectro de la serie de cambios en precio, tres indicadores basados en una metodología de coeficientes autorregresivos, un indicador de reversión a la media y otro basado en la correlación que existe entre las series de precio de cada artículo de la canasta con las variaciones de la inflación futura. Se evalúa el insesgamiento, el ajuste a la tendencia de inflación, la capacidad predictiva de la inflación oficial, así como las propiedades de largo plazo de cada indicador. Con base en los resultados de esta evaluación se recomienda dar seguimiento a uno de los indicadores de reponderación por volatilidad y a uno de los indicadores de reponderación por persistencia.

PALABRAS CLAVE: INFLACIÓN SUBYACENTE, VOLATILIDAD, PERSISTENCIA, INSESGAMIENTO, PRONÓSTICOS.

ABSTRACT

We evaluate the performance of new core inflation indicators for Costa Rica, computed through the exclusion or reweighting of the items in the CPI basket. We construct exclusion indicators based on the elimination of fixed categories of the CPI, as well as alternative versions of an indicator calculated by excluding articles according to their volatility, using data updated to December 2012. We also construct two types of reweighted indicators: one type using volatility measures and the other using persistence measures. Persistence reweighting is based either on the estimated spectrum of the series of price

1 Universidad de Costa Rica; Banco Central de Costa Rica, Código Postal 10058-1000, Costa Rica. rodriguezva@bccr.fi.cr

2 Universidad de Costa Rica; Banco Central de Costa Rica, Código Postal 10058-1000, Costa Rica. vegamm@bccr.fi.cr

changes, three indicators based in an autoregressive coefficients methodology, a mean-reversion indicator, or an indicator based on the correlation of each series of price changes with variations in future inflation. For each indicator, we evaluate unbiasedness, fit to trend inflation, predictive ability and long-run behaviour. From the results of this evaluation, we recommend monitoring one of the volatility-weighted indicators and one of the persistence-weighted indicators.

KEY WORDS: CORE INFLATION, VOLATILITY, PERSISTENCE, UNBIASEDNESS, FORECASTS.

I. INTRODUCCIÓN

Para la formulación de política monetaria un banco central requiere, en palabras de Blinder (1997), “distinguir la señal del ruido” en la información disponible sobre inflación. Con ese objetivo, las medidas de inflación subyacente buscan identificar los movimientos de los precios que se deben a presiones monetarias (la “señal”), de forma que se atenúe la influencia de variaciones pasajeras (el “ruido”) asociadas, por ejemplo, con factores climáticos, estacionales o institucionales.

Con ese objetivo, los bancos centrales han adoptado el cálculo de medidas de inflación que aislen de forma efectiva el componente transitorio del permanente en las variaciones de precios, capturando la noción de una inflación asociada únicamente a presiones monetarias. Estas medidas son conocidas como de inflación *subyacente*³. Se han desarrollado diferentes enfoques y metodologías para la construcción de este tipo de indicadores que abarcan desde métodos simples, como la exclusión de grupos o productos específicos, hasta metodologías más sofisticadas como el análisis de las series en el dominio de la frecuencia. Para el caso de Costa Rica, actualmente se calculan dos indicadores de inflación subyacente que publica el Banco Central de Costa Rica (BCCR): el Índice de Inflación Subyacente (ISI) y la Inflación de Media Truncada (IMT).

Saborío, Solano y Solera (2002) calculan el Índice de Inflación Subyacente (ISI), que excluye un 34,04% del peso total⁴ del Índice de Precios al Consumidor (IPC) siguiendo un criterio de exclusión por variabilidad relativa que se evaluó por medio del ajuste con la tendencia inflacionaria. Se adoptó en el 2002 sustituyendo al Índice de Núcleo Inflacionario (INI) que excluía el 48% de la canasta de consumo y que presentaba algunas limitaciones de carácter metodológico.

El IMT para Costa Rica se construyó a partir del trabajo de Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011), que consistió en el cálculo de medias truncadas centradas alrededor de un estimador del percentil poblacional de la media de los cambios en precios de los artículos del IPC. Los autores estiman que la media de los cambios de precio para los datos mensuales se ubica en el percentil 60, revelando que la distribución presenta una asimetría “crónica” hacia la derecha. Mediante pruebas de insesgamiento, capacidad de pronóstico y ajuste con la tendencia encuentran los truncamientos óptimos: 30% a la izquierda y 10% a la derecha de la distribución. Asimismo se demostró que esta medida presenta un mejor ajuste con la tendencia inflacionaria y menor variabilidad que el ISI.

Rodríguez (2011) realiza un análisis en el dominio de la frecuencia para 22 indicadores de precios en Costa Rica, incluyendo el ISI y dos versiones de medias truncadas, y encuentra conveniente actualizar la canasta de productos empleada para el cálculo del ISI, así como contrastar las propiedades del indicador resultante con las de medidas alternativas de inflación subyacente para Costa Rica.

3 El concepto fue introducido por Gordon (1975) quien inicialmente lo definió como el crecimiento en el nivel agregado de precios, excluyendo alimentos y energía.

4 Porcentaje actualizado según la revisión del 2006.

Además de actualizar la canasta del ISI, se calcula indicadores de inflación subyacente mediante dos enfoques: la metodología de exclusión, que es la más común entre los bancos centrales por su facilidad de interpretación y comunicación al público, y la metodología de reponderación, ya puesta en práctica por algunos bancos centrales como el Banco de Canadá, pero que aún no se ha aplicado para el caso de Costa Rica.

Se calculan 4 indicadores de exclusión, que se basan en la eliminación de categorías fijas y previamente definidas del IPC, y 11 nuevos indicadores de inflación subyacente que siguen la metodología de exclusión de productos volátiles calculadas a partir de la revisión y actualización de los datos de precios con información a diciembre del 2012. Además, se calculan nuevos indicadores basados en dos tipos de reponderación: por volatilidad y por persistencia⁵. Asimismo, se incluyen el ISI actual (revisión 2006) y el IMT, como referencias para la evaluación de los indicadores propuestos.

Se realizan pruebas de inestabilidad, de ajuste a tendencia de inflación, de predicción de la dirección de cambios con respecto a la inflación oficial, de capacidad predictiva, y pruebas para evaluar propiedades de largo plazo basadas en VAR estructurales (SVAR).

Este documento se estructura de la siguiente forma: en la sección 2 se presenta una descripción de los datos y metodologías, en la sección 3 se describen los indicadores calculados y se contrastan los enfoques empleados, en la sección 4 se presenta la evaluación de los indicadores y finalmente, en la sección 5 se presenta las conclusiones y las recomendaciones sobre la eventual aplicación de los indicadores.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

Para reducir la influencia de variaciones idiosincráticas de precios en la medida de inflación se suele aplicar métodos de exclusión, de reponderación o de influencia limitada. Este trabajo se concentra en los primeros dos, cuyas particularidades de cálculo y datos requeridos se explican en esta sección.

1. Datos

Todos los indicadores se construyen usando datos para el período julio 2006 – diciembre 2012, para los 292 artículos que componen la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC), con base julio 2006, calculado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC)⁶. La canasta del IPC se subdivide en 12 grupos, cuyo peso y número de artículos se presentan en el cuadro 1. La lista completa de artículos se ubica en el anexo.

5 Por lo general, la persistencia inflacionaria se define como la velocidad con la que la inflación regresa a su valor de equilibrio de largo plazo después de una perturbación. Algunos estudios que adoptan esta definición son Willis (2003); Batini y Nelson (2002); Andrews y Chen (1994); D'Amato, Garegnani, y Sotes (2008), y Chaverri y Torres (2010) para el caso de Costa Rica.

6 Para una exposición completa de la metodología de cálculo del IPC, véase INEC (2006), disponible en www.inec.go.cr.

CUADRO 1
COMPOSICIÓN DE LA CANASTA DEL IPC

Grupo	Peso	Artículos
Alimentos y bebidas no alcohólicas	18,61%	99
Bebidas alcohólicas y cigarrillos	0,69%	4
Comidas y bebidas fuera del hogar	8,61%	11
Prendas de vestir y calzado	5,86%	25
Alquiler y servicios de la vivienda	10,64%	11
Artículos para la vivienda y servicio doméstico	8,65%	36
Salud	4,81%	17
Transporte	18,19%	20
Comunicaciones	4,45%	4
Entretenimiento y cultura	7,25%	25
Educación	5,89%	15
Bienes y servicios diversos	6,35%	25
Total	100,00%	292

Fuente: INEC.

El nivel del IPC en el mes t , IPC_t , se define como

$$IPC_t = \frac{\sum_{i=1}^{292} I_t^i w_i}{w_G} \quad (1)$$

donde I_t^i es el nivel del índice para el artículo i en el mes t , w_i es su peso en la canasta y w_G es la suma de todos los pesos, que es igual a 1. El nivel para el índice general también se puede expresar como

$$IPC_t = \sum_{i=1}^{292} C_t^i \quad (2)$$

donde el costo C_t^i de cada artículo es el valor de su peso w_i actualizado usando las variaciones mes contra mes de I_t^i . En los cálculos se usaron las series para C_t^i o las variaciones mes contra mes de I_t^i , dependiendo de los requerimientos de cada método.

Se aplicó la prueba UDMax (*Double Maximum Test*) propuesta por Bai-Perron (2003), que considera una hipótesis nula de ausencia de quiebres estructurales contra la hipótesis alternativa que señala la existencia de un número desconocido de quiebres. A un nivel de significancia del 5%, los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de quiebres para 91 de las 292 series que se evaluaron. Dado este resultado, se efectuó una prueba secuencial, que evaluó la presencia de $l + 1$ contra l quiebres. Los resultados apuntan a la presencia de un solo quiebre estructural contra l la existencia de 2 quiebres estructurales⁷. Este resultado deberá tomarse en cuenta a la hora de realizar algunas de las estimaciones necesarias para calcular los indicadores.

7 Los datos de las pruebas no se presentan por razones de espacio, pero están disponibles mediante solicitud a los autores.

2. Medidas de exclusión

Este tipo de indicadores de inflación subyacente se calcula omitiendo los datos de un subconjunto de la canasta del IPC que incluye los artículos cuyos precios son volátiles:

$$I_t^{excl} = \frac{\sum_{i \notin B} I_t^i w_i}{\sum_{i \in B} w_i} \quad (3)$$

La composición de este subconjunto B no cambia de período a período. Se considera que los movimientos en los precios de estos artículos no reflejan movimientos asociados con presiones monetarias, sino que se asociarían mayoritariamente con la situación vigente de ese mercado particular (estacionalidad, choques asociados a factores climáticos).

La composición del conjunto excluido B se determina mediante dos métodos. El primero es excluir categorías enteras de productos, o bien productos específicos cuyos cambios de precio se consideran especialmente volátiles, usualmente alimentos y combustibles.

El segundo método implica excluir un conjunto de artículos de acuerdo con criterios estadísticos. Se ordena los artículos del IPC de forma descendente de acuerdo con la variancia histórica de sus variaciones de precio, y se calcula índices de precios que progresivamente excluyan un subconjunto mayor de artículos, empezando por el más volátil. El porcentaje de exclusión óptimo usualmente se elige con base en el ajuste del índice de precios resultante a una medida de tendencia de la inflación. Con este método se determinó la composición de la canasta de productos excluidos para calcular el Índice de Inflación Subyacente (ISI), que actualmente excluye un total de 55 artículos, correspondientes a 34,04% del peso de la canasta del IPC⁸.

Es oportuno recordar la diferencia entre indicadores de exclusión e indicadores de influencia limitada. Estos últimos buscan evitar que la medida de inflación se vea influida por distribuciones muestrales atípicas de variaciones de precios. Para ello, se elimina del cálculo las variaciones más altas y las más bajas ocurridas en los precios de los artículos de la canasta en ese período. A diferencia de un indicador de exclusión, el tamaño y la conformación del grupo de artículos no incluidos en el cálculo puede cambiar, de manera que artículos excluidos de la canasta de cálculo en un período podrían estar incluidos en otro. El Banco Central de Costa Rica (BCCR) publica un indicador de este tipo, la Inflación de Media Truncada (IMT) utilizando un truncamiento asimétrico centrado en el percentil de la media. Los detalles de su cálculo pueden verse en Esquivel, Rodríguez y Vázquez (2011).

El cuadro 2 lista los indicadores de exclusión que se calculan y evalúan en este trabajo. Los primeros cuatro son calculados por el BCCR para su uso interno, mediante el primero de los métodos de exclusión referidos. También se calculan varios indicadores calculados mediante la metodología de exclusión por volatilidad (al igual que el ISI), cada uno con un porcentaje de exclusión distinto, de entre los cuales se identificará los que tengan un mejor desempeño que el ISI. El ordenamiento por volatilidad se realizó a partir de la estimación de las variancias de las series de variaciones mensuales para cada artículo.

8 Los detalles de ese cálculo pueden consultarse en Saborío, Solano y Solera (2002).

CUADRO 2
INDICADORES DE EXCLUSIÓN SOMETIDOS A EVALUACIÓN

Indicador	Canasta utilizada para cálculo
IPCX	Canasta IPC menos combustible para vehículos, frutas, y hortalizas, leguminosasy tubérculos
IPCX1	Canasta IPCX menos carnes, pescado fresco y precios regulados
IPCX2	Canasta IPC menos alimentos, combustibles y regulados
IPCX3	Canasta IPC menos alimentos y combustibles para vehículo
ISI_j	Canasta IPC menos subconjunto de j artículos con los precios más volátiles

Fuente: elaboración propia.

Debe destacarse que la elección del porcentaje de exclusión óptimo para un nuevo indicador de inflación subyacente se realizará considerando los resultados de las pruebas de insesgamiento, de capacidad de pronóstico y de propiedades de largo plazo, lo que implica una mejora metodológica con respecto a la última actualización de la canasta del indicador.

3. Medidas de reponderación

En las medidas de exclusión, al asignarse un peso de cero a los artículos más volátiles, se está suponiendo que todos los movimientos en esos precios son ruido o bien choques aislados y pasajeros. Sin embargo, podría ser deseable no excluir totalmente la información de estos cambios, por cuanto algunos de ellos podría deberse a presiones inflacionarias.

A diferencia de las medidas de exclusión o las de influencia limitada, en los indicadores de reponderación se incluye información de la totalidad de los artículos de la canasta del IPC, aunque con una ponderación distinta a la original. Esta reponderación de los pesos originales se realiza con el objetivo de reducir la influencia de artículos cuyas variaciones de precios han mostrado ser volátiles o en general incompatibles con el concepto de inflación como variación sostenida de precios asociada con excesos monetarios. Un indicador de reponderación se calcula de la siguiente manera

$$I_t^{rep} = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i g_i}{\sum_{i=1}^N g_i} \quad \text{con } g_i = w_i r_i, \quad (4)$$

donde r_i es un indicador utilizado para la reponderación de los pesos originales w_i . En la práctica, este indicador se suele basar en estimaciones de volatilidad o de persistencia para la serie de variaciones de precio del artículo i .

Reponderación por volatilidad

La idea este método es que la ponderación de los artículos de la canasta vaya en relación inversa a la volatilidad de sus precios, reduciendo así el efecto sobre el índice agregado de artículos cuyos precios suelen ser más influidos por condiciones pasajeras. Diewert (1995) propone una medida “neo-Edgeworthiana” de inflación que se construye como un promedio ponderado de las variaciones de los artículos individuales, cuyos pesos vienen dados por el inverso de las variancias de las series de variaciones individuales

$$\pi_t = \frac{\sum_{i=1}^N \pi_t^i r_i}{\sum_{i=1}^N r_i} \quad \text{con } r_i = 1 / \hat{\sigma}_i^2, \quad (5)$$

Nótese que en este caso no se considera el peso de cada artículo dentro de una canasta de consumo, como la del IPC, sino que el recíproco de la variancia es la única ponderación. Si además de considerar la volatilidad en el precio del artículo se desea incorporar en el cálculo del indicador la importancia de cada artículo en el gasto (w_i), se requiere aplicar el método de *doble ponderación*. En este caso, el indicador se calcularía como

$$\pi_t = \frac{\sum_{i=1}^N \pi_t^i g_i}{\sum_{i=1}^N g_i} \quad \text{con } g_i = w_i r_i, r_i = 1 / v_i, \quad (6)$$

donde v_i es un indicador de volatilidad. Un ejemplo de este tipo de indicador es el *CPIW*, calculado por el Banco de Canadá, en el que v_i es la desviación estándar de la variación de precios relativos para el artículo i ⁹.

