BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 001 | 2011

Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica

Manfred Esquivel Monge
Adolfo Rodríguez Vargas
José Pablo Vásquez Carvajal

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

Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica

Manfred Esquivel M[*], Adolfo Rodríguez V[†], José Pablo Vásquez C[‡]

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

Resumen

Este trabajo presenta una evaluación de series de inflación de media truncada del IPC calculadas para Costa Rica según el método propuesto por Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997) y según el método de Roger (1997), que consiste en el cálculo de medias truncadas centradas en un estimador del percentil poblacional de la media. Se encontró que la distribución histórica de cambios de precio en Costa Rica es altamente leptocúrtica y asimétrica a la derecha, con el percentil de la media estimándose en el percentil 60. Se calcularon series de media truncada con centros en los percentiles 50 a 70 y con porcentajes de truncamiento de 0% hasta 49%. Con el fin de escoger un indicador de media truncada para la inflación subyacente, las series resultantes de estas estimaciones se evaluaron mediante pruebas de insesgamiento, de capacidad de pronóstico y de ajuste a una medida tendencial de la inflación. Se encontró que la mayoría de series insesgadas corresponden a truncamientos ubicados alrededor del percentil de la media estimado. El truncamiento centrado en el percentil de la media (60) y que elimina 30% a la izquierda de la distribución y 10% a la derecha es el que presenta mejor ajuste a la tendencia dentro del grupo de 24 truncamientos insesgados con la mayor capacidad de pronóstico de la inflación. Este truncamiento ajusta mejor la tendencia de la inflación que una medida de exclusión actualmente en uso, el ISI, y su variabilidad es menor.

Palabras clave: Inflación subyacente, Medias truncadas, Percentil de la media.

Clasificación JEL: C46, E31.

[*] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. esquivelmn@bccr.fi.cr
[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. rodriguezva@bccr.fi.cr
[‡] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. vasquezcj@bccr.fi.cr

Trimmed Means of the CPI as an Indicator of Core Inflation for Costa Rica

Manfred Esquivel M[§], Adolfo Rodríguez V[**], José Pablo Vásquez C[††]

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

Abstract

This study presents an evaluation of trimmed-mean inflation series calculated from Costa Rican data following the methodology of Bryan, Cecchetti and Wiggins (1997) and of Roger (1997), which entails the calculations of trimmed-means centered in an estimator of the population mean percentile. It was found that the historical distribution of price changes in Costa Rica is highly leptokurtic and right-skewed, the mean percentile being estimated at percentile 60. Trimmed-mean series were calculated by centering on the percentiles 50 to 70 and by using trimming percentages from 0% to 49%. In order to choose a trimmed-mean indicator for core inflation, the series obtained were evaluated through unbiasedness tests, forecasting ability tests and indicators of adequacy of fit to a measure of trend inflation. Most unbiased series were found to be centered around the estimated mean percentile. The series resulting from centering on the mean percentile (60) and trimming 30% of the weight on the left of the distribution and 10% on its right presents the best fit to the trend among the group of 24 unbiased series that showed the highest forecasting ability. This trimmed-mean series fits better to the trend inflation than an exclusion measure currently in use, the ISI, and its variability is lower.

Key words: Core inflation, Trimmed means, Mean percentile.

JEL codes: C46, E31.

[§] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. esquivelmn@bccr.fi.cr
[**] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. rodriguezva@bccr.fi.cr
[††] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. vasquezcj@bccr.fi.cr

Contenido

1 Introducción 5

2 ¿Por qué los indicadores de influencia limitada? 6

3 Características de la distribución de cambios en precios 10

3.1 Datos utilizados en el estudio 10

3.2 Momentos de la distribución de cambios en precios 11

4 Enfoques para medir la inflación subyacente 16

4.1 Percentil de la media 16

4.2 Medias truncadas simétricas y medias truncadas asimétricas del IPC 18

5 Cálculo y evaluación de medias truncadas para Costa Rica. 20

5.1 Referencias sobre evaluación de medias truncadas. 21

5.2 Criterios de evaluación utilizados 24

5.3 Resultados de la evaluación de las medias truncadas 25

6 Conclusiones 30

7 Referencias 31

8 Anexo 33

1 Introducción

La mayoría de las personas asocia inflación con incrementos de precios. Sin embargo, no todos los aumentos de precios son inflación. Algunos bienes podrían subir de precio simplemente porque se vuelven más difíciles de obtener. Por ejemplo, el precio del petróleo podría subir debido a caídas en el nivel de sus reservas. A este tipo de incrementos de precio se les llama subidas de precios relativos y no son inflación. Para que la inflación se dé, debe haber un incremento generalizado y sostenido del nivel de precios.

El hecho de que el precio del petróleo suba podría deberse a que se vuelve relativamente más escaso, pero también podría ser reflejo de una tendencia generalizada al alza de todos los precios de la economía, y en este último caso sí sería parte de un proceso inflacionario. Se podría decir entonces que una consecuencia de la inflación es que el precio de bienes y servicios individuales se incrementa. Sin embargo, no es posible observar incrementos individuales o de muestras pequeñas y discernir fácilmente si se trata de inflación o cambios de precios relativos.