La reponderación por volatilidad implica un elemento de arbitrariedad en la elección del indicador y del período usado. En particular, un período fijo podría afectar la confiabilidad del indicador si la variabilidad de los artículos muestra cambios posteriores. Por eso, en este estudio se realiza la reponderación por volatilidad considerando la información actualizada al momento del cálculo. En dos de los indicadores, utilizamos como medida de volatilidad la desviación estándar de las variaciones de precio del artículo i con toda la información vigente a cada fecha t . En los restantes, utilizamos variancias calculadas mediante ventanas móviles de 24 o 36 meses. Los indicadores calculados se describen en el cuadro 3.

CUADRO 3
INDICADORES DE REPONDERACIÓN POR VOLATILIDAD SOMETIDOS A EVALUACIÓN

Indicador	Tipo de ponderación	Ponderador de volatilidad	Período de cálculo
R_1_inversa_volat	Solo por volatilidad	Inverso de la desviación estándar de serie de variación de precios	2006:07 - último mes disponible
R_2_inversa_volat	Por volatilidad y peso en consumo.		
R_1_var_movil24	Solo por volatilidad	Inverso de la variancia de serie de variación de precios	Ventana móvil con las últimas 24 observaciones
R_2_var_movil24	Por volatilidad y peso en consumo.		
R_1_var_movil36	Solo por volatilidad		Ventana móvil con las últimas 36 observaciones
R_2_var_movil36	Por volatilidad y peso en consumo.		

Fuente: elaboración propia.

9 Ver Hogan, Johnson y Lafèche (2001).

Reponderación basada en persistencia de las series

El enfoque basado en persistencia se encuentra intrínsecamente ligado al objetivo de construir una medida que permita aislar de forma efectiva el componente menos duradero de la inflación. En este sentido, Blinder (1997) define el componente duradero como el que es útil para pronosticar la inflación de corto y mediano plazo, o en su defecto, el horizonte que se considere relevante en términos de política monetaria. Este concepto pone de manifiesto uno de los grandes retos que enfrentan los bancos centrales a la hora distinguir el componente de la inflación que representa fluctuaciones transitorias y la parte que proporciona indicios adelantados de cambios mucho más permanentes en la tendencia, los cuales pueden afectar el objetivo primordial de estabilidad de precios.

Blinder (1997) aclara que es fundamental entender que el interés de los bancos centrales es aislar el componente duradero por su valor para pronosticar la inflación de corto y mediano plazo. Así, recomienda ajustar el peso de cada bien o servicio con base en su capacidad predictiva y detalla que se debería hacer una nueva ponderación de la canasta considerando la persistencia de cada producto y su covarianza con la inflación oficial de referencia.

Uno de los primeros intentos para operacionalizar este concepto fue propuesto por Cutler (2001) para Reino Unido. La autora propone una metodología de reasignación de pesos, para la canasta de consumo que conforma el RPIX¹⁰, utilizando la persistencia que los componentes mostraron en el pasado. Para esto, recurrió a un modelo autorregresivo de orden 1, para estimar la ponderación por medio de los coeficientes β_i :

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \Delta p_{i,t-12} \quad (7)$$

Si el coeficiente β_i es negativo, se le asigna un valor de cero, ya que un valor negativo se interpretaría como señal de una persistencia baja. Posteriormente, los demás coeficientes son reescalados para sumar uno. El modelo se estima de forma recursiva para actualizar los coeficientes anualmente. Se encuentra que este índice presenta buenas propiedades predictivas para horizontes de 6 y 12 meses, horizontes relevantes de política monetaria. Asimismo, el índice obtuvo mejores resultados que las medidas de exclusión por grupos.

Dando seguimiento a las ideas de Cutler y Blinder, Bilke y Stracca (2008) formulan una nueva propuesta planteando que los indicadores de persistencia son útiles en la medida en que se encuentren relacionados con las decisiones de política monetaria, y relacionan el concepto de persistencia con la velocidad a la que se converge al equilibrio luego de un choque. De esta forma, entre más tiempo se tarde en retornar al equilibrio, más persistente es el componente que se está evaluando.

Una observación que se considera relevante en el análisis efectuado por Bilke y Stracca (2008), relacionada con las sugerencias planteadas por Blinder, es que

“En un ambiente de estabilidad de precios donde el banco central reacciona agresivamente y de forma oportuna a las presiones inflacionarias, es altamente improbable encontrar un indicador de inflación subyacente que sistemáticamente esté correlacionado con la inflación futura”. (p. 5)

Bilke y Stracca (2008) desarrollaron tres medidas de persistencia para la zona del euro que fueron evaluadas, entre otras propiedades, por su capacidad de correlacionarse con las decisiones

10 Es una medida de inflación similar al RPI (Retail Prices Index) pero excluyendo pagos de intereses hipotecarios.

de política monetaria. Utilizando datos mensuales de enero de 1995 a enero del 2007 calcularon 3 indicadores: la suma de los coeficientes autorregresivos de un proceso de orden k , la frecuencia de reversión a la media, y un índice que asigna un mayor peso a los componentes que constituyen los mejores indicadores adelantados del comportamiento de la inflación¹¹. Sin embargo, los autores recalcan que dado que existen varios factores que influyen en el proceso de toma de decisiones, no se espera que estos indicadores sean estadísticos suficientes para explicar las medidas de política monetaria en la Eurozona.

Por ejemplo, dentro de los principales hallazgos se destaca la presencia de una correlación de 0,73 entre la serie de coeficientes AR y la tasa principal de refinanciamiento del Banco Central Europeo¹². Sin embargo, los autores aclaran que en términos de la interpretación:

“No estamos sugiriendo que el BCE ha reaccionado mecánicamente a este indicador específico de inflación subyacente; más bien, estamos sugiriendo que nuestro indicador de inflación subyacente, por sí mismo, está correlacionado con la perspectiva de mediano plazo de inflación sobre la cual reacciona el BCE”. (p.14)

Asimismo, se debe considerar otras limitaciones de esta metodología. Andrews y Chen (1994) argumentan que la suma de los coeficientes autorregresivos podría no ser capaz de distinguir entre dos series con patrones de impulso-respuesta diferentes: una con un incremento inicial fuerte y subsiguiente descenso rápido de la respuesta, y otra con incremento inicial moderado y descenso lento de la respuesta. Dias y Marques (2005) muestran que tampoco podría distinguir entre dos series donde una de ellas presenta un patrón cíclico.

Finalmente, otro resultado valioso de Bilke y Stracca (2008) que debe considerarse es la presencia de indicios que señalan cambios significativos a lo largo del tiempo en la persistencia de los componentes que conforman el HICP (*Harmonised Index of Consumer Prices*), el índice de referencia para el BCE en términos de su objetivo de inflación.

Para este propósito, se utilizaron las variaciones mensuales y anuales de los precios de los bienes y servicios que conforman la canasta IPC de julio del 2006 a diciembre del 2012. En algunas series, los indicadores finales tendrán menos observaciones, ya que será necesaria una muestra inicial para estimar las regresiones propuestas. Además, es importante señalar que a los datos no se les ha restado su media y se adecuará su especificación para considerar los quiebres estructurales detectados mediante la prueba de Bai-Perron (2003).

a. *Medida de reversión hacia la media*

Este índice calcula la persistencia a partir del número de veces que una serie cruza su media. Entre más veces cruza su media una serie de variación de precios de un artículo, más débil es la evidencia de persistencia para ese artículo. Cada serie de variaciones de precios se pondera por el inverso de este número ($1/m_t$), reescalando los pesos para que sumen uno. Además, se maneja una doble ponderación, manteniendo los pesos originales de la canasta. El indicador se calcula para el período julio-2006 a diciembre 2012.

Es importante señalar que este indicador se construye sólo con las variaciones mensuales de 288 de los 292 artículos de la canasta del IPC, ya que 4 componentes¹³ (3 de ellos servicios

11 Este indicador fue construido basándose en la segunda sugerencia dada por Blinder (1997).

12 Los autores llegan a un resultado similar en el caso del indicador creado por medio de la reversión de la media.

13 Servicio de telefonía fija, teléfono celular, revisión técnica y licencia de conducir.

regulados) fueron excluidos ya que el número de veces que cruzaron la media fue igual a cero, y el ponderador estaría indefinido en estos cuatro casos. Nos referiremos a este indicador como R_2_cruce_medias.

El índice se construye siguiendo la metodología del cálculo del IPC por medio de las series C_p^i , donde los componentes se reponderan mediante $r_i = 1/m_i$. De esta forma,

$$I_t^{cruce} = \sum_{n=1}^{292} C_n^{i*}$$

donde el costo C_t^i de cada artículo es actualizado usando las variaciones mes contra mes del nivel del índice para el artículo i en el mes t , reponderando mediante r_i .

b. Suma de coeficientes Autorregresivos (AR)

Para el caso de la suma de coeficientes AR se estiman 3 variantes de la ponderación: mediante el uso de estimaciones de coeficientes de un proceso autorregresivo de orden 1, mediante la suma de los coeficientes autorregresivos de procesos de orden k , y mediante la suma de coeficientes autorregresivos con doble ponderación. Para el cálculo de las regresiones necesarias para obtener los coeficientes, la muestra inicial se fijó en 20 observaciones, por lo cual, los indicadores son estimados de marzo del 2008 a diciembre del 2012. Se excluyen del cálculo 6 series de precios de artículos¹⁴ ya que prácticamente no presentan cambios en las variaciones mensuales de sus precios.

En particular, la metodología del coeficiente autorregresivo de orden 1 sigue el mismo procedimiento propuesto por Cutler (2001), estimando la siguiente ecuación de forma recursiva con la serie de variaciones de precio de cada artículo de la canasta:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \Delta p_{i,t-1} + \delta_i d_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

En (9) se ha introducido una variable de grada $d_{i,t}$ que es igual a 1 a partir de la fecha en la que se identificó cambio estructural en la serie de variaciones de precio mediante la prueba Bai-Perron, con el fin de aislar de la estimación de β_i el efecto del cambio estructural. En adelante al indicador calculado reponderando a partir de las estimaciones de β_i se le llama R_1_AR1.

Si el coeficiente β_i es negativo, se asigna un valor de cero puesto que, como se señaló anteriormente, un coeficiente menor a cero es indicativo de una persistencia baja. Posteriormente, los demás coeficientes son reescalados para sumar 1. En este caso, se genera un conjunto de ponderadores r_i a partir de los cuales se calcula un nuevo indicador

$$I_t^{AR1} = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i r_i}{\sum_{i=1}^N r_i}$$

donde I_t^i representa el índice para el artículo i en el mes t .

14 Servicio de teléfono fijo, teléfono celular, revisión técnica, licencia de conducir, periódicos y honorarios de abogados.

Para la segunda variante de esta metodología, se sigue la propuesta de Bilke y Stracca (2008). La especificación se calcula de forma recursiva de la siguiente forma:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \beta_{i,k} \Delta p_{i,t-k} + \delta_i d_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

donde se define como el que haga mínimo el criterio de Schwarz, y se incluye la variable dicotómica $d_{i,t}$ para aislar el efecto del cambio estructural en las series que así lo requieran. Luego, se procede a sumar los coeficientes. Si la suma es negativa se asigna un valor igual a cero, caso contrario, se mantiene su valor y se reescalan los coeficientes r_i para que sumen 1. Este indicador (R_1_AR) se calcula con el mismo procedimiento que R_1_AR1:

$$I_t^{AR-n} = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i r_i}{\sum_{i=1}^N r_i} \quad (12)$$

donde I_t^i representa el índice para el artículo i en el mes t .

Finalmente, la tercera variante implica doble ponderación, de modo que utilizando los mismos pesos estimados para R_1_AR, se construye un nuevo índice de la siguiente forma:

$$I_t^{rep} = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i g_i}{\sum_{i=1}^N g_i} \quad \text{con } g_i = w_i r_i \quad (13)$$

Donde w_i son los pesos originales del IPC. Identificaremos a esta medida como R_2_AR, donde el "2" hace referencia a la doble ponderación.

c. *Correlación de variaciones de precios por artículo con variaciones futuras del IPC*

Para esta medida se estima de forma recursiva la correlación de la serie de variaciones interanuales de cada ítem del IPC con las variaciones anuales del IPC un año después:

$$\Delta I_t^{IPC} = \beta_i \Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \quad (14)$$

Si la correlación es negativa, se asigna un valor igual a cero y los demás coeficientes son reescalados para que sumen uno. Así, entre mayor sea la correlación con la inflación de un año después, mayor peso se asigna al producto, ya que este constituye un mejor indicador adelantado de la inflación futura. Finalmente, el índice se construye como:

$$I_t^{\text{var_fut}} = \frac{\sum_{i=1}^N I_t^i r_i}{\sum_{i=1}^N r_i} \quad (15)$$

donde r_i es el peso reescalado según los datos arrojados por la correlación. A este indicador nos referiremos con RI_var_futura .

d. *Reponderación basada en el espectro de las series*

Otra medida de persistencia ampliamente utilizada es el espectro de la serie de inflación evaluado en la frecuencia cero¹⁵. El espectro de una serie estacionaria en covarianza π_t puede expresarse en términos de sus autocovariancias γ_j como

$$S_\pi(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j \cos(\omega j) \right] \quad (16)$$

por lo que el escalar $S_\pi(0)$ puede interpretarse como una medida de la autocovariancia de baja frecuencia de la serie¹⁶.

El espectro es una función continua, periódica, de valor real y no negativa de la frecuencia angular ω y está centrada alrededor de 0. Por ello, el intervalo de valores de $[0, \pi]$ permite conocer el valor de $S_\pi(\omega)$ para cualquier ω , por lo que la frecuencia angular suele representarse como una fracción del numeral π . Para una función periódica como $\cos(\omega j)$, cada componente de frecuencia $\omega = 2\pi f$ indica la rapidez del ciclo de la variable. La frecuencia $f = \omega/2\pi$ indica el número de ciclos completados en 2π períodos, mientras que el período $p = 1/f = 2\pi/\omega$ indica el largo del ciclo. Por ejemplo, $\omega = 0,5\pi$ implica un período de $p = 2\pi/0,5\pi = 4$ unidades de tiempo por ciclo. Nótese que valores bajos de ω se asocian con ciclos más largos, mientras que valores altos sugieren ciclos de menor duración. Dado que las frecuencias se representan como fracciones de π , en lo que resta de la sección ω se representará solamente con valores entre 0 y 1.

Una propiedad particularmente importante es que el área bajo el espectro entre $-\pi$ y π es igual a la variancia de la serie. En el contexto univariado usual, el análisis espectral permite entonces aproximar el monto de la variancia que está determinado por cada componente periódico, lo que indica la importancia relativa en la variancia de componentes transitorios frente a componentes más permanentes. Si las frecuencias bajas (ciclos más largos) agrupan la mayor parte de la variancia, eso indica una mayor influencia de las variaciones de más largo plazo. De manera análoga, una mayor contribución relativa de las frecuencias más altas sugiere una mayor influencia de ciclos cortos en la variabilidad de la serie.

Andrews y Chen (1994) indican que para el modelo AR(p) dado por

$$\pi_t = \mu + \beta_1 \pi_{t-1} + \dots + \beta_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{con } \varepsilon \sim iid(0, \sigma^2) \quad (17)$$

el valor $S_\pi(0)$ es una transformación monótonica de la suma de los coeficientes autorregresivos $\rho = \sum_{i=1}^p \beta_i$, donde $S_\pi(0) = \sigma^2 / (1 - \rho)^2$, por lo que la persistencia medida de esta forma esencialmente depende del valor de ρ . Sin embargo, como mencionan Dias y Marques (2005), el uso de este indicador no sería adecuado para medir cambios en persistencia a lo largo de un período, por cuanto éstos podrían originarse tanto en ρ como en σ^2 . Esto haría problemático utilizar este estimador de

15 Ver, entre otros, Cogley y Sargent (2001) y Cogley y Sargent (2005) para el caso de los EE.UU.; Capistrán y Ramos-Francia (2009) para un conjunto de países latinoamericanos; D'Amato, Garegnani y Sotes (2008) para Argentina; y Rodríguez (2011) para el caso de Costa Rica.