Mes tras mes los equipos técnicos y autoridades de los bancos centrales permanecen a la espera del nuevo dato de inflación. Ahora bien, la simple observación del IPC podría hacer que se confunda cambios de precios relativos con inflación. La cifra de variación mensual del IPC a menudo presenta saltos o caídas que distan por mucho del seguimiento que se lleva de la inflación tendencial.

Las variaciones del IPC, en especial las de alta frecuencia suelen contener *ruido,* pues podrían deberse a comportamientos estacionales, a cuestiones regulatorias, a factores climatológicos, etc. Lo anterior hace que inferir la tendencia de la inflación a partir de variaciones de alta frecuencia del IPC pueda producir sesgos importantes y alta volatilidad respecto a la tendencia de largo plazo. Los factores que explican este comportamiento están típicamente asociados al lado de la oferta, por lo que en general no se pueden controlar mediante acciones de política monetaria.

En vista de lo anterior es recomendable que la autoridad monetaria cuente con instrumentos de seguimiento periódico que le permitan monitorear el comportamiento de la tendencia inflacionaria y reaccionar lo antes posible a desviaciones no deseadas respecto a su meta. Por cuanto son una guía para la implementación temprana de cambios en la política monetaria, estos instrumentos deberían excluir en la medida de lo posible los choques de oferta que producen variaciones de precios esporádicas y por ende deberían reflejar esencialmente presiones de demanda de más largo plazo.

¿Cómo debería interpretarse el cambio mensual del IPC? ¿Cuán informativo es este dato sobre posibles puntos de inflexión en la tendencia subyacente de la inflación? Si bien el IPC es un buen indicador de los cambios en el costo de vida, no lo es necesariamente de la inflación subyacente, de manera que un banco central debería estar en capacidad de distinguir cuándo cierta variación de precios es sostenida y generalizada para poder gestionar de una forma óptima su política monetaria.

Este tipo de cuestionamientos han conducido a la implementación de diversas medidas de inflación subyacente. La más usual de estas es la que resulta de excluir los bienes históricamente más volátiles (típicamente, alimentos y energía). Sin embargo estos indicadores no pueden considerarse

robustos si no existe certeza de que choques de precios atípicos no afectarán a los restantes componentes del IPC. Tampoco son particularmente eficientes en el uso de la información ya que los componentes que se excluyen, sin bien son volátiles, también contienen información tendencial que no se estaría capturando.

Estos cuestionamientos a esa medida de inflación subyacente tan utilizada han hecho que un gran número de bancos centrales complementen el seguimiento de la inflación subyacente con métodos estadísticos más sistemáticos para reducir el ruido contenido en las variaciones de alta frecuencia de los índices de precios. Una de las corrientes metodológicas que ha ganado aceptación es la de los llamados estimadores de influencia limitada, dentro de los cuales se ubican distintas variantes de medias truncadas y los estadísticos basados en percentiles de la media. Entre los bancos centrales que publican un indicador de inflación subyacente calculado con base en alguna variante de los indicadores de influencia limitada están el Banco de la República en Colombia[1], el Banco de Guatemala, el Banco Nacional de Polonia, el Banco de Brasil, el Banco de Reserva de Australia, el Banco de Canadá y el Banco de Reserva Federal de Cleveland, que lo hace para la economía estadounidense.

Este trabajo calcula y evalúa indicadores de influencia limitada como complemento a la medición tradicional de inflación subyacente para Costa Rica. Se pretende esencialmente sacar el mayor provecho de la información de alta frecuencia que genera el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) para la identificación temprana de cambios en la tendencia inflacionaria. Estos indicadores buscan superar las limitaciones de robustez y eficiencia del actual indicador de inflación subyacente que se utiliza en el Banco Central.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 2 expone la justificación teórica para el uso de indicadores de influencia limitada cuando se tiene evidencia de que la distribución poblacional de cambios de precio no es normal. Posteriormente en la sección 3 se hace un recuento extensivo de las características de la distribución empírica de cambios de precio en Costa Rica tratando de esclarecer la forma de la distribución poblacional. Seguidamente en el apartado 4 se exponen los detalles de las metodologías de cálculo de indicadores de influencia limitada empleadas en el estudio. En la sección 5 se presentan los resultados de la evaluación de las medidas de media truncada. Se identifica un estimador del percentil poblacional de la media y con base en él se construyen indicadores truncados asimétricamente. De estos truncamientos se elige uno para que sea utilizado como indicador de inflación subyacente, a partir de pruebas de insesgamiento, pruebas de capacidad de pronóstico y de su capacidad para ajustar una medida de inflación de tendencia. La sección 6 expone las principales conclusiones. Las secciones 7 y 8 están dedicadas a referencias bibliográficas y anexos respectivamente.

2 ¿Por qué los indicadores de influencia limitada?

No cabe duda que la inflación entendida como fenómeno monetario es difícil de cuantificar, especialmente cuando se trata de inferir a partir de información muestral de alta frecuencia. Como ya se mencionó, el tradicional IPC contiene *ruido* de corto plazo originado en factores de oferta que no corresponden a presiones inflacionarias de origen monetario. En vista de esto a menudo los

[1] Utilizan el denominado IPC núcleo 20 que excluye el 20% de las variaciones más extremas de cada periodo.

bancos centrales hacen uso de los llamados indicadores de inflación subyacente para guiar las decisiones de política monetaria, éstos. Dichos indicadores buscan eliminar la influencia distorsionante de volatilidades extremas asociadas a factores no monetarios. La importancia de contar con tales mediciones radica en que la política monetaria no debería reaccionar a movimientos de precios originados en estos choques.

Ahora bien, no existe un acuerdo generalizado en cuanto a qué indicador de inflación subyacente es superior. Roger(1997) menciona tres características que debería poseer un indicador de inflación para hacerlo menos propenso a las distorsiones ya mencionadas:

- *Oportunidad.* La utilidad práctica de la medida sería limitada en caso de que esta no esté disponible a tiempo o sea sujeta a revisiones a lo largo de periodos extensos.

- *Robustez e insesgamiento.* La medida debe eliminar el tipo de distorsiones que se requiere y además no mostrar sistemáticamente una tendencia diferente a la de la serie de la cual se deriva. En caso de no cumplir estas dos características, conduciría a sesgos indeseados en la aplicación de política monetaria y eventualmente perdería la credibilidad que es necesaria de parte del público.

- *Replicabilidad.* Para generar credibilidad, es claro que la medición de inflación subyacente debería poder ser verificada o replicada por cualquier otro agente distinto a su fuente original. En caso contrario sería un débil indicador del desempeño de la política monetaria y una guía pobre para el anclaje de las expectativas y por ende de la determinación de salarios y precios.

El mismo autor, pero en un documento anterior, Roger (1995), expone un recuento de los métodos más usuales para medir inflación subyacente a partir de la información contenida en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Dentro de estos métodos pueden citarse:

- **Ajuste por suavizamiento.** Aplica algún tipo de filtro estadístico para remover los efectos de estacionalidades determinísticas. Precisamente puesto que elimina solo efectos determinísticos, el método queda debiendo en robustez al ser incapaz de eliminar choques estocásticos sobre los precios. Aparte de esto, es posible que tampoco sea un método que destaque por su oportunidad. Los procedimientos de filtro involucran algún tipo de promedio entre observaciones de cambio en precio presentes y pasadas, lo que conduce a cierto rezago en la identificación de la tendencia.

- **Ajuste por exclusión.** Consiste en reducir el dominio del IPC excluyendo los componentes que, a juicio de los especialistas, más probabilidad tienen de presentar volatilidades indeseadas o bien son los más propensos a mostrar movimientos de precios extremos y no representativos (por ejemplo bienes agrícolas estacionales o productos energéticos). Por medio de este método se calcula el denominado Índice Subyacente de Inflación (ISI).

Cabe preguntarse si este método cumple con todas las características recién mencionadas como deseables para un indicador de inflación subyacente. A menos que se pueda asegurar que los componentes conservados en el cálculo no mostrarán eventualmente choques distorsionantes, este tipo de indicadores no cumplen con la propiedad de robustez. Generalmente el criterio de exclusión está basado en indicadores de volatilidad histórica, los cuales no son una guía que asegure la ausencia de observaciones extremas en el futuro. Adicionalmente, aún cuando la exclusión logre ser certera, resta la cuestión de hasta qué punto excluir componentes, lo cual potencialmente introduce elementos de arbitrariedad[2]. Si bien esto reduce la probabilidad de sesgos, hace que la magnitud de los que se presenten sea potencialmente grande.

- **Ajustes específicos.** Este método consiste en modificar los cambios de precios registrados con el objeto de eliminar de la medición agregada la influencia de ciertos eventos considerados atípicos. Su ventaja principal radica en dejar espacio para incluir elementos de juicio en la determinación de qué movimientos de precios son excepcionales. Paradójicamente esta ventaja se convierte al mismo tiempo en la principal debilidad puesto que el alto componente discrecional del indicador resultante lo hace fallar en la característica de replicabilidad, además de hacerlo poco transparente.

En vista de que cada uno de los métodos mencionados no cumple alguna de las características deseadas para un indicador de inflación subyacente. Varios autores (por ejemplo Koenker y Bassett, 1978; Bryan et al, *op.cit;*, Diewert 1995; Roger 1995 y Cecchetti, 1996) han sugerido adoptar diversas formas de indicadores de influencia acotada para lograr mayor robustez sin sacrificar replicabilidad ni oportunidad.

El fundamento para tales propuestas surge de la evidencia que señala una tendencia de las distribuciones históricas de cambios en precios a alejarse de la normalidad. En la mayoría de casos registrados por la literatura, tales distribuciones muestran niveles altos de curtosis y, si bien con menos frecuencia, también se cuentan numerosos casos de asimetrías especialmente hacia la derecha de la distribución.