16 Para una exposición exhaustiva de la definición y métodos de estimación del espectro de una serie véase Hamilton (1994), capítulo 6, y Granger y Hatanaka (1971).

persistencia para reponderar un índice de precios en diferentes momentos. Adicionalmente, $S_{\pi}(0)$ no tiene un rango de variación claramente definido, como es el caso con .

Se considera que utilizar $S_{\pi}(0)$ como el indicador de persistencia a partir del cual reponderar los artículos de la canasta IPC tiene una limitación adicional importante: no se sensibiliza la ponderación a casos en los que la mayoría de la variancia de la serie se ubica en torno a frecuencias distintas a cero. Utilizar como indicador de persistencia el valor del espectro en la frecuencia cero en vez de calcularlo como relativo al valor máximo podría introducir distorsiones en la importancia relativa asignada a los artículos, especialmente en casos donde las variaciones de corto plazo explican la mayoría de la variancia en los precios. Por ejemplo, dos series con el mismo valor para $S_{\pi}(0)$ recibirían la misma ponderación aun si para una de ellas el valor máximo del espectro ocurre en una frecuencia $\omega^{\max} > 0$, correspondiente a ciclos de menor duración. Además, se considera que en la ponderación debería incorporarse información sobre el valor de la frecuencia ω^{\max} . Si el interés es reponderar de acuerdo con la importancia que tienen los ciclos de más largo plazo en la variabilidad de la serie, un artículo cuyo espectro tiene un máximo en $\omega=0,25$ (correspondiente a ciclos de 8 unidades de tiempo) debería recibir una ponderación menor a uno cuyo espectro tiene un máximo en $\omega=0,5$ (correspondiente a ciclos de 4 unidades de tiempo). Se propone reponderar los pesos mediante un factor que considere más información del espectro que solamente su valor en la frecuencia cero. La medida de inflación en este caso vendría dada por:

$$\pi_i = \frac{\sum_{i=1}^N \pi_i^i g_i}{\sum_{i=1}^N g_i} \quad \text{con } g_i = w_i r_i \quad (18)$$

donde el factor de reponderación es

$$r_i = \frac{S_{\pi}^i(0)}{S_{\pi}^i(\omega_i^{\max})} (1 - \omega_i^{\max}) \quad (19)$$

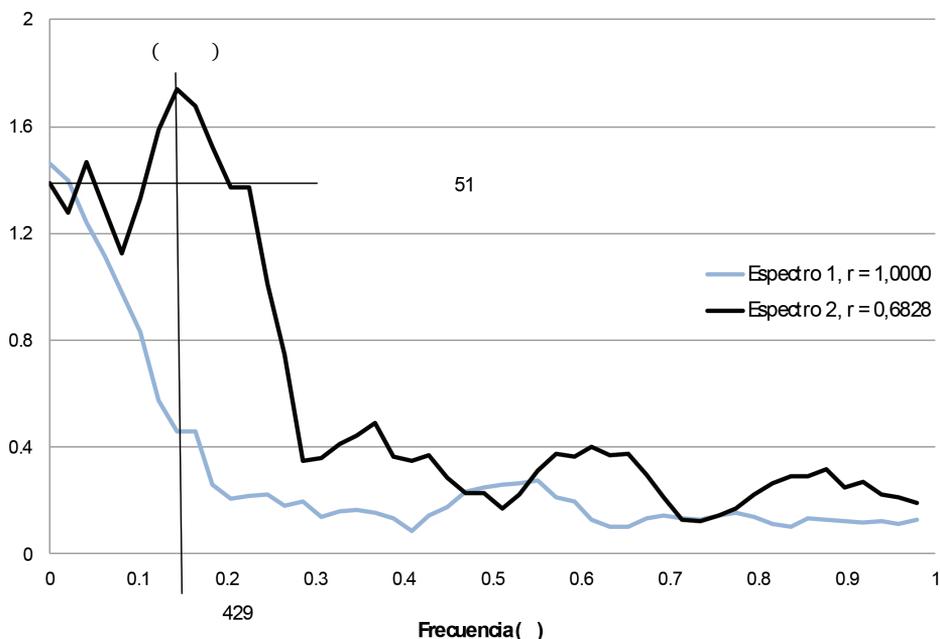
En (19), la razón $\frac{S_{\pi}^i(0)}{S_{\pi}^i(\omega_i^{\max})}$ es un indicador de la importancia relativa de los ciclos asociados con la frecuencia donde ocurre el máximo en comparación con la frecuencia tradicionalmente utilizada como indicador del largo plazo. El factor $(1 - \omega_i^{\max})$ ajusta el valor de la razón anterior de acuerdo con la posición del máximo en el intervalo de frecuencias angulares $[0,1]$, de modo que el valor de r se reduce conforme el máximo ocurre a frecuencias más altas. Nótese además que el esquema de reponderación propuesto no depende del valor de la variancia σ^2 , sino que se basa en un número relativo entre 0 y 1, por lo que cambios en σ^2 que no se acompañen de un cambio en la forma del espectro no afectarían la reponderación.

Si el máximo del espectro ocurre en la frecuencia cero, esto corresponde al caso en el que la mayor parte de la variabilidad de los precios del artículo se asocia con ciclos de largo plazo, por lo que el ponderador tendrá el valor máximo posible de $r = 1$ y el artículo conservará su peso w_i intacto. En otro caso, el valor del ponderador va a disminuir dependiendo de cuán alta sea la frecuencia en la que se ubica el máximo del espectro y de cuán distinto sea su valor en comparación con el de la frecuencia cero. Por ejemplo, si dos series tienen un máximo en la misma frecuencia $\omega^* \neq 0$, la serie que recibiría una ponderación menor sería la del espectro con mayor distancia

entre su máximo y su valor en la frecuencia cero, por cuanto en ese caso la frecuencia ω^* tendría una importancia relativa mayor¹⁷.

El gráfico 1 ilustra los resultados de reponderar usando el método propuesto en (18)-(19) y usando el indicador $S_{\pi}^i(0)$. El espectro de la serie 1 tiene un máximo en la frecuencia $\omega=0$, mientras que el de la serie 2 lo tiene en $\omega=0,1429$. Si se utilizara $S_{\pi}^i(0)$ para realizar la reponderación, los pesos finales (reescalados) de los artículos serían bastante similares, puesto que sus valores en la frecuencia cero son muy cercanos, mientras que el esquema propuesto asigna menos peso a la serie 2, cuyo máximo se ubica en una frecuencia más alta, correspondiente a ciclos más cortos.

GRÁFICO 1
REPONDERACIÓN CON MÉTODOS BASADOS EN ESPECTRO DE LAS SERIES



	Peso final					
	$S_{\pi}^i(0)^*$	$S_{\pi}^i(0)^{max,*}$	ω_i^{max}	r_i	Indicador frecuencia a cero	Método propuesto
Espectro 1	1,4631	1,4631	0,0000	1,0000	0,30%	0,45%
Espectro 2	1,3851	1,7387	0,1429	0,6828	0,28%	0,27%

Fuente: elaboración propia.

Para realizar la reponderación mediante este método se utilizó las series de variaciones mensuales de precio de los 292 artículos de la canasta IPC para el período julio 2006 – diciembre 2012. El espectro de cada una de las series se estimó utilizando una ventana plana (*flat window*), una ventana tipo *tent* y una cuadrática, a fin de considerar posibles variaciones en la forma del espectro estimado¹⁸. Con los datos de los espectros estimados con cada tipo de ventana se calculó una serie

17 Solo si ω^{max} se tendría que $r = 0$. Esto corresponde al mínimo posible de unidades de tiempo por ciclo: $p = 2$ (frecuencia de Nyquist).

18 Para una discusión de los métodos de estimación del espectro véase Hamilton (1994), capítulo 6, y Granger y Hatanaka (1971).

de inflación subyacente mediante el esquema propuesto en (18)-(19). Además, para incorporar la información de todos los espectros estimados, con el promedio simple de los r_i resultantes de cada estimación se calculó una serie adicional de inflación subyacente, a la que en adelante se identifica como *combinada*. Estos indicadores de inflación subyacente se denominan R_2_espect_flat, R_2_espect_tent, R_2_espect_quad y R_2_espect_comb, respectivamente.

El cuadro 4 resume los indicadores de inflación subyacente calculados mediante reponderación.

CUADRO 4
INDICADORES DE REPONDERACIÓN POR PERSISTENCIA SOMETIDOS A EVALUACIÓN

	Tipo de ponderación	Ponderador de persistencia	Período de cálculo
R1_var_futura		Correlación con variación futura de la inflación	2006:07 - 2012:12
R_1_AR1	Por persistencia	Coeficiente autorregresivo de un AR(1)	2008:03 - 2012:12
R_1_AR			
R_2_AR		Suma de coeficientes autorregresivos	
R_2_cruce_medias		Inverso del número de veces que serie cruza su media	
R_2_espect_flat	Por persistencia y peso en consumo	Basado en espectro $r_i = \frac{S_\pi^i(0)}{S_\pi^i(\omega_i^{\max})} (1 - \omega_i^{\max})$	2006:07 - 2012:12
R_2_espect_tent			
R_2_espect_quad			
R_2_espect_comb		Promedio de ponderadores basados en espectro	

Fuente: elaboración propia.

III. DESCRIPCIÓN DE LOS INDICADORES CALCULADOS

Este apartado describe la evolución de los indicadores estimados y se les compara con los índices utilizados actualmente para medir inflación en el Banco Central de Costa Rica (ISI, IMT e IPC). Los indicadores propuestos se presentan en secciones separadas de acuerdo con su enfoque metodológico (exclusión y reponderación), mientras que en el apartado final se realiza una comparación de la reponderación de los pesos según volatilidad y persistencia.

1. Medidas de exclusión

Se construyeron 291 series de inflación subyacente con el método de exclusión por volatilidad de productos y se seleccionaron 11 series bajo el criterio del menor error cuadrático medio con respecto a la tendencia del IPC para el período julio 2006 a diciembre del 2011. Estas series excluyen un rango de 41 a 51 bienes y servicios, los cuales mostraron la mayor variabilidad en los precios históricos. Asimismo, se incluyó dentro de esta categoría 4 medidas de exclusión por grupos y la IMT como medida de referencia.

Evolución de los indicadores de exclusión por producto (ISI_j)

En este apartado se presentan las series ISI_j propuestas y su comparación con el ISI vigente. La selección de las 11 series se basa en el ordenamiento de su ajuste con respecto a una medida de tendencia calculada con datos mensuales de julio del 2006 a diciembre del 2011. Para este propósito, se utiliza una media móvil de 24 meses para aproximar la tendencia de la inflación, seleccionándose las 10 series ubicadas alrededor de la serie que presenta el mejor ajuste (ISI₄₆). Para su identificación, se han nombrado las 11 series propuestas con números del 41 al 51, donde este número hace referencia a la cantidad de bienes y servicios que fueron excluidos para su cálculo.

Con el fin de ilustrar cambios en la lista de los productos más volátiles de la canasta del IPC, se realizó ordenamientos de las variaciones de precio de los artículos de la canasta en orden descendente de acuerdo con su volatilidad y se determinó los 55 artículos más volátiles de la canasta IPC en cada caso¹⁹. De seguido, se identificó los productos comunes a ambos ordenamientos y los productos específicos de cada uno. El resultado de esta identificación se presenta en el cuadro 5. La primera columna presenta los productos que están incluidos en ambos ordenamientos (con datos a 2006 y a 2011); la segunda, los que únicamente forman parte del ordenamiento original y la tercera los que entran como parte del nuevo ordenamiento. Agrupando los elementos de la primera y de la segunda columna se tiene la lista de los 55 bienes y servicios que son eliminados actualmente para el cálculo del ISI.

Hay 33 productos que forman parte de ambos ordenamientos, y que se pueden considerar como los que presentan mayor variabilidad. De estos 33 productos, la mayoría forman parte del grupo de Alimentos (23). Los restantes pertenecen a Educación (4), Combustibles (3), Servicios a la vivienda (2) y Servicios de transporte (1). Además, 6 de estos bienes y servicios son regulados. En relación con el ordenamiento actualizado, los productos agrícolas presentan las volatilidades más altas, incluyendo productos de este tipo que no figuraban en el ordenamiento con datos a 2006, como sandía, uva o manzana²⁰. Dentro de los bienes regulados, el arroz entra a formar parte de la nueva lista.

19 El cálculo de la volatilidad se realiza obteniendo el error cuadrático medio de cada serie en comparación con la medida de tendencia de inflación, que corresponde a un promedio móvil centrado de 24 meses, por lo que el último dato disponible es a diciembre de 2011. Se utiliza datos de enero 1996 a diciembre de 2011. La lista consta de 55 productos por cuanto ese es el número de artículos excluidos para el cálculo del ISI vigente.

20 Los bienes de origen agrícola se ven directamente afectados por factores climáticos y de estacionalidad, por lo que es usual que exhiban mayor volatilidad en sus precios.

CUADRO 5
PRODUCTOS CON MAYOR VOLATILIDAD HISTÓRICA

Productos en ambos ordenamientos	Productos en ordenamiento con datos a jul-2006	Productos en ordenamiento con datos a dic-2011
Tomate	Tortillas de maíz	Sandía
Vainica	Chuleta de cerdo	Boleto aéreo
Cebolla	Jugos de fruta	Uva
Chile dulce	Bebidas gaseosas	Aguacate
Pepino	Guaro	Unidad de respaldo magnético
Papa	Cigarrillos	Honorarios a abogado
Qulantro	Limpieza de vías	Juguete para niño
Limón ácido	Recolección de basura	Harina de trigo
Repollo	Servicio doméstico	Hospedaje
Papaya	Exámenes de laboratorio	Cámara fotográfica
Chayote	Llantas para automóvil	Paquetes turísticos
Huevos	Cambio de aceite	Pastas
Zanahoria	Afinamiento de motor	Manzana
Ajo	Ajuste de frenos	Papas tostadas
Yuca	Revisión técnica de automóviles	Manteca
Lechuga	Pasaje en autobús urbano	Arroz
Gas licuado	Servicio de teléfono celular	Costilla de cerdo
Gasolina	Servicio de teléfono fijo	Alas de pollo
Elote	Servicio de Internet	Aceite
Diésel	Educación superior	Revistas
Piña	Quaderno	Impresora
Texto universitario	Sombrilla	Curso de computación
Naranja		
Transporte en taxi		
Plátano		
Servicio de agua		
Frijoles		
Harina de maíz		
Educación preescolar		
Educación secundaria		
Educación primaria		
Posta de cerdo		
Servicio de electricidad		

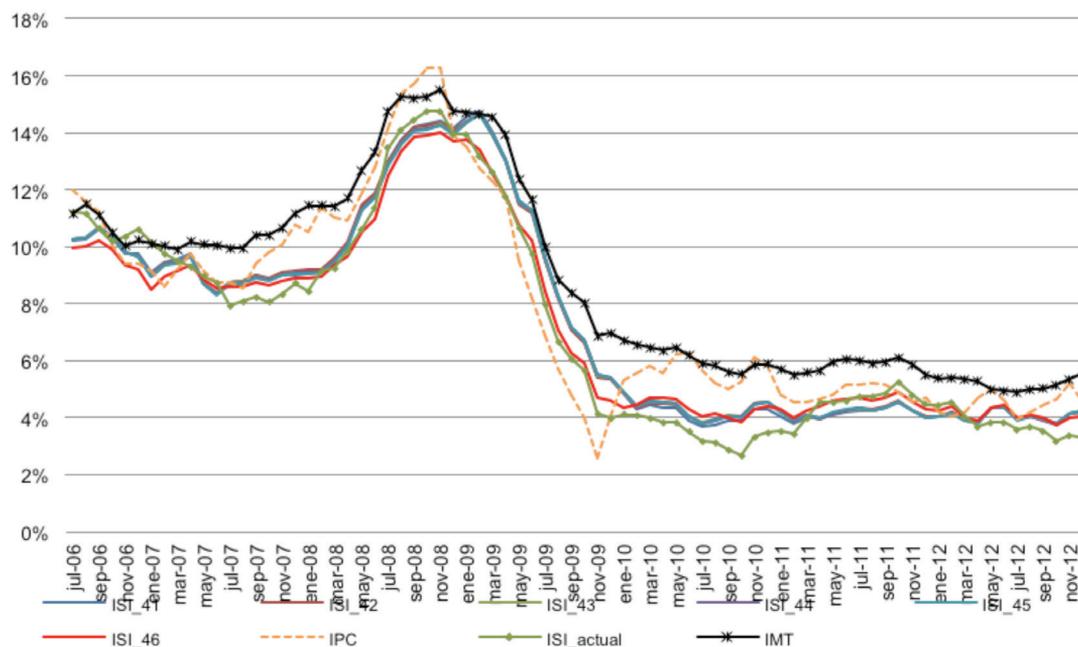
Fuente: elaboración propia.