El problema puede visualizarse si se considera la distribución de precios de productos del IPC de un mes en específico como una muestra particular tomada de una distribución poblacional subyacente de cambios de precio. Así, las variaciones de cada mes serían muestras al azar tomadas de una distribución poblacional agregada. La distribución muestral normalmente diferirá de la poblacional por varios motivos. Uno de estos, quizá el más natural, es el simple hecho de que la muestra es, por definición, una porción del total de cambios en precios que se dan en la economía. Supóngase que el precio de la electricidad sube extrema y abruptamente en un mes específico y que tal producto está incluido en el IPC. Tal cambio modificará la distribución de la muestra de productos de ese indicador volviéndola muy distinta de la distribución típica o característica que tendría en caso contrario. En este caso la distribución sería particularmente asimétrica a la derecha y sería

[2] Debe aclararse que en el caso del indicador utilizado en Costa Rica, éste excluye de la medición los componentes históricamente más volátiles hasta el punto donde, según criterios de bondad de ajuste, se determinó que se aproximaba de mejor manera una medida de tendencia correspondiente al filtro Baxter-King de la serie de inflación del IPC. Ver Saborío, Solano y Solera (2002).

considerada una mala muestra en el sentido de haber sido extraída de una distribución no representativa de la distribución típica o poblacional.

Como se mencionó anteriormente, lo que se busca en indicadores robustos de tendencia central es que sean poco influenciados por distribuciones muestrales inusuales. Si la distribución poblacional verdadera no puede ser observada, el analista está limitado a la estimación de la media poblacional basado en muestras de cambios de precios. Ahora bien, en términos estadísticos, el criterio para elegir un estimador de la media poblacional debe estar basado en tres propiedades altamente deseables: insesgamiento, eficiencia y robustez.

Es bien conocido que cuando se extraen aleatoriamente observaciones de una población cuya distribución es normal, la media muestral es un estimador insesgado y además el más eficiente (de varianza mínima) del primer momento de la distribución. Sin embargo alejamientos de la normalidad hacen de la media muestral un estimador poco eficiente y no tan robusto como una amplia variedad de otros estimadores.

En particular cuando la distribución poblacional tiende a ser leptocúrtica, el promedio muestral será muy sensible a cambios en la muestra, lo cual provoca elevada varianza especialmente en muestras pequeñas. Bryan et al, *op.cit.* exponen cómo esto conduce a la pérdida de eficiencia de tal estimador conforme aumenta la curtosis poblacional.

Con datos poblacionales cuya distribución muestra alta curtosis, es decir colas muy anchas, muestras aleatorias extraídas serán muy propensas a seleccionar alguna observación ubicada en una de estas colas sin que se seleccione una contraparte en el otro extremo que brinde un balance, esto aún cuando la distribución poblacional sea simétrica. Basados en esta intuición, trabajos tan tempranos como los de Yule (1911), demuestran que en tales casos la mediana muestral es un estimador más eficiente de la media poblacional en comparación con la media muestral. Nótese además que la mediana es una forma extrema de truncamiento de la distribución, de lo cual se colige que las medias truncadas son también estimadores más eficientes cuando la distribución poblacional de la que se extraen las muestras es leptocúrtica[3].

Roger (1997) señala que si la distribución poblacional se conoce, es posible hallar un estimador que pueda demostrarse más eficiente que todos los demás. Por otro lado, si se desconoce la distribución poblacional, es más apropiado focalizarse en la propiedad de robustez. Un estimador robusto puede no ser el más eficiente, pero raramente tendrá un pobre desempeño en este ámbito.

La interrogante que surge entonces es ¿qué grado de curtosis debería mostrar la distribución poblacional como para que la media deje de ser un estimador más eficiente que la mediana o la media truncada? Hogg(1967) ofrece un esquema simple de selección de estimadores eficientes según el grado de curtosis de la distribución. El estudio se basó en un amplio número de experimentos de Monte Carlo en donde se probaron distintas medidas aplicadas a un amplio rango de distribuciones de frecuencia, la recomendación es la siguiente:

[3] Una clase adicional de estimadores con esquema de ponderación no uniforme son los conocidos estadísticos L (ver por ejemplo David 1981 y Judge *et al* 1988). Estos no son tratados en el presente documento pero consisten básicamente en combinaciones lineales de estadísticos de orden. Son más complejos que las medias truncadas en el sentido de que el peso asignado a los componentes no truncados es decreciente (a menudo de forma no lineal) conforme las observaciones son más extremas.

- Si la curtosis está entre 2 y 4, la media muestral es el estimador recomendado.
- Con curtosis entre 4 y 5,5, una media truncada al 25% tiene un buen desempeño.
- Si la curtosis es superior a 5,5, se recomienda usar la mediana muestral.

Los hallazgos de Hogg son confirmados por otros autores. Koenker y Bassett *op.cit* comparan las varianzas de la media muestral, la mediana, medias truncadas al 10% y 25% y otros indicadores más complejos (estadísticos L) como estimadores de la media poblacional para un número específico de distintas distribuciones. Estos autores concluyen que entre más leptocúrtica sea la distribución, un estimador eficiente debería poner menos peso en observaciones extremas a la hora de muestrear. Además confirman que la media muestral no es un estimador particularmente robusto cuando la población no se distribuye normalmente y que estimadores de influencia acotada, como las medias truncadas o la mediana, son robustos para un amplio número de distribuciones leptocúrticas.

Bryan et al, *op.cit.*, haciendo uso de experimentos repetidos, muestran cómo crece la ganancia en eficiencia de estimadores de media truncada en relación con medias muestrales al subir la curtosis poblacional.

En suma, tal y como lo señala Roger (1997), la búsqueda de un estimador eficiente y robusto de la media poblacional pasa necesariamente por observar las características de la distribución empírica. *Lo único que puede afirmarse a priori es que aun cuando la media poblacional sea el estimador más eficiente, es poco probable que sea particularmente robusta*[4].

3 Características de la distribución de cambios en precios

3.1 Datos utilizados en el estudio

Antes de entrar en el detalle de las características de la distribución histórica de cambios de precio en Costa Rica, es importante hacer una breve descripción de los datos básicos y el tratamiento que se les ha dado en este trabajo.

La base de datos abarca el periodo enero de 1995 a febrero de 2011. La información es de frecuencia mensual y corresponde a los índices de precios de los componentes del IPC. El periodo indicado incluye un cambio en la base de cálculo del IPC (julio de 2006) en donde varió la canasta de bienes y servicios incluidos. Sin embargo, el presente trabajo incluye datos de todos los productos de cada canasta, en cada período. De esta forma se trabajó con 264 series de 139 observaciones cada una para el período de enero de 1995 hasta julio 2006 y 292 series de 55 observaciones cada una para el período de agosto de 2006 hasta febrero de 2011.

Para el análisis de los datos, se definió la siguiente notación:

- Inflación mensual de un componente individual a lo largo de un horizonte k

$$\pi_{it}^{k} = \frac{1}{k} ln\left(\frac{p_{it}}{p_{i(t-k)}}\right) \tag{1}$$

[4] Traducción propia a partir de Roger (1997)

Donde p_{it} es el nivel del índice del componente *i-ésimo* en el periodo *t*.

- Inflación mensual media a lo largo de un horizonte k

$$\Pi_t^k = \sum_i \omega_{it} \pi_{it}^k \tag{2}$$

Donde ω_{it} corresponde al peso relativo de cada componente en el periodo *t*. Nótese que al ser el índice un promedio aritmético, estos pesos pueden variar para reflejar cambios en los precios relativos[5].

Es importante anotar que se llevaron a cabo análisis para diversos horizontes traslapados de uno, tres, doce, veinticuatro y treinta y seis meses, es decir $k = \{1,3,12,24,36\}$.

3.2 Momentos de la distribución de cambios en precios

Existe abundante literatura que documenta distribuciones de cambios en precios que tienden a alejarse de la normalidad. Constan además abundantes justificaciones teóricas para esperar distribuciones no normales[6]. Con el fin de verificar ese resultado, en esta sección se presenta un análisis de las características de la distribución de variaciones de precios en Costa Rica, que sigue de cerca la exposición realizada por Roger (1997) para datos de Nueva Zelanda.

El cuadro 1 muestra estadísticas de los primeros dos momentos muestrales escalados respecto a la media además de la mediana, la curtosis y el coeficiente de asimetría de cada distribución transversal de cambios en precio de los componentes del IPC para horizontes traslapados $k = \{1,3,12,24,36\}$[7].

Las cifras sugieren una distribución típicamente no normal. En particular destaca la elevada y muy volátil curtosis, especialmente de las variaciones de alta frecuencia. El promedio de la curtosis para datos mensuales y trimestrales es de 54 y 38 con desviaciones estándar del orden de 40 y 30 respectivamente.

Si bien esperable, otra característica destacable es que este apuntalamiento decrece conforme *k* aumenta, es decir, a medida que las variaciones son de más baja frecuencia. Además de mostrar colas anchas, la distribución muestral de cambios en precios tiene una marcada asimetría a la derecha. Para datos mensuales y trimestrales las medias del coeficiente de asimetría son 0,70 y 0,54 con desviaciones estándar de 4,6 y 3,8 respectivamente. Al igual que en el caso de la curtosis, la volatilidad tiende a decrecer conforme disminuye la frecuencia de los cambios de precio calculados.

---

[5] Si las ponderaciones son fijas, como es el caso del IPC en Costa Rica, y se denotan como r_i, el nivel de precios agregado se define como $P_t = \sum r_i p_{it}$ y puede demostrarse que en tal caso el cambio en el nivel agregado de precios se aproxima como una suma ponderada de los cambios individuales. En tal caso $\omega_{it} = r_i \left(p_{it}/p_{i(t-1)}\right)$.