Los gráficos 2 y 3 presentan las variaciones interanuales de las once series ISI_j cuyas propiedades se someterán a revisión. Además, se agregó el IPC, el ISI y el IMT que son las medidas utilizadas actualmente, y que servirán como marco de referencia.

Las 11 series ISI propuestas tienen una evolución muy similar y son menos volátiles que el IPC. Esto es un resultado esperado, ya que se están eliminando los componentes con mayor variabilidad relativa. Además, se puede apreciar que todas las series ISI_j se encuentran por debajo del IMT para el período considerado. De la misma forma, se observa que en varios tramos el ISI se encuentra por debajo de todas las series nuevas, principalmente a partir de abril del 2009, lo que podría ser indicio de sesgo en la estimación.

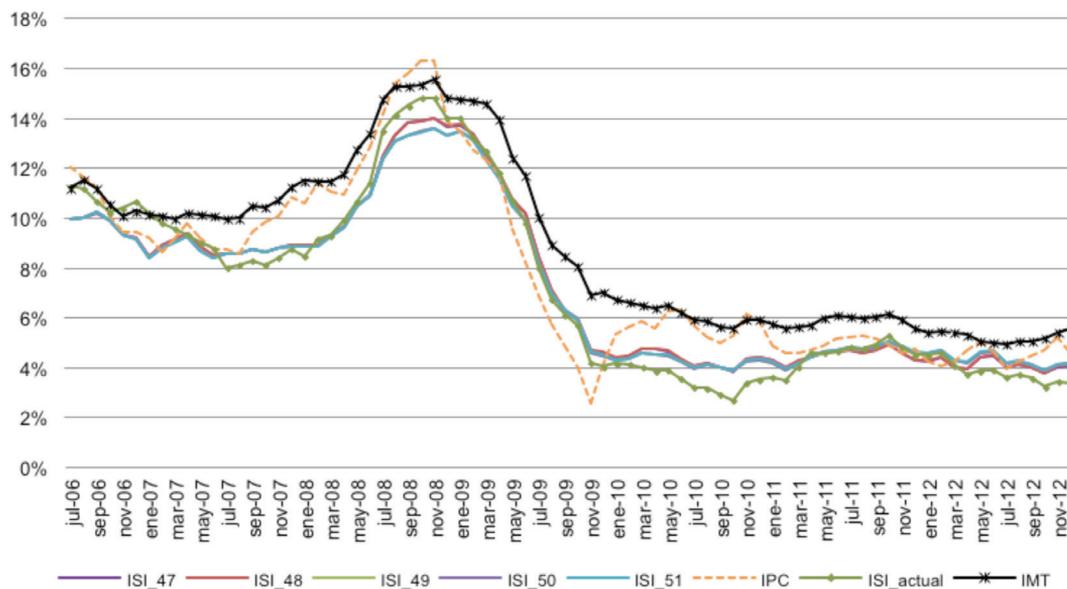
Dentro de las series propuestas, la ISI_46 parece alejarse más de las otras ISI_j en varios períodos. Esto se debe a que la ISI 46 excluye los 45 componentes que excluye el ISI_45 más el servicio de electricidad que es un servicio regulado. Este representa un 3,37% de la canasta del IPC y es uno de los componentes con mayor peso.

GRÁFICO 2
INDICADORES ISI_J DE EXCLUSIÓN POR PRODUCTO, INFLACIÓN SEGÚN IPC,
INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 3
INDICADORES ISI_J DE EXCLUSIÓN POR PRODUCTO, INFLACIÓN SEGÚN IPC,
INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



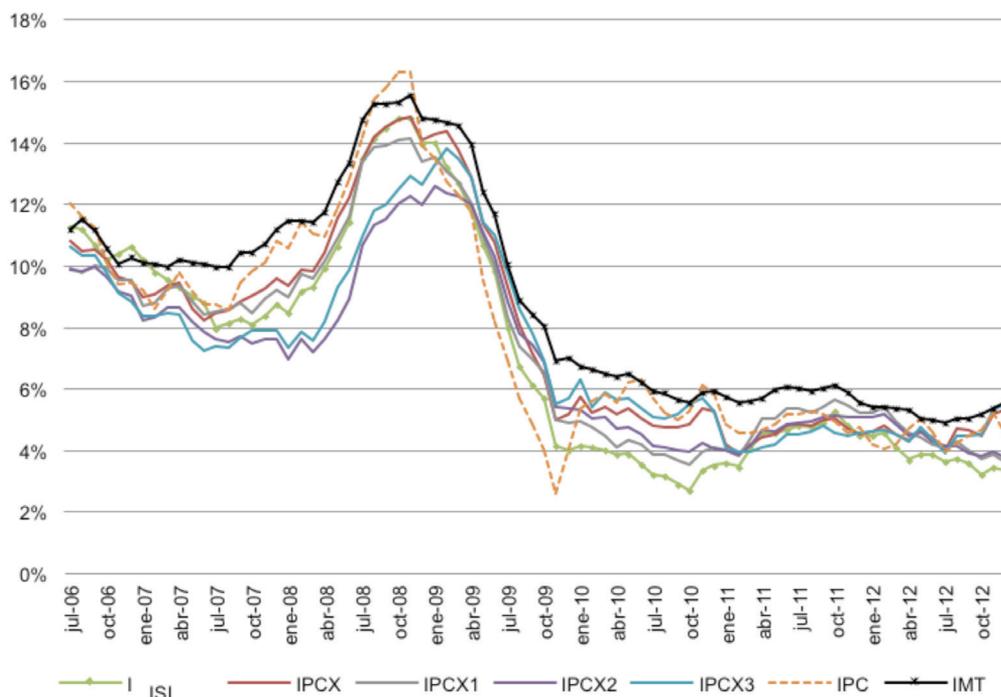
Fuente: elaboración propia.

Evolución de las series de exclusión por categorías de artículos

El gráfico 4 muestra las variaciones interanuales de las series estimadas por medio de la exclusión por categorías. Las series se encuentran más alejadas entre sí que en el caso de las series ISI_j, pero en general tienen una misma tendencia. Además, se puede observar que estas medidas se han ubicado entre los resultados del IMT y el ISI, especialmente de abril del 2009 hacia adelante.

En general, la tendencia no parece alejarse del IPC. No obstante, para los últimos 6 meses del 2012, el IPCX y el IPCX3 han mostrado una tendencia creciente similar a la de la IMT. Por el contrario, el IPCX1 y el IPCX2 señalan una tendencia decreciente semejante a la del ISI.

GRÁFICO 4
 SERIES DE EXCLUSIÓN POR GRUPOS, INFLACIÓN SEGÚN IPC, INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia.

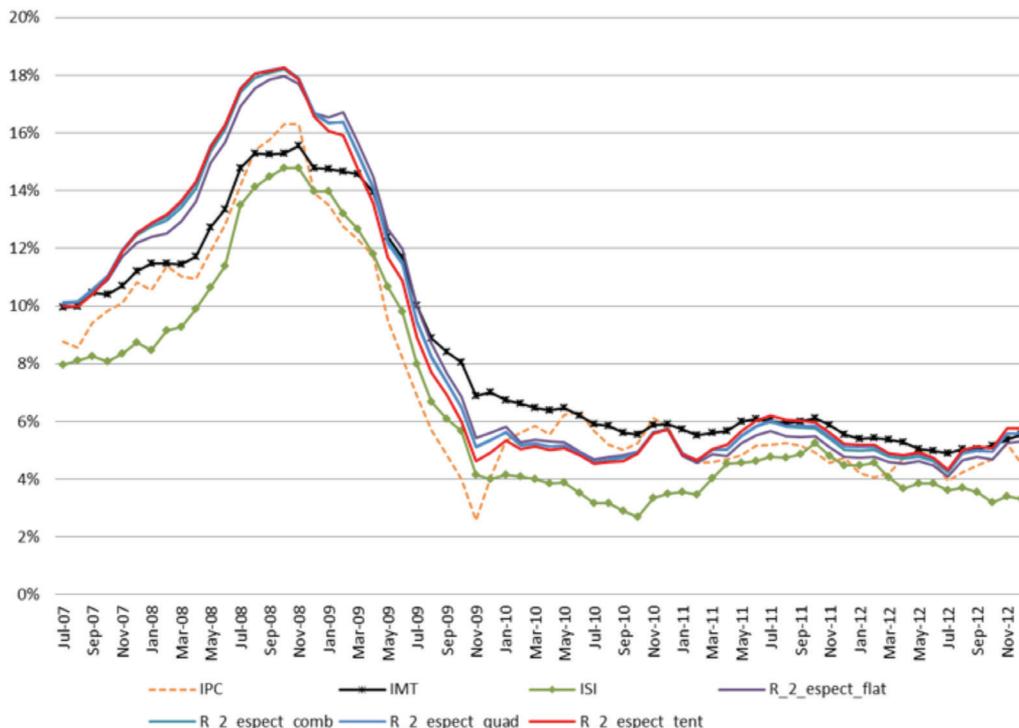
2. Medidas de reponderación

En este apartado se presenta una descripción de la evolución de las 15 medidas de reponderación calculadas, separando las series en cuatro grupos: medidas reponderadas usando estimaciones del espectro (4), usando estimaciones de volatilidad (6), usando coeficientes auto-regresivos (3) y otras medidas (2).

Evolución de las medidas basadas en estimación del espectro

En general, las series construidas mediante reponderación basada en estimaciones del espectro de las series de variaciones en precio muestran un comportamiento más suave con respecto a lo observado en el IPC. En el gráfico 5 se pueden distinguir tres períodos en la evolución de los indicadores. Durante el periodo julio del 2007 a julio del 2009 las cuatro series se ubican por encima de los índices vigentes de inflación, alcanzando un máximo en octubre del 2008 (por encima del 18%). A partir de julio del 2009 y hasta julio del 2011, las series se ubican por encima del ISI pero por debajo del IMT. Finalmente, de julio del 2011 hasta diciembre del 2009, las estimaciones se han aproximado mucho más al comportamiento del IMT, alejándose del comportamiento del ISI.

GRÁFICO 5
 SERIES REPONDERADAS POR ESPECTRO, INFLACIÓN SEGÚN IPC,
 INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



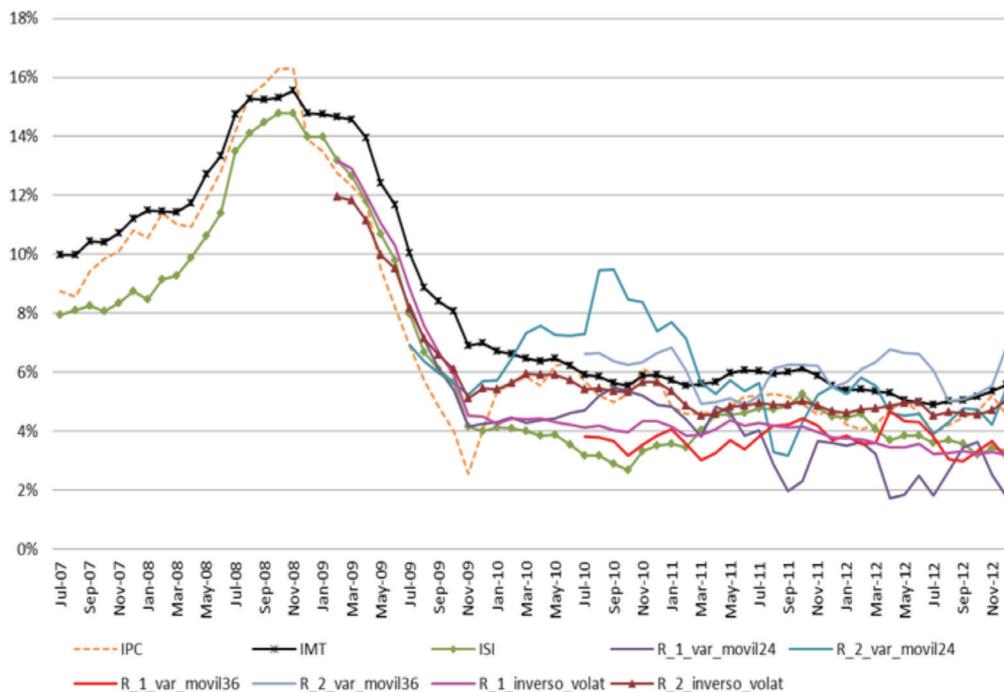
Fuente: elaboración propia.

Evolución de las medidas de reponderación por volatilidad

Las series calculadas a partir de estimaciones de variancias móviles son más cortas, como resultado de la propia metodología y de la revisión y modificación del cálculo del IPC en julio del 2006. Esto se puede apreciar en el gráfico 6, donde los primeros datos para estos indicadores empiezan en febrero del 2009.

En particular, las series calculadas mediante el criterio de reponderación según el inverso de la desviación estándar presentan un comportamiento relativamente estable. Caso contrario, las series obtenidas a partir de la metodología del inverso de la variancia móvil muestran un comportamiento más errático que el resto, especialmente para el caso asociado con la variancia móvil a 24 meses; por lo cual, podrían ser necesarias ventanas móviles más grandes para obtener series más estable.

GRÁFICO 6
 SERIES REPONDERADAS POR VOLATILIDAD, INFLACIÓN SEGÚN IPC,
 INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



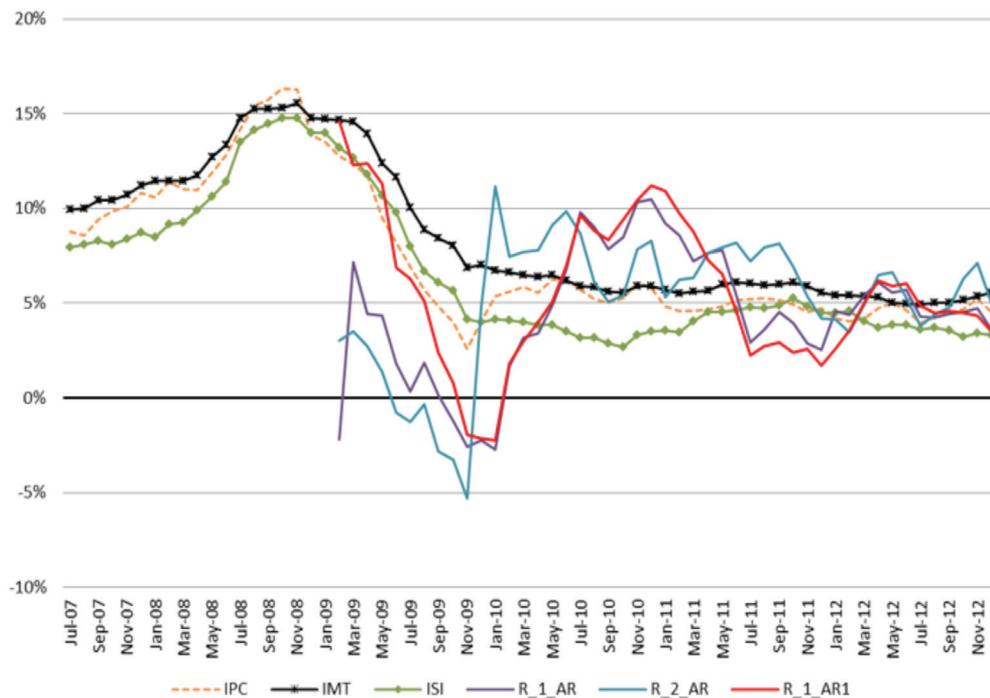
Fuente: elaboración propia.