[6] Roger (2000) ofrece una amplia compilación de esta literatura.

[7] Si cada componente tiene un peso distinto, se define el $h-ésimo$ momento respecto a la media como $m_{ht}^k = \sum_i \omega_{it}\left(\pi_{it}^k - \Pi_t^k\right)^h$. Así la asimetría $\left(A_t^k\right)$ y la curtosis $\left(C_t^k\right)$ son, respectivamente, el tercer y el cuarto momento escalado. $A_t^k = m_{3t}^k/\left(m_{2t}^k\right)^{3/2}, C_t^k = m_{4t}^k/\left(m_{2t}^k\right)^2$

Cuadro 1

Resumen de estadísticas de las distribuciones transversales de cambios en precios de los productos del IPC (% de cambio anualizado), Enero 1995 - Febrero 2011

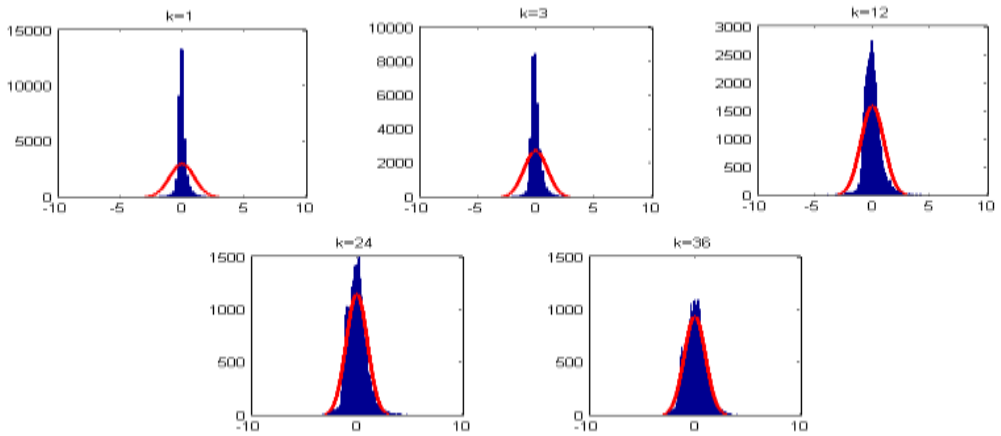
	Base de cálculo	Media	Mediana	Desv, Std,	Curtosis	Asimetría
Media	Mensual	10,15	8,07	53,46	53,54	0,70
	Trimestral	10,17	8,84	28,01	37,82	0,54
	Anual	10,14	9,56	11,03	15,45	0,81
	Bianual	10,01	9,83	6,64	6,23	0,33
	Trianual	9,84	9,86	5,16	4,96	0,11
Mediana	Mensual	10,63	7,74	50,45	41,39	0,77
	Trimestral	10,42	8,64	27,31	28,73	0,70
	Anual	10,08	9,17	10,85	12,48	1,11
	Bianual	9,66	9,65	6,57	5,46	0,36
	Trianual	9,30	9,37	5,04	4,49	0,05
Desv, Std,	Mensual	5,86	3,16	11,32	40,08	4,64
	Trimestral	4,70	3,27	5,94	30,94	3,76
	Anual	3,19	2,98	1,79	9,89	1,88
	Bianual	2,36	2,29	1,09	2,70	0,74
	Trianual	1,65	1,71	0,55	1,85	0,58

FUENTE: elaboración propia

Para ilustrar de una mejor forma estas características de la distribución muestral de cambios en precios, en la figura 1 se grafican los histogramas correspondientes a las observaciones históricas de cambios en precio de los productos del IPC para $k = \{1,3,12,24,36\}$. En vista de que la media de los cambios puede variar a lo largo del tiempo, la distribución transversal en cada caso se muestra normalizada (medida en número de desviaciones estándar respecto a la media). En cada caso se sobrepone la distribución normal estándar con el fin de contrastar el alejamiento de la normalidad.

Figura 1

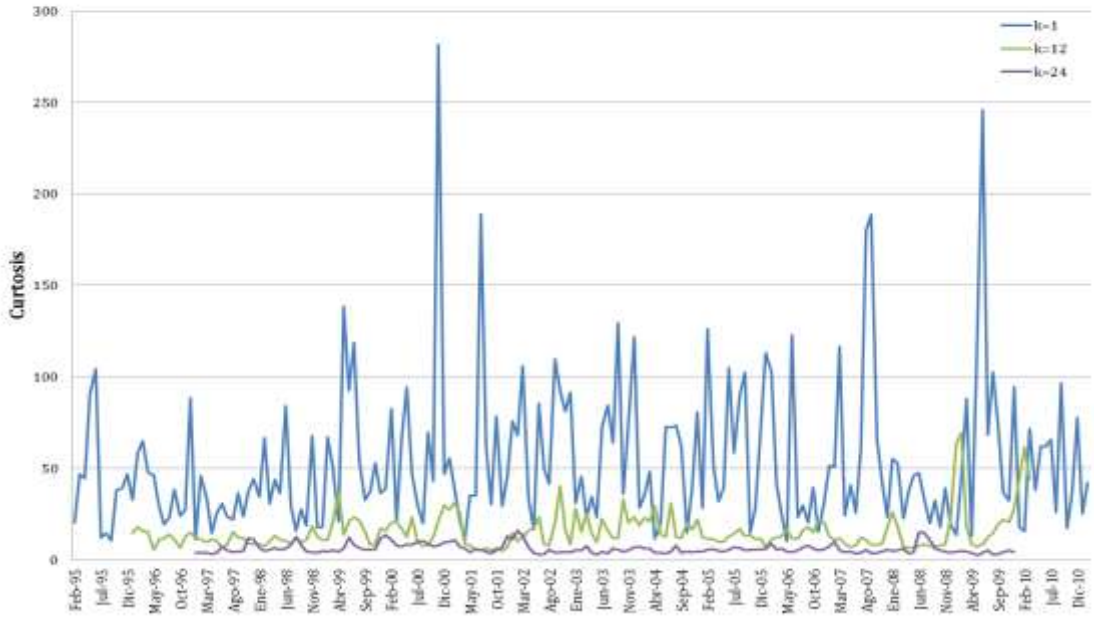
Distribución de variaciones estandarizadas de productos del IPC vs. Distribución normal estándar. Febrero 1995 - Febrero 2011



FUENTE: elaboración propia

En la figura 2 se muestra la evolución temporal del cuarto momento escalado alrededor de la media de la distribución muestral de cambios de precios para variaciones mensuales, anuales y bianuales. Es evidente que el apuntalamiento desciende conforme *k* aumenta.

Figura 2
Curtosis de la distribución de cambios mensuales, anuales y bianuales de los productos del IPC. Febrero 1995 - Febrero 2011.



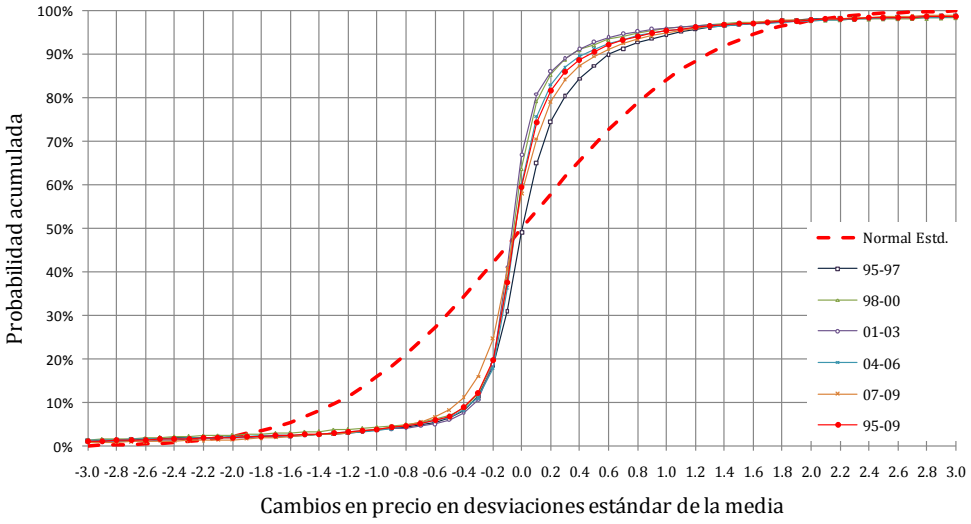
FUENTE: elaboración propia

Es posible que en la figura 1 no quede claramente ilustrado la tendencia hacia la asimetría positiva que se observa en los datos del cuadro 1. En la figura 3 se grafica la distribución de frecuencia acumulada de cambios mensuales de precio para diversos subperíodos de 3 años de extensión junto a la correspondiente distribución normal estándar acumulada (línea punteada). En todos los subperíodos es claro que la distribución acumulada cruza el cero en niveles superiores al 50% de probabilidad, lo que denota la marcada asimetría hacia la derecha reportada anteriormente.

En suma, la evidencia histórica apunta hacia una distribución de cambios de precio leptocúrtica y con asimetría positiva. Este resultado no es excepcional dentro de lo reportado en estudios similares para otros países. Bryan et al, *op.cit.* reportan resultados similares para el caso de Estados Unidos con una muestra de datos mensual que abarca el periodo enero de 1967 a abril de 1994[8]. Roger (1997). con datos trimestrales de Nueva Zelanda y una muestra desde el segundo trimestre de 1949 al cuarto de 1996, también reporta colas anchas y marcada asimetría positiva[9].

[8] El estudio utiliza datos a un nivel más bajo de agregación (36 subclases). Las curtosis medias para k=1,3 son de 11,2 y 9,6. Mientras que las asimetrías alcanzan niveles promedio de 0,2 y 0,16.
[9] Las cifras neozelandesas corresponden a niveles medios de curtosis y asimetría de 7,2 y 0,7 respectivamente para datos de frecuencia trimestral (k=3).