Evolución de las medidas reponderadas mediante coeficientes autorregresivos

El gráfico 7 presenta las estimaciones bajo el método de coeficientes autorregresivos. En particular, estas series presentan mayores discrepancias con respecto a los indicadores que se utilizan actualmente. En especial, llama la atención el período de deflación sugerido por estos indicadores de junio del 2009 a febrero del 2010, aun cuando sea congruente con un menor crecimiento de los precios según los indicadores vigentes. Esta conducta podría señalar limitantes en la aplicabilidad de esta metodología para el caso de Costa Rica.

Asimismo, es importante notar que la tendencia que siguen las series con respecto a la inflación IPC no es tan fácilmente distinguible como en casos anteriores, y en algunos periodos hay notables divergencias entre ellas y mayor volatilidad con respecto a la inflación IPC.

GRÁFICO 7
 SERIES REPONDERADAS POR COEFICIENTES AUTORREGRESIVOS, INFLACIÓN SEGÚN IPC,
 INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales

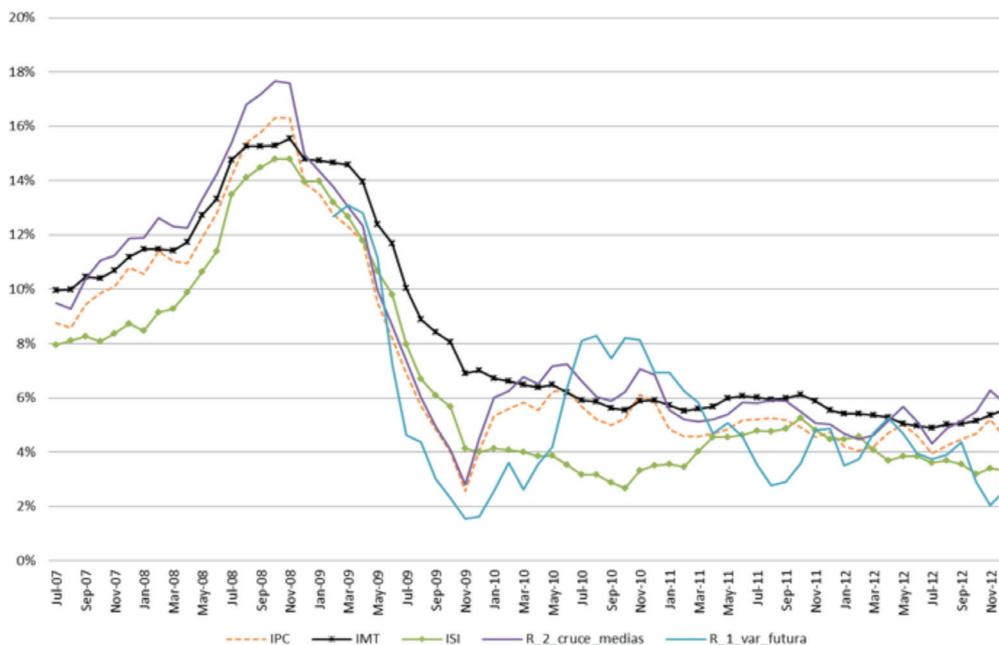


Fuente: elaboración propia.

Evolución de otras medidas de reponderación: cruce de medias y correlación con inflación futura

En el gráfico 8, el cruce de medias exhibe un comportamiento similar a la inflación IPC, alejándose de la trayectoria del ISI. Por otra parte, la serie asociada a la correlación futura presenta cambios más pronunciados que el IPC y no parece seguir el comportamiento de ninguno de los otros indicadores, especialmente de julio del 2010 en adelante.

GRÁFICO 8
 SERIES DE REPONDERACIÓN POR CRUCE DE MEDIAS Y CORRELACIÓN CON INFLACIÓN FUTURA,
 INFLACIÓN SEGÚN IPC, INFLACIÓN SEGÚN ISI E INFLACIÓN SEGÚN IMT
Variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia.

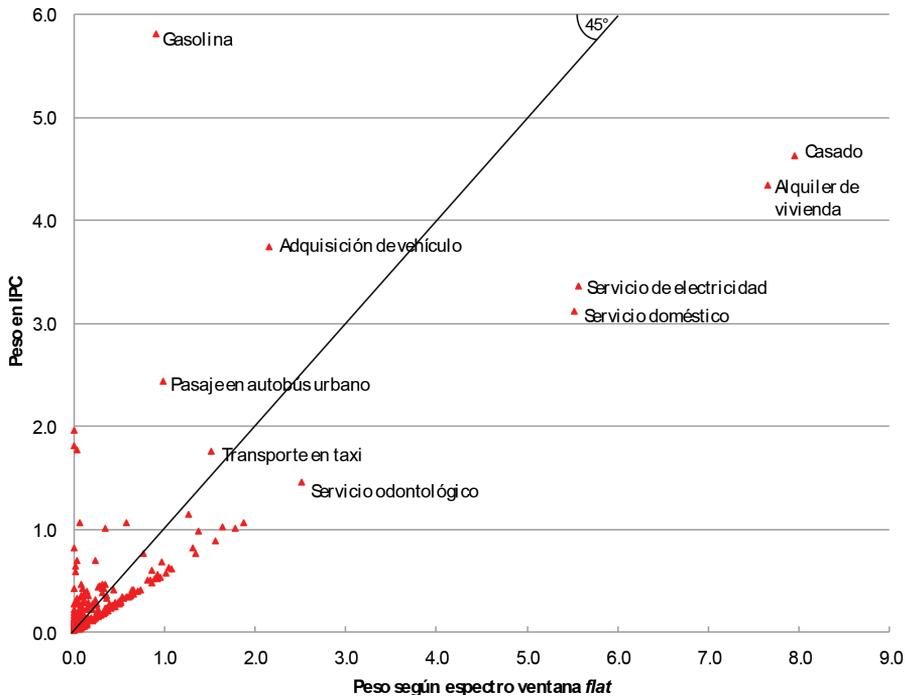
3. Pesos por persistencia, por volatilidad y según el IPC

En esta sección se presenta un análisis de las diferencias en la asignación de pesos en varias de las medidas de inflación subyacente reponderadas por volatilidad y por persistencia. El gráfico 9 muestra el contraste entre las ponderaciones originales de la canasta y los pesos asignados por medio del enfoque de persistencia basado en análisis espectral.

Lo primero a señalar es que existen 7 bienes que representan el 27,45% de la canasta de consumo. Esto implica que variaciones asociadas a estos 7 productos tienen impactos relativamente significativos en el cálculo del IPC. Sin embargo, 3 de estos productos (gasolina, adquisición de vehículos y pasaje en autobús urbano) presentan una persistencia baja, especialmente la gasolina, por lo que su peso en el cálculo del indicador reponderado resulta considerablemente menor, como permite distinguir la línea de 45°. También se da el caso de ítems con una importancia alta en el IPC que incrementan su ponderación en el indicador de persistencia incluyen el casado, el alquiler de vivienda, el servicio doméstico y el servicio de electricidad²¹.

21 Se presenta las ponderaciones correspondientes a un espectro estimado con ventana *flat*, pero se obtiene resultados similares al utilizar estimación mediante ventana cuadrática o tipo *tent*.

GRÁFICO 9
 PESOS ORIGINALES DEL IPC Y PESOS REPONDERADOS MEDIANTE ESPECTRO
 CON VENTANA *FLAT*
Puntos porcentuales

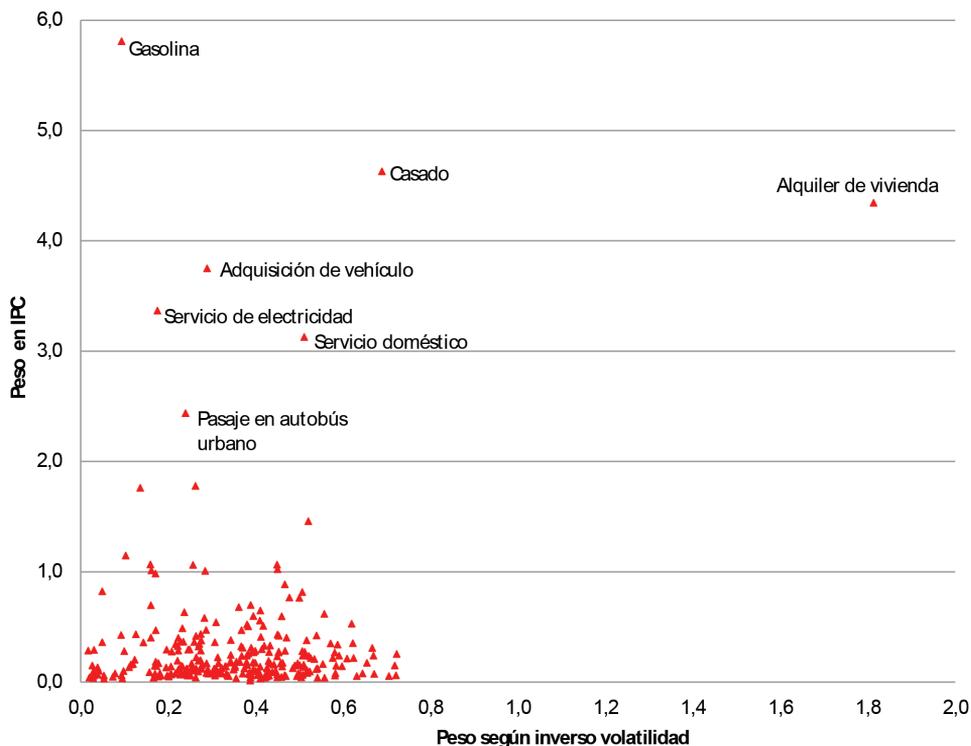


Fuente: elaboración propia.

El gráfico 10 realiza el mismo ejercicio considerando la asignación de pesos para diciembre del 2012 según el inverso de la volatilidad histórica para cada uno de los bienes y servicios. En este caso, el eje horizontal se interpreta a la inversa: los productos más volátiles se ubican a la izquierda y los menos volátiles a la derecha.

En términos relativos, la gasolina presenta una volatilidad alta, y por ende recibe una ponderación baja según el enfoque de reponderación representado en el eje horizontal. Al igual que en el caso de la reponderación mediante el espectro, el alquiler de viviendas es el último punto a la derecha, lo cual indica que es el ítem menos volátil de los 292 que conforman el IPC.

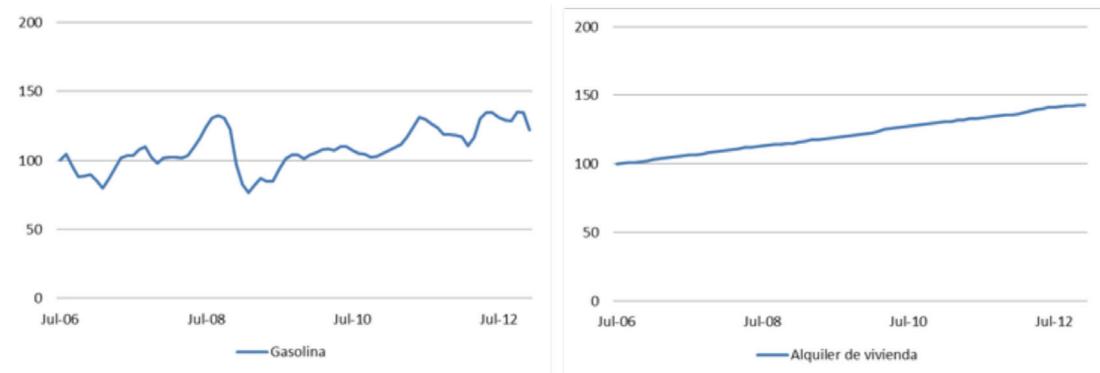
GRÁFICO 10
 PESOS ASIGNADOS SEGÚN IPC CONTRA LOS PESOS ASIGNADOS SEGÚN EL INVERSO
 DE LA VOLATILIDAD
Puntos porcentuales



Fuente: elaboración propia.

En particular, si se compara la evolución del índice para gasolina contra el índice para el alquiler de viviendas se puede apreciar la distinción entre medidas de volatilidad versus medidas de persistencia. El gráfico 11 muestra cómo el precio de la gasolina presenta una alta volatilidad pero una baja persistencia, evidencia de que su índice ha cruzado al menos 5 veces, en los últimos 6 años, el valor base 100. Por el contrario, el alquiler de viviendas presenta un comportamiento de baja volatilidad pero siempre creciente.

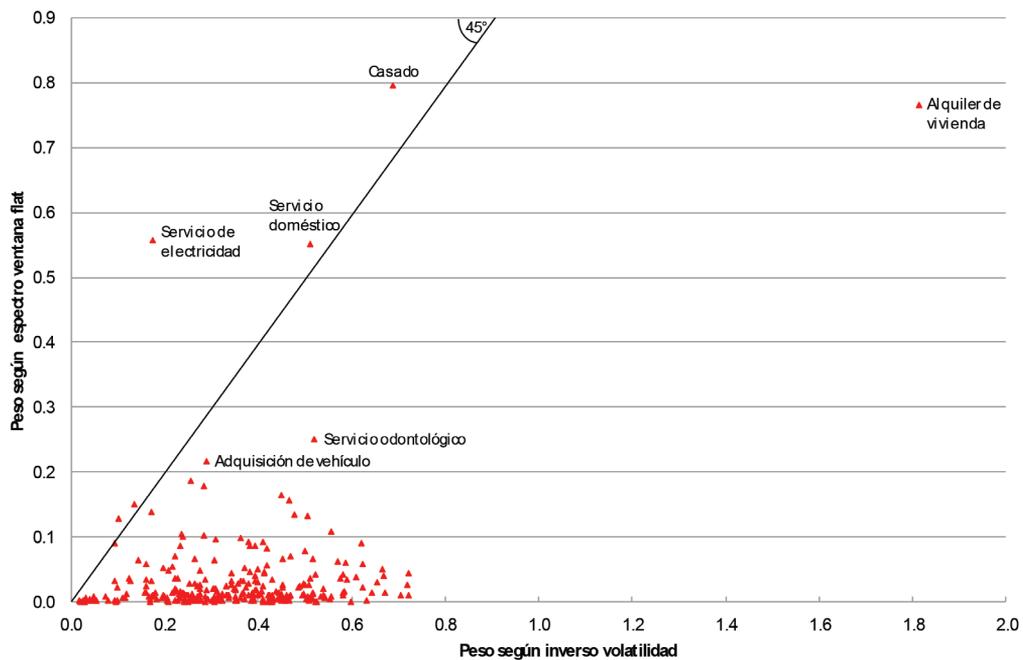
GRÁFICO 11
EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE PARA LA GASOLINA Y EL ÍNDICE PARA EL ALQUILER DE VIVIENDAS



Fuente: elaboración propia.

Finalmente, es importante preguntarse si existe alguna relación entre la persistencia y la volatilidad. El gráfico 12 presenta una comparación entre los pesos asignados por medio de espectro flat y las ponderaciones según el inverso de la volatilidad. En general, se observa que no necesariamente existe una relación entre ambos enfoques.

GRÁFICO 12
PESOS ASIGNADOS SEGÚN ESPECTRO CONTRA LOS ASIGNADOS SEGÚN EL INVERSO DE LA VOLATILIDAD
Porcentajes



Fuente: elaboración propia.

IV. EVALUACIÓN DE INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE

En esta sección se presentan los resultados de la evaluación de algunas propiedades deseables para medidas de inflación subyacente. Dicha valoración tiene dos objetivos: identificar una medida de exclusión con propiedades que superen las de la serie vigente del ISI, e identificar otras medidas de inflación subyacente cuyo seguimiento pueda ser útil para el BCCR.

1. Prueba de insesgamiento

Se utilizó el enfoque sugerido por Cogley (2002) para evaluar la propiedad de insesgamiento para medidas de inflación subyacente. Esto equivale a probar que $\alpha_h = 0$ y $\beta_h = 1$ y en la siguiente ecuación

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

Esta expresión implica que desviaciones de la inflación subyacente π_t^s con respecto a la inflación oficial π_t deberían estar inversamente relacionadas con cambios subsecuentes en la inflación oficial. La prueba se realiza para horizontes de $h = 1, 3, 6, 12, 18$ y 24 meses, usando tasas de variación mensual²².

El cuadro 6 muestra los resultados para la prueba de hipótesis conjunta $\alpha_h = 0$ y $\beta_h = 1$, a un nivel de significancia de 5%. Las series se ordenan de acuerdo con el número de veces que la hipótesis nula de insesgamiento no se rechazó, para todos los horizontes considerados. En general, las medidas de exclusión tienen un mejor desempeño en comparación con las medidas de reponderación. Sin embargo, es importante mencionar que la hipótesis nula fue rechazada menos veces para los horizontes de 6 y 12 meses, y que solamente la serie calculada usando la inversa de la desviación estándar con doble ponderación pasó la prueba para el horizonte de 1 mes.

En particular, para cinco series se rechazó la nula de insesgamiento para todos los horizontes. Estas series son variantes de la metodología de coeficientes autorregresivos, la metodología del inverso de la variancia móvil con doble ponderación y la serie calculada usando la correlación con futuras variaciones del IPC. La IMT se localiza a mitad del cuadro, pues la hipótesis nula conjunta se rechazó para horizontes de 1, 3, y 24 meses.

Por otra parte, hay 10 series que pasaron la prueba de insesgamiento para 5 horizontes y una de ellas es el ISI vigente. De estas 10 series, 8 son medidas de exclusión: el ISI vigente, 5 indicadores ISI_j y 2 medidas adicionales. Se pueden interpretar estas 10 series como los mejores predictores insesgados de inflación futura.

22 Para inflación oficial se usa las tasas de variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

CUADRO 6
 RESULTADOS DE PRUEBA DE INSEGAMIENTO, RESTRICCIÓN CONJUNTA $\alpha=0$ AND $\beta=1$

	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	18 meses	24 meses	Total
ISI	0	1	1	1	1	1	5
IPCX	0	1	1	1	1	1	5
IPCX1	0	1	1	1	1	1	5
ISI_41	0	1	1	1	1	1	5
ISI_42	0	1	1	1	1	1	5
ISI_43	0	1	1	1	1	1	5
ISI_44	0	1	1	1	1	1	5
ISI_45	0	1	1	1	1	1	5
R_1_inversa_volat	0	1	1	1	1	1	5
R_2_inversa_volat	1	0	1	1	1	1	5
IPCX2	0	1	0	1	1	1	4
ISI_46	0	1	1	1	1	0	4
ISI_47	0	1	1	1	1	0	4
ISI_48	0	1	1	1	1	0	4
ISI_49	0	1	1	1	1	0	4
ISI_50	0	1	1	1	1	0	4
ISI_51	0	1	1	1	1	0	4
R_2_espect_flat	0	1	1	1	0	1	4
IMT	0	0	1	1	1	0	3
IPCX3	0	1	0	1	1	0	3
R_2_espect_comb	0	0	1	1	0	1	3
R_2_espect_quad	0	0	1	1	0	1	3
R_2_espect_tent	0	0	1	1	0	1	3
R_1_var_movil24	0	0	0	1	0	1	2
R_1_var_movil36	0	0	0	0	1	1	2
R_2_cruce_medias	0	1	0	0	0	0	1
R_2_var_movil36	0	1	0	0	0	0	1
R_1_AR	0	0	0	0	0	0	0
R_2_AR	0	0	0	0	0	0	0
R_1_var_futura	0	0	0	0	0	0	0
R_1_AR1	0	0	0	0	0	0	0
R_2_var_movil24	0	0	0	0	0	0	0

Nota: 1 indica no rechazo de la nula de insesgamiento.

Fuente: elaboración propia.

A fin de evaluar cuán cerca están los coeficientes estimados de los valores ideales en caso de insesgamiento, el cuadro 7 presenta un ordenamiento de los indicadores con base en la suma de las desviaciones cuadradas con respecto a los valores de la hipótesis nula $\alpha=0$ y $\beta=1$. Las desviaciones se calcularon con base en los coeficientes de la regresión de Cogley para horizontes de $h= 1, 3, 6, 12, 18$ y 24 meses. En general, la IMT tiene las menores desviaciones para horizontes de 1 y 6 meses, mientras que el ISI vigente se ubica entre las 10 primeras posiciones para todos los horizontes. Sin embargo, algunos de los nuevos indicadores de exclusión propuestos tienen mejores resultados para 3, 6, 12 y 18 meses. Además, la serie ISI_41 se ubica en primer y segundo lugar para 3 y 12 meses, y la ISI_46 (la de mejor ajuste con la tendencia de inflación) aparece en 3 de los 6 horizontes de tiempo.

Para dar una idea del desempeño relativo de las medidas ISI_j de exclusión por volatilidad propuestas, el cuadro 8 presenta un ordenamiento considerando exclusivamente estas series. El primer lugar de cada horizonte corresponde alternativamente al ISI vigente (1 y 24 meses), la serie ISI_41 (3 y 12 meses) y la serie ISI_51 (6 y 18 meses). Los peores resultados, considerando las últimas tres posiciones, corresponden al ISI_51, el ISI_49 y el ISI_50. Es destacable el desempeño irregular del ISI_51, encabezando algunos ordenamientos y cerrando otros.

CUADRO 7
ORDENAMIENTOS DE ACUERDO A SUMA DE DESVIACIONES AL CUADRADO RESPECTO A $\alpha=0$ Y $\beta=1$

Posición	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	18 meses	24 meses
1	IMT	ISI_41	IMT	IPCX2	ISI_51	IPCX2
2	R_2_inverso_volat	ISI_45	R_2_espect_tent	ISI_41	ISI_50	R_1_var_movil24
3	R_2_espect_tent	ISI_44	R_2_espect_quad	IPCX3	ISI_49	ISI
4	ISI	ISI_43	R_2_espect_comb	ISI_45	ISI_48	IPCX3
5	R_1_inversa_volat	ISI_42	IPCX	IPCX1	ISI_47	ISI_41
6	ISI_47	R_1_inversa_volat	ISI_51	ISI_42	ISI_46	IPCX1
7	ISI_48	IPCX1	ISI_49	ISI_44	IPCX2	ISI_45
8	ISI_46	IPCX	ISI_50	ISI_43	IPCX1	ISI_44
9	ISI_49	R_2_espect_flat	R_2_espect_flat	ISI	ISI	ISI_43
10	ISI_50	ISI	ISI_42	ISI_46	R_1_inversa_volat	ISI_42

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 8
ORDENAMIENTO DE ISI_J
DESVIACIONES CUADRADAS DE LOS VALORES ESPERADOS $\alpha=0$ Y $\beta=1$

Posición	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	18 meses	24 meses
1	ISI	ISI_41	ISI_51	ISI_41	ISI_51	ISI
2	ISI_47	ISI_45	ISI_49	ISI_45	ISI_50	ISI_41
3	ISI_48	ISI_44	ISI_50	ISI_42	ISI_49	ISI_45
4	ISI_46	ISI_43	ISI_42	ISI_44	ISI_48	ISI_44
5	ISI_49	ISI_42	ISI_43	ISI_43	ISI_47	ISI_43
6	ISI_50	ISI	ISI_44	ISI	ISI_46	ISI_42
7	ISI_51	ISI_46	ISI_47	ISI_46	ISI	ISI_46
8	ISI_41	ISI_48	ISI_45	ISI_47	ISI_43	ISI_47
9	ISI_42	ISI_47	ISI_48	ISI_48	ISI_44	ISI_48
10	ISI_44	ISI_50	ISI_46	ISI_51	ISI_45	ISI_51
11	ISI_43	ISI_51	ISI_41	ISI_50	ISI_42	ISI_50
12	ISI_45	ISI_49	ISI	ISI_49	ISI_41	ISI_49

Fuente: elaboración propia.

2. Ajuste a tendencia de inflación

Otro criterio usual para la evaluación de medidas de inflación subyacente es su ajuste a un indicador de tendencia de la inflación. Para este propósito, se usa la media móvil de 24 meses como el indicador a partir del cual calcular la raíz del error cuadrático medio (RECM) y la desviación absoluta media (DAM) para todas las medidas de inflación subyacente²³. El cuadro 9 muestra los resultados.

CUADRO 9
INDICADORES DE BONDAD DEL AJUSTE
MEDIDAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE COMPARADAS CON PROMEDIO MÓVIL DE 24 MESES DE INFLACIÓN OFICIAL

	RECM		DAM
R_1_var_movil36*	0,27	IMT	0,19
R_2_inversa_volat	0,27	R_2_inversa_volat	0,20
R_1_inversa_volat	0,29	R_2_var_movil36*	0,20
IMT	0,29	ISI_51	0,21
ISI_51	0,29	ISI_50	0,21
ISI_49	0,29	ISI_49	0,21
ISI_50	0,29	ISI_48	0,21
ISI_48	0,30	ISI_47	0,21
ISI_47	0,30	ISI_46	0,21
ISI_46	0,30	R_1_inversa_volat	0,22
ISI_42	0,32	R_1_var_movil36*	0,23
ISI_43	0,32	ISI_45	0,24
ISI_44	0,32	ISI_44	0,24
ISI_45	0,32	ISI_42	0,24
ISI_41	0,32	ISI_43	0,24
IPCX1	0,33	ISI_41	0,24
R_2_var_movil36*	0,33	IPCX1	0,26
ISI	0,35	IPCX	0,27
IPCX	0,35	R_2_espect_flat	0,27
IPCX2	0,36	R_2_espect_tent	0,27
R_2_espect_tent	0,37	R_2_espect_comb	0,27
R_2_espect_comb	0,38	R_2_espect_quad	0,27
R_2_espect_flat	0,38	ISI	0,28
R_2_espect_quad	0,38	IPCX2	0,30
R_1_var_movil24*	0,39	IPCX3	0,31
IPCX3	0,40	R_1_var_movil24*	0,32
IPC	0,47	R_2_var_movil24*	0,34
R_2_var_movil24*	0,51	IPC	0,36
R_2_cruce_medias*	0,51	R_2_cruce_medias*	0,39
R_1_var_futura*	0,74	R_1_var_futura*	0,60
R_1_AR1*	1,26	R_1_AR1*	1,01
R_2_AR*	1,80	R_2_AR*	1,12
R_1_AR*	2,03	R_1_AR*	1,16

(*) No pasó prueba de inestabilidad para 3 horizontes o más.

Fuente: elaboración propia

23 La escogencia de este indicador se basó en Esquivel, Rodríguez y Vásquez (2011), quienes evaluaron promedios móviles de 24 y 36 meses de la inflación oficial y encontraron que la de 24 meses es una medida inestable de la inflación oficial futura.

Las series con el mejor ajuste incluyen a la IMT y a medidas de reponderación. Dos de estas (inversa de desviación estándar y de la variancia móvil de 36 meses), se calcularon tomando en cuenta tanto el peso original de cada producto como el ajuste a la ponderación propuesto (metodología de doble ponderación). En general, los métodos de doble ponderación se desempeñan mejor que los métodos correspondientes que ignoran la composición original de la canasta de consumo.

Dentro de los indicadores basados en exclusión, todas las ISI propuestas muestran menores medidas de error en comparación con el ISI vigente. Este resultado valida las observaciones preliminares sobre su pobre desempeño para aproximar la tendencia de la inflación.

Al igual que en las pruebas de insesgamiento, las series calculadas con el método de los coeficientes autorregresivos mostraron el peor desempeño. Las medidas de exclusión IPCX2, IPCX3 e IPCX se encuentran también entre las de peor ajuste.

3. Predicción de la dirección de cambios en la inflación oficial

Usando la ecuación propuesta por Cogley (2002), se estima pronósticos móviles (*rolling forecasts*) para horizontes de $h=1, 3, 6$ y 12 meses hacia adelante, con el fin de predecir la dirección de los cambios en la inflación oficial entre las fechas t y $t+h$ usando para ello la brecha observada en el periodo t entre la inflación oficial y la subyacente. Este ejercicio se realiza solamente para 28 series, excluyendo las versiones de variancia móvil debido a su reducido número de observaciones²⁴.

El cuadro 10 presenta los primeros 12 lugares de un ordenamiento hecho con base en el porcentaje de acierto de las direcciones de los cambios. En general, todos los porcentajes de acierto están por encima del 50%.

Considerando las medidas vigentes de inflación subyacente, la IMT se ubica dentro de los 6 primeros lugares para todos los horizontes. En contraste, el ISI está excluido de los 12 primeros lugares para los horizontes de 3 y 12 meses, aun así, mostró buena capacidad predictiva para horizontes de 1 mes y 6 meses. Entre las medidas ISI alternativas, la serie ISI_41 mostró un buen desempeño para todos los horizontes.

Las medidas de reponderación basadas en el espectro mostraron buen poder predictivo. En particular, mostraron mayor precisión para pronósticos de corto plazo, de 1 y 3 meses, compartiendo el segundo y primer lugar, respectivamente. Además, la medida basada en el inverso de la desviación estándar tuvo de nuevo un buen desempeño, con el porcentaje de acierto más alto para los horizontes de 1 mes y 3 meses.

24 Sin embargo, esta metodología demostró pobre desempeño en las pruebas de insesgamiento.

CUADRO 10
PRUEBA PARA PREDECIR DIRECCIÓN DE CAMBIOS
Porcentaje de acierto

Posición	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses				
1	R_1_inversa_volat	73,91	IPCX	82,61	IPCX2	65,22	IMT	65,22
2	IMT	65,22	R_2_espect_flat	82,61	ISI	60,87	R_2_AR	65,22
3	R_2_espect_comb	65,22	R_2_espect_comb	82,61	R_1_inversa_volat	60,87	ISI_41	60,87
4	R_2_espect_quad	65,22	R_2_espect_quad	82,61	IMT	56,52	ISI_49	60,87
5	R_2_espect_tent	65,22	R_2_espect_tent	82,61	IPCX1	56,52	ISI_50	60,87
6	R_2_inversa_volat	65,22	IMT	73,91	IPCX3	56,52	ISI_51	60,87
7	ISI	60,87	ISI_41	73,91	R_2_espect_comb	56,52	R_2_espect_tent	60,87
8	IPCX1	60,87	ISI_42	73,91	R_2_espect_quad	56,52	R_1_inversa_volat	60,87
9	IPCX2	56,52	ISI_43	73,91	R_2_espect_tent	56,52	R_2_inversa_volat	60,87
10	R_2_espect_flat	56,52	ISI_44	73,91	R_2_inversa_volat	56,52	*ISI en puesto #20	
11	IPCX	52,17	ISI_45	73,91	IPCX	52,17		
12	ISI_41	52,17	ISI_49	73,91	ISI_41	52,17		
			ISI_50	73,91				
			*ISI en puesto #22					

Fuente: elaboración propia.

A fin de dar una idea general de capacidad predictiva, el cuadro 11 muestra un ordenamiento general considerando el número total de cambios cuya dirección fue correctamente predicha, agregando para todos los horizontes. Los primeros lugares son medidas de reponderación y la IMT. El ISI vigente se ubica en noveno lugar.

CUADRO 11
CAPACIDAD PARA PREDECIR DIRECCIÓN DE CAMBIOS EN INFLACIÓN
ORDENAMIENTO GENERAL
Porcentaje de acierto

Posición	Serie	Porcentaje de acierto
1	R_2_espect_tent	66,30
2	R_1_inversa_volat	66,30
3	IMT	65,22
4	R_2_espect_quad	65,22
5	R_2_espect_comb	64,13
6	R_2_inversa_volat	61,96
7	ISI_41	59,78
8	R_1_espect_flat	59,78
9	ISI	58,70
10	IPCX	58,70
	IPCX1	58,70
	ISI_49	58,70
	ISI_50	58,70

Fuente: elaboración propia.

4. Pruebas de capacidad predictiva

Usamos la prueba de Diebold y Mariano (1995) para comparar la capacidad predictiva de cada posible par de pronósticos calculados usando la especificación de Cogley discutida en la sección 4.1. El cuadro 12 presenta el número de pruebas en las cuales la nula de igual capacidad de pronóstico es rechazada en favor de mayor exactitud para la serie listada en el cuadro, para todos los horizontes de pronósticos ($h=1, 3, 6, 12, 24$). El IMT es el indicador que presenta mayor número de rechazos de la nula en su favor. En general, las medidas de exclusión tienen mayor capacidad predictiva que las medidas de reponderación. Hay 7 medidas de exclusión entre los primeros 10 lugares. Aun así, el segundo y tercer lugar corresponden a medidas de reponderación. De esas 7, 6 son indicadores ISI_j, entre ellos la ISI₄₈ y la ISI₄₆. Sin embargo, la serie ISI₄₁, que ha mostrado un buen desempeño en otras pruebas, se ubica en el puesto 16.

CUADRO 12
PRUEBA DE DIEBOLD-MARIANO PARA COMPARAR CAPACIDAD PREDICTIVA

	Serie	Rechazos de la hipótesis nula de igual capacidad de pronóstico	Porcentaje del total de pruebas
1	IMT	34	31,48%
2	R_1_inversa_volat	30	27,78%
3	R_2_inversa_volat	29	26,85%
4	ISI_48	19	17,59%
5	ISI_46	18	16,67%
6	ISI_47	18	16,67%
7	ISI_49	18	16,67%
8	ISI_50	18	16,67%
9	ISI_51	18	16,67%
10	ISI	16	14,81%
11	IPCX1	13	12,04%
12	ISI_44	12	11,11%
13	ISI_45	11	10,19%
14	ISI_42	10	9,26%
15	ISI_43	10	9,26%
16	ISI_41	9	8,33%
17	IPCX	7	6,48%
18	IPCX2	7	6,48%
19	R_2_cruce_medias*	7	6,48%
20	IPCX3	6	5,56%
21	R_2_espect_quad	6	5,56%
22	R_2_espect_flat	5	4,63%
23	R_2_espect_comb	5	4,63%
24	R_2_espect_tent	5	4,63%
25	R_2_AR*	2	1,85%
26	R_1_AR*	1	0,93%
27	R_1_var_futura*	1	0,93%
28	R_1_AR1*	1	0,93%

(*) No pasó prueba de insesgamiento para 3 horizontes o más.

Fuente: elaboración propia.

5. Evaluación mediante SVAR para propiedades de largo plazo

El objetivo de los indicadores de inflación subyacente es señalar movimientos de mediano y largo plazo en la inflación, asociados con presiones de demanda. Por ende, no deberían mostrar efectos duraderos ante choques transitorios en los precios. Lahura y Vega (2011) sugieren una metodología basada en VAR estructurales (SVAR) para evaluar las propiedades de largo plazo de tales indicadores. Bajo los supuestos de que el índice de precios es no estacionario, y que tanto la inflación oficial π_t como la subyacente π_t^s son estacionarias, la representación vectorial de medias móviles de π_t y π_t^s está dada por

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_t^s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{\pi} \\ \bar{\pi}^s \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-i}^T \\ \varepsilon_{t-i}^P \end{bmatrix}$$

donde las innovaciones fundamentales ε_t^T y ε_t^P son, respectivamente, una perturbación transitoria y una perturbación permanente. Puesto que ambas medidas de inflación son estacionarias, ninguno de los choques debería tener efectos de largo plazo sobre ellas. Por otra parte, dado que el nivel de precios es no estacionario, ambas perturbaciones deberían tener efectos de largo plazo en él. Los autores proponen una estrategia de identificación basada en una restricción de largo plazo, siguiendo a Blanchard y Quah (1989). Suponen que $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{11}(i) = 0$, lo cual implica que la perturbación transitoria ε_t^T no tiene efecto de largo plazo sobre el índice de precios. Este esquema de identificación permite el uso de funciones de impulso-respuesta (FIR) y de descomposiciones de variancia (DV) para evaluar la medida en que los indicadores de inflación subyacente se ven afectados en el largo plazo por choques transitorios. Una medida de inflación subyacente con propiedades de largo plazo deseables requiere que su respuesta acumulada a ε_t^T sea pequeña, y que sólo una parte reducida de su variancia se deba a tales choques transitorios. Esto implica comparar entre indicadores el tamaño de $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{21}(i)$ el porcentaje de la variancia explicada por ε_t^T .

Se estima 32 VAR, cada uno incluyendo la inflación oficial y una de las medidas de inflación subyacente presentadas en la sección 3, y a partir de la forma identificada del VAR se obtuvieron descomposiciones de variancia y FIR para el choque ε_t^{T25} . El cuadro 13 presenta estimaciones del valor de $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{21}(i)$ para cada sistema, medido como la respuesta acumulada en el período 100²⁶.

25 De acuerdo con el criterio de información de Schwarz, debería escogerse una amplitud de rezago de $l=1$ en 27 de los 32 casos. Sin embargo, el Hannan-Quinn sugiere $l=2$ en 18 casos y el Akaike $l>2$ en todos los casos. En vista de esto se escogió un largo de 2 rezagos.

26 Las respuestas acumuladas no cambian significativamente después de este punto.

CUADRO 13
RESPUESTA ACUMULADA A UN CHOQUE TRANSITORIO DESPUÉS DE 100 MESES
Puntos porcentuales

		Respuesta acumulada		Respuesta acumulada	
1	R_2_cruce_medias	0,130	17	IPCX1	0,368
2	R_1_var_movil36	0,186	18	R_2_espect_comb	0,369
3	R_2_inversa_volat	0,192	19	R_2_espect_quad	0,373
4	ISI_47	0,264	20	ISI_44	0,375
5	ISI_48	0,264	21	ISI_45	0,375
6	ISI_46	0,268	22	R_2_espect_flat	0,375
7	ISI_51	0,272	23	ISI_42	0,376
8	ISI_49	0,272	24	ISI_43	0,377
9	ISI_50	0,273	25	IPCX3	0,377
10	R_2_var_movil36	0,278	26	ISI_41	0,390
11	R_1_inversa_volat	0,283	27	R_1_var_movil24	0,450
12	IMT	0,290	28	R_2_var_movil24	0,459
13	IPCX	0,313	29	R_1_var_futura	0,585
14	ISI	0,315	30	R_1_AR	1,304
15	R_2_espect_tent	0,347	31	R_2_AR	1,311
16	IPCX2	0,366	32	R_1_AR1	1,405

Fuente: elaboración propia.

Las medidas de reponderación presentan las respuestas de largo plazo más bajas a los choques transitorios. En particular, los indicadores calculados usando inversas de la volatilidad (inversa de la desviación estándar y variancia móvil de 36 meses) vuelven a mostrar el mejor comportamiento, como en la evaluación del ajuste a la tendencia. Sin embargo, el indicador con la respuesta más baja es el calculado con el inverso del número de cruces de la media como indicador de persistencia, que no ha mostrado un buen desempeño en las secciones previas. Los indicadores con las respuestas más grandes a choques transitorios son todas medidas de reponderación basados en coeficientes autorregresivos.

El cuadro 14 muestra el porcentaje de la variancia de cada indicador de inflación subyacente que es explicado por el choque transitorio a varios horizontes. Después de 100 meses, entre los indicadores con los menores porcentajes de variancia están los basados en estimaciones del espectro (menos del 8% de la variancia explicada por el choque transitorio), el indicador basado en el número de cruces de la media y la IMT (alrededor de 7%), así como los indicadores ponderados con el inverso de su volatilidad. Debe notarse que aunque el ISI vigente es la medida de exclusión que muestra propiedades de largo plazo más adecuadas, el porcentaje de su variancia atribuible a choques transitorios es casi el doble del de la IMT. Todas las medidas ISI propuestas se ubican en las posiciones intermedias, con porcentajes entre 13% y 20% de la variancia²⁷. Por otro parte, las variancias de los indicadores calculados a partir de coeficientes autorregresivos y variancias móviles se ven fuertemente influenciadas a largo plazo por choques transitorios (todos los porcentajes por encima del 50%).

27 Las descomposiciones de variancia realizadas por Lahura y Vega (2011) para varias medidas de exclusión para Perú resultan en un rango más reducido, 9,3% a 15,1%, con la medida oficial de inflación subyacente en 10%.

CUADRO 14
DESCOMPOSICIONES DE VARIANCIA ANTE CHOQUES TRANSITORIOS
PORCENTAJE DE LA VARIANCIA EXPLICADA POR EL CHOQUE

		Mes							
		1	3	6	12	24	36	72	100
1	R_2_espect_tent	2,84	4,61	5,54	5,73	5,74	5,74	5,74	5,74
2	R_2_espect_comb	4,70	5,99	6,76	6,92	6,92	6,92	6,92	6,92
3	IMT	5,93	6,83	6,93	6,96	6,96	6,96	6,96	6,96
4	R_2_cruce_medias	8,94	7,10	7,07	7,07	7,07	7,07	7,07	7,07
5	R_2_espect_quad	5,25	6,35	7,07	7,21	7,22	7,22	7,22	7,22
6	R_1_inverso_volat	16,34	10,31	8,57	8,07	8,01	8,01	8,01	8,01
7	R_2_espect_flat	6,99	7,49	7,97	8,05	8,05	8,05	8,05	8,05
8	R_2_inversa_volat	18,84	13,70	12,46	12,33	12,33	12,33	12,33	12,33
9	ISI	16,94	14,44	13,18	13,01	13,01	13,01	13,01	13,01
10	ISI_47	22,50	15,86	13,91	13,52	13,50	13,50	13,50	13,50
11	ISI_48	22,69	15,97	14,01	13,62	13,60	13,60	13,60	13,60
12	ISI_46	22,71	16,06	14,07	13,67	13,65	13,65	13,65	13,65
13	ISI_49	23,74	17,88	15,82	15,50	15,49	15,49	15,49	15,49
14	ISI_50	23,97	18,03	15,96	15,63	15,62	15,62	15,62	15,62
15	ISI_51	24,23	18,19	16,09	15,77	15,76	15,76	15,76	15,76
16	IPCX	19,08	16,71	16,47	16,45	16,45	16,45	16,45	16,45
17	ISI_42	24,75	20,74	19,24	18,99	18,98	18,98	18,98	18,98
18	ISI_43	25,16	21,14	19,62	19,38	19,37	19,37	19,37	19,37
19	ISI_44	25,43	21,39	19,84	19,60	19,59	19,59	19,59	19,59
20	ISI_41	25,11	21,88	20,12	19,87	19,86	19,86	19,86	19,86
21	ISI_45	26,11	21,87	20,26	20,01	20,00	20,00	20,00	20,00
22	IPCX1	31,15	27,19	25,20	25,06	25,06	25,06	25,06	25,06
23	IPCX2	62,79	54,21	50,83	50,81	50,81	50,81	50,81	50,81
24	IPCX3	57,54	53,30	52,36	52,36	52,36	52,36	52,36	52,36
25	R_1_var_futura	81,62	55,59	55,57	55,57	55,57	55,57	55,57	55,57
26	R_2_AR	69,53	65,36	65,05	65,05	65,05	65,05	65,05	65,05
27	R_2_var_movil36	99,15	74,79	71,12	70,63	70,63	70,63	70,63	70,63
28	R_1_AR1	94,33	79,05	76,78	76,77	76,77	76,77	76,77	76,77
29	R_1_var_movil36	89,51	80,82	77,15	76,82	76,81	76,81	76,81	76,81
30	R_1_var_movil24	93,70	90,68	90,61	90,61	90,61	90,61	90,61	90,61
31	R_2_var_movil24	98,27	92,29	91,86	91,84	91,84	91,84	91,84	91,84
32	R_1_AR	98,12	94,41	92,85	92,83	92,83	92,83	92,83	92,83

Fuente: elaboración propia.

6. Selección de indicadores

La evaluación realizada en las secciones 4.1 a 4.5 permite elegir indicadores de inflación subyacente con propiedades deseables a los cuales darles seguimiento. En esta selección se le asigna particular importancia al insesgamiento del indicador y a su capacidad de pronóstico de la serie de inflación IPC.

De los indicadores de exclusión por volatilidad, los ISI_j, se encontró que el ISI₄₁, el ISI₄₂, el ISI₄₃, el ISI₄₄ y el ISI₄₅ tienen las mismas propiedades de insesgamiento que el ISI vigente, como se puede apreciar en el cuadro 6. No obstante, las otras series ISI también se encuentran muy bien posicionadas. De estos indicadores, el ISI₄₁ y el ISI₄₅ aparecen dentro de los primeros 5 lugares de las 32 series evaluadas en el ordenamiento de acuerdo a la suma de desviaciones al cuadrado de los coeficientes de la prueba de insesgamiento (cuadro 7). Asimismo, considerando sólo las series ISI, el ISI₄₆ aparece 5 veces dentro de las primeras 7 posiciones (cuadro 8), mientras que el peor desempeño fue del ISI₄₉, que se ubicó tres veces en el último lugar. Con respecto a la bondad del ajuste, las 10 series presentan resultados similares, todas ubicadas por encima del ISI vigente.

En términos de la capacidad predictiva de la dirección de los cambios, el ISI₄₁ se ubica dentro de las primeras 10 posiciones en todos los horizontes considerados, mientras que las otras medidas aparecen en un máximo de dos horizontes. Por otro lado, en la prueba Diebold –Mariano de capacidad predictiva, las series entre ISI₄₆ e ISI₅₁ son las mejor ubicadas, con el ISI₄₁ en el último lugar de este tipo de indicadores de exclusión.

Finalmente, el ISI₄₆, ISI₄₇ e ISI₄₈ son los que presentan los mejores resultados en las pruebas para propiedades de largo plazo, ubicándose el ISI₄₁ en penúltimo lugar de las series ISI, sólo por encima de la ISI₄₅.

Así, se concluye que los indicadores ISI en general se pueden considerar insesgados para la mayoría de horizontes. Asimismo, buscando un balance entre estas propiedades y las de largo plazo, y dando prioridad también a la capacidad predictiva por medio de la prueba de Diebold – Mariano se tiene 2 posibles indicadores de exclusión por volatilidad: el ISI₄₁ y el ISI₄₆. El ISI₄₁ fue consistentemente superior en la suma de desviaciones al cuadrado de los coeficientes asociados a las pruebas de insesgamiento y presentó mayor capacidad predictiva en la dirección de los cambios. Por otro lado, el ISI₄₆ se posiciona mejor en la prueba de Diebold-Mariano, se ubica en el segundo lugar de las ISI para las pruebas de largo plazo y es marginalmente mejor en las pruebas complementarias de insesgamiento que el ISI₄₇ y el ISI₄₈, que presentan propiedades similares al ISI₄₆.

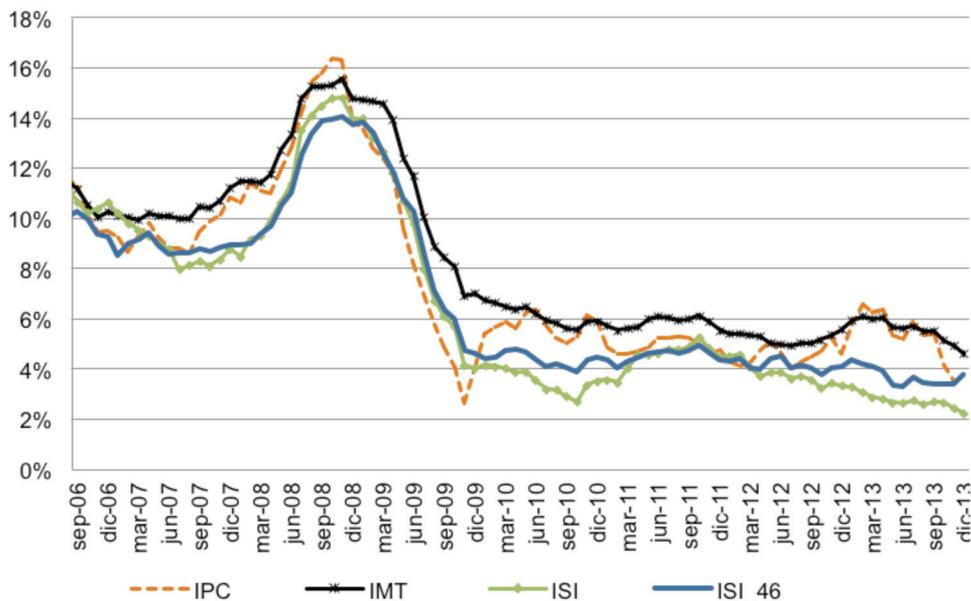
Así, procurando un balance entre todas las propiedades y considerando la relevancia del comportamiento de estos indicadores en el largo plazo y la capacidad predictiva, se selecciona la ISI₄₆ como reemplazo del ISI vigente.

De los indicadores de reponderación por volatilidad se recomienda dar seguimiento a R_{2_inversa_volat} por varias razones: presenta mejor ajuste a la tendencia, un mejor desempeño en una de las pruebas de propiedades de largo plazo y las ponderaciones utilizadas en su cálculo toman en cuenta el peso de cada artículo en el consumo, pues se incluye las ponderaciones de la canasta IPC.

Los indicadores de reponderación por persistencia con el mejor desempeño en todas las pruebas son los calculados con base en estimaciones del espectro de las series de cambios en precios. De ellos, el que presenta un mejor balance de propiedades es el R_{2_espect_tent}, basado en espectros estimados mediante ventana tipo *tent*. Se ubica en una posición similar a los demás indicadores de su tipo en la clasificación por insesgamiento, pero presenta mejor ajuste a la tendencia de inflación. Además, de los 32 indicadores considerados, es el que muestra mayor capacidad de pronóstico de la dirección de cambios en inflación y menor influencia de choques transitorios en su variabilidad de largo plazo.

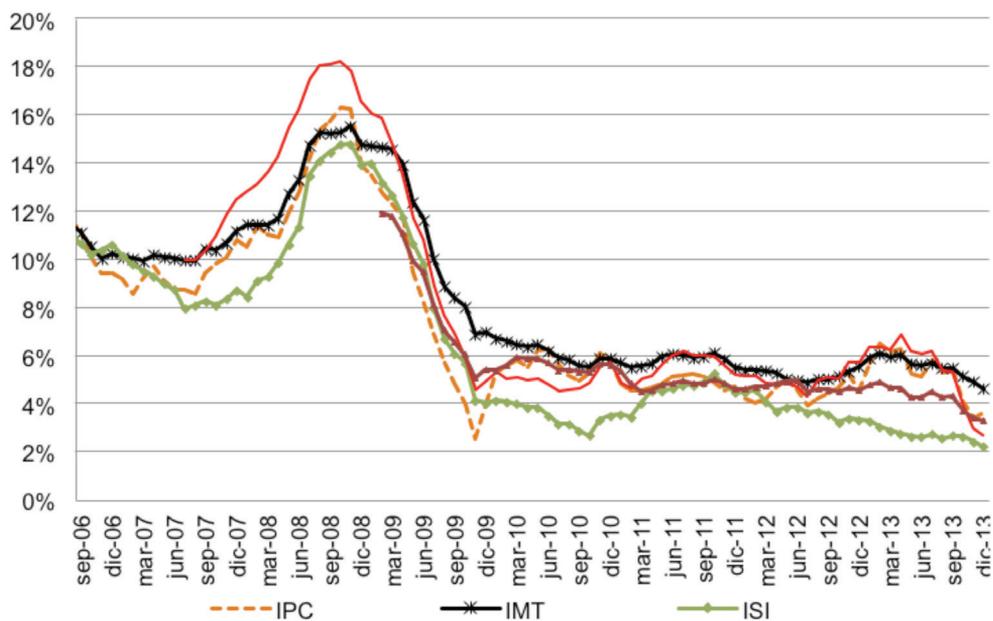
En cuadro 15 se presenta las principales estadísticas de los indicadores de inflación subyacente escogidos y en los gráficos 13 y 14 se presenta su evolución. Nótese que el promedio de cada indicador propuesto se sitúa dentro del rango de la meta del Banco Central para los años considerados en la estimación, de 5%±1p.p.

GRÁFICO 13
 INDICADOR DE EXCLUSIÓN POR VOLATILIDAD ELEGIDO (ISI_41), E INFLACIÓN SEGÚN IPC, ISI E IMT
Variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO 14
 INDICADORES DE REPONDERACIÓN POR PERSISTENCIA ELEGIDOS, E INFLACIÓN SEGÚN IPC, ISI E IMT
Variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia.

CUADRO 15
RESUMEN DE ESTADÍSTICAS PARA INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE E INFLACIÓN IPC
MAYO 2009 – DICIEMBRE 2013¹
Puntos porcentuales

	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación estándar	Coefficiente de variación
IPC	5,16	9,52	2,57	1,10	0,21
ISI	4,09	10,67	2,22	1,61	0,39
IMT	6,18	12,40	4,63	1,49	0,24
ISI_46	4,61	10,79	3,27	1,44	0,31
Reponderación por volatilidad	5,21	9,99	3,33	1,19	0,23
Reponderación por persistencia	5,61	11,69	2,72	1,47	0,26

¹ El período abarca desde el cambio estructural más reciente identificado en el nivel de la inflación. Ver Torres (2012)
Fuente: elaboración propia.

V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El estudio de las series revela que no existe un único indicador que consistentemente supere a todos los demás. No obstante, fue posible identificar 4 estimadores que se destacaron por sus resultados generales y complementariedad.

De las medidas de inflación subyacente que publica actualmente el BCCR, el IMT presentó buenos resultados en la mayoría de los criterios evaluados, destacándose su ajuste a la tendencia de la inflación y su capacidad predictiva. Asimismo, el ISI vigente evidenció la propiedad deseable del insesgamiento, pero su desempeño en las pruebas de bondad del ajuste, predicción de cambios y propiedades de largo plazo estuvo por debajo de las demás series, incluso siendo superado por algunos de los nuevos indicadores que se evaluaron en esta investigación.

Entre las 11 medidas de exclusión ISI_j propuestas, se destaca la ISI_46, que resultó insesgada en 4 de los 5 horizontes relevantes de la prueba conjunta, y superó al ISI vigente en bondad de ajuste a la tendencia de inflación y en capacidad predictiva según la especificación de Diebold-Mariano. En consecuencia, se recomienda adoptar al ISI_46 como indicador de inflación subyacente, dado su desempeño superior en las otras pruebas.

Adicionalmente, se concluye que los indicadores con doble ponderación en general presentan mejor desempeño que los de ponderación simple. La inclusión de la información sobre peso en consumo aportada por las ponderaciones originales en la canasta del IPC mejora de forma significativa el desempeño de los indicadores de inflación subyacente calculados mediante reponderación.

Además, dentro del grupo de nuevos indicadores propuestos para Costa Rica, la reponderación por espectro junto con las medidas de inverso de la volatilidad presentaron los mejores resultados para la predicción de la dirección de cambios, incluso superando en algunos criterios a las series ISI y al IMT.

En relación con las propiedades de largo plazo, las medidas basadas en reponderación por espectro y por el inverso de la volatilidad histórica presentan propiedades deseables como indicadores de inflación subyacente para el caso de Costa Rica, presentando incluso mejor desempeño que el ISI vigente, y resultados muy cercanos a los obtenidos por la IMT.

En conclusión, se recomienda dar seguimiento a un conjunto de indicadores complementarios de inflación subyacente. Se sugiere incluir la IMT, el indicador de exclusión ISI_46 y dos medidas adicionales según los enfoques de reponderación que se utilizaron en esta investigación (por volatilidad y por persistencia). La incorporación de estas dos medidas adicionales se justifica tanto por su adecuado desempeño en las pruebas como por su complementariedad conceptual. De los indicadores reponderados por volatilidad se recomienda utilizar el R_2 _inverso_volat, que realiza una doble ponderación por el inverso de la volatilidad histórica de los cambios en precio, y de los reponderados por persistencia se recomienda el indicador R_2 _espect_tent, en el que la reponderación se basa en una estimación mediante ventana *tent* del espectro de las series de cambios en precios.

VI. BIBLIOGRAFÍA

- Andrews, D. W., & Chen, H. (1994). Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models. *Journal Of Business And Economic Statistics*, 12(2), 187-204.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computing and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18, 1-22.
- Batini, N., & Nelson, E. (2002). The lag from monetary policy actions to inflation: Friedman revisited (Bank of England Discussion Paper No.6).
- Bilke, L., & Stracca, L. (2008). A Persistence-weighted measure of core inflation in the Euro zone. *European Central Bank: working paper series No. 905*, 1-27.
- Blinder, A. (1997). Comentarios sobre artículo de Stephen G. Cecchetti's: Measuring Short- Run Inflation for Central Bankers. *Review*, 157-160.
- Capistrán, C., & Ramos-Francia, M. (2009). Inflation Dynamics in Latin America. *Contemporary Economic Policy*, 27(3), 349-362.
- Chaverri, C., & Torres, C. (2010). Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: Periodo 1953-2009 (Documento de Investigación 02-201). Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Cogley, T. (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(1).
- Cogley, T., & Sargent, T. (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. En B. Bernanke, & K. Rogoff (Edits.), *NBER Macroeconomics Annual 2001* (Vol. 16, págs. 331-388). MIT Press.
- Cogley, T., & Sargent, T. (2005). Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262-302.
- Cutler, J. (2001). Core Inflation in the UK. *External MPC Unit Discussion Paper No. 3*, 1-29.
- D'Amato, L., Garegnani, L., & Sotes, J. (Enero-marzo de 2008). Dinámica inflacionaria y persistencia: implicancias para la política monetaria. *Ensayos económicos*, 50, 127-167.
- Dias, D., & Marques, S. R. (2005). *Using Mean Reversion as a Measure of Persistence (Working Paper Series No. 450)*. European Central Bank.
- Diebold, F., & Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-265.
- Diewert, E. W. (1995). *On the Stochastic Approach to Index Numbers (Department of Economics Discussion Paper No. 95/31)*. University of British Columbia.
- Edgeworth, F. Y. (1887). Measurement of Change in Value of Money I. En *Papers Relating to Political Economy New York (1925)* (Vol. 1). New York: Burt Franklin.
- Edgeworth, F. Y. (1923). Mr. Correa Walsh on the Calculation of Index-Numbers. *Journal of the Royal Statistical Society*, 86, 570-590.
- Esquivel Monge, M., Rodríguez Vargas, A., & Vásquez Carvajal, J. P. (2011). *Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica (Documento de Investigación 01-2011)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.

- Gordon, R. J. (1975). *Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks*. Brookings Papers in Economic Activity 6.
- Granger, C., & Hatanaka, M. (1971). *Spectral Analysis of Economic Time Series (Princeton Studies in Mathematical Economics)*. Princeton, NJ, EE.UU: Princeton University Press.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU: Princeton University Press.
- Hogan, S., Johnson, M., & Laflèche, T. (2001). *Core Inflation (Technical Report No. 89)*. Research Department, Bank of Canada.
- INEC. (2006). *Metodología del Índice de Precios al Consumidor*. San José: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Lahura, E., & Vega, M. (2011). *Wavelet-based Core Inflation Measures (Working Papers 2011-019)*. Banco Central de Reserva del Perú.
- Rodríguez Vargas, A. (2011). Análisis espectral de indicadores de precios en Costa Rica (Documento de Investigación No. 07-2011). Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Saborío, G., Solano, I., & Solera, Á. (2002). *Medidas de núcleo inflacionario para Costa Rica (Documento de Investigación DIE-DM-DCS/08-2002-DI)*. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Torres, C. (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.
- Willis, J. (2003). Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics. (F. R. City, Ed.) *Economic Review*(primer trimestre).

ANEXO

CUADRO 16

COMPOSICIÓN POR ARTÍCULO DE LA CANASTA DEL IPC

1- Alimentos y bebidas no alcohólicas	Uva Banano Limón ácido Pan dulce Pan cuadrado Pan dulce Galletas dulces Galletas saladas Repostería Arroz Cereal Pastas Tortillas de maíz Tortillas de maíz Harina de maíz Harina de trigo Vainica Bistec de res Carne molida de res Posta de res Costilla de res Chuleta de cerdo Costilla de cerdo Costilla de cerdo Pechuga de pollo Muslo de pollo Pollo entero Alas de pollo Pollo empanizado Mortadela Salchichón Jamón Chorizo Salchichas Paté Filete de pescado Pescado entero Atún en conserva Leche líquida Leche en polvo Leche condensada Queso blanco Queso crema Helados Natilla Yogurt Mantequilla Huevos Aceite Margarina Manteca Plátano Papaya Manzana Aguacate Naranja Piña Sandía	3- Comidas y bebidas fuera del hogar Casado Combo con pollo Combo con hamburguesa Pizza Gallo pinto Bebidas frías servidas Bebidas calientes servidas Sandwich Pollo asado Empanada Cerveza servida 4- Prendas de vestir y calzado Pantalón para hombre Pantalóneta para hombre Camisa para hombre Camiseta para hombre Calzoncillo para hombre Medias para hombre Pantalón para mujer Blusa para mujer Brassier Medias para mujer Medias para mujer Pantalón para niña Pantalón para niño Blusa para niña Camiseta para niña Camiseta para niña Pijama para niño o niña Medias para niño o niña Limpieza de prendas de vestir Zapatos para hombre Zapatos para mujer Zapatos para niño o niña Tenis para mujer Tenis para niño o niña	6- Artículos para la vivienda y servicio doméstico Juego de sala Juego de comedor Cama Mueble de cocina Mueble para computadora Reparación de muebles Colchón Aplanchador Cortina Edredones Sábanas Paños Refrigeradora Lavadora de ropa Cocina Horno de microondas Olla a presión Plancha Corfee Maker Olla de presión Vaso Destornillador Martillo Alicate Detergente Cloro Desinfectante Jabón para platos Suavizante para ropa Tosillas de papel Bolsas para basura Abrillantador Desodorante ambiental Insecticidas Servicio doméstico	8- Transporte Adquisición de vehículo Llantas para vehículo Cera para vehículo Juego de clutch Batería para vehículo Gasolina Diesel Cambio de aceite Pintado de vehículo Afinamiento de motor Ajuste de frenos Lavado de vehículo Revisión técnica de vehículo Parqueo público Licencia de conducir Pasaje en autobús urbano Pasaje en autobús interurbano Transporte escolar Transporte en taxi Boleto aéreo	11- Educación Educación preescolar Educación primaria Educación secundaria Educación superior Curso de idioma Curso de computación Diccionario Texto de primaria Texto de secundaria Texto universitario Cuaderno Hojas blancas Lápiz Fotocopia	12- Bienes y servicios diversos Corte de cabello Manicure Pedicure Perfume Pañal desechable Papel higiénico Champú Crema dental Cepillo de dientes Crema para manos Crema facial Jabón de baño Tinte para cabello Toalla sanitaria Desodorante Máquina de afeitar Lápiz labial Esmalte para uñas Anillo Reloj de pulsera Salveque Sombrilla Servicio de fiesta Honorarios a abogado Servicios lúnebres	9- Comunicaciones Servicio de teléfono celular Servicio de teléfono fijo Equipo telefónico Servicio de Internet 10- Entretenimiento y cultura Televisor DVD Equipo de sonido Disco compacto grabado Cámara fotográfica Computadora Impresora Cartuchos de tinta para impresora Unidad de respaldo magnético Bicicleta Juguete para niño Juguete para niña Juego de video Televisión por cable Paquetes turísticos Hospedaje Pago por gimnasio Clases recreativas Alquiler de película Entrada al cine Libro Periódicos Revistas Servicios veterinarios Alimento para animales domésticos	7- Salud Analgésico-antinflamatorio Antihipertensivo Vitamina Antigripal Antibiótico Antialérgico Antifúngico Antiasmático Anticoagulantes Servicio odontológico Consulta con médico general Consulta con ginecólogo Consulta con pediatra Consulta con oftalmólogo Exámenes de laboratorio Ultrasonido Radiografía	5- Alquiler y servicios de la vivienda Alquiler de vivienda Pintura para la vivienda Cemento Vidrios Servicio de albanilería Servicio de pintura para vivienda Servicio de agua Limpieza de vías Recolección de basura Gas licuado	2- Bebidas alcohólicas y cigarrillos Cerveza envasada Whisky Guaro Cigarrillos
---------------------------------------	--	--	--	--	---	---	--	--	--	--



Todos los derechos reservados. Universidad de Costa Rica. Este artículo se encuentra licenciado con Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObrarDerivada 3.0 Costa Rica. Para mayor información escribir a revista.lice@ucr.ac.cr