Figura 3
Distribución de frecuencia acumulada de cambios en precios mensuales para subperiodos de 3 años.



FUENTE: elaboración propia

A pesar de los diferentes promedios inflacionarios en cada uno estos periodos de 36 meses, la forma de la distribución es básicamente la misma. Nótese además que el cambio de base del IPC ocurrido a mediados del 2006 tampoco tuvo algún efecto apreciable en la forma de la distribución.

Las características resaltadas señalan potenciales fuentes de ruido en la medición de inflación que utilice al IPC como indicador de alta frecuencia. En específico, las colas anchas en la distribución hacen que al tomar una muestra de las variaciones mensuales en un periodo particular, exista una alta probabilidad de observar variaciones extremas en alguna de las colas que no sean compensadas por variaciones extremas en la otra, provocando que la media muestral sea potencialmente sesgada y muy volátil en muestreo repetido.

La interpretación económica de estas características de la distribución de cambios se ha explicado con el argumento de la inflexibilidad en el ajuste de precios, en especial a corto plazo. Ajustar precios es costoso, esta es la premisa de todos los modelos de *costos de menú* que ocasiona precios no completamente flexibles a nivel agregado.

Quienes fijan precios los ajustarán solamente si su precio deseado se ubica por fuera de los límites que los costos de menú señalan. Esto retrasa el momento del ajuste y provoca que, en cada periodo, quienes modifican sus precios lo hagan en una proporción mayor a la necesaria, lo que conduce a habituales observaciones extremas en la distribución (colas anchas).

En cuanto al origen teórico de la asimetría, Ball y Mankiw (1995) argumentan que emerge pues los fijadores de precios que desean incrementos tienden a efectuar los ajustes de precio más a menudo que aquellos que desean una disminución. Tal comportamiento daría origen a una relación positiva entre asimetría e inflación. El argumento de los modelos de *costos de menú* indica que quienes desean una disminución de sus precios reales, a fines de evitar incurrir en costos por ajuste de precios nominales, dejarán que la inflación general haga el trabajo. Manteniendo inalterados los

precios nominales, incrementos en el nivel general de precios eventualmente reducirán el precio real relativo de sus productos.

Otro tipo de explicaciones para la presencia de asimetrías en la distribución de cambios de precio las ofrece Roger (2000) e incluyen la infrecuencia de ajustes debida a la existencia de regulaciones gubernamentales (precios regulados) y la estacionalidad de algunos bienes. Cuando existen regulaciones o estacionalidades que determinan el momento de los ajustes, inevitablemente existirán cambios extremos. El mismo autor demuestra que tanto la asimetría como la curtosis serán altas aun cuando un porcentaje tan bajo como el 4% de los precios estén sujetos a ajustes infrecuentes.

Si todos los precios fuesen completamente flexibles, se esperaría que la distribución de cambios tendiese a la normalidad. Esto queda patente al observar que al alargar la frecuencia de referencia en los cambios, esto es, dar más tiempo para la realización de ajustes, tanto la curtosis como la asimetría tienden a disminuir en los datos históricos de Costa Rica.

Ahora bien, conociendo los problemas a que conduce utilizar promedios cuando la distribución poblacional no es normal, y teniendo evidencia que señala serios alejamientos de este supuesto para la distribución de cambios de precio en Costa Rica, especialmente para datos de alta frecuencia, cabe preguntarse ¿qué tipo de solución es factible adoptar para maximizar el provecho que pueda obtenerse de los datos mensuales sobre precios a la hora de intentar aproximar cambios en la tendencia inflacionaria?

Bryan et al, *op. cit.* señalan dos opciones. Por un lado modelar explícitamente el comportamiento de los fijadores de precios, para lo cual existe abundante literatura teórica pero a la vez requeriría estimar las cambiantes reglas de fijación de precios. La otra opción sugerida es tratar tales reglas de ajuste estado-dependientes como un problema de muestreo estadístico. Para ello, se considerarían las distribuciones mensuales (o trimestrales) de cambios de precio de los productos del IPC como pequeñas muestras aleatorias de una distribución poblacional de más baja frecuencia. Llamaremos a esta aproximación *enfoque estocástico de inflación subyacente.*

Teóricamente tal distribución poblacional tendería a la simetría y así lo asumen estos autores. Sin embargo, para el caso costarricense la evidencia señala que la asimetría positiva se mantiene aún con datos de muy baja frecuencia y es independiente de la muestra de datos utilizada. De manera que, como se verá adelante, asumir simetría y utilizar medias truncadas centradas en la media de la distribución conduce a una subestimación sistemática de la tendencia inflacionaria.

Esto nos acerca al enfoque alternativo de Roger (1997), quien lidia directamente con el problema de la falta de simetría adoptando como estimador de inflación subyacente el percentil de la media de la distribución. En este documento adopta esa metodología, calculando truncamientos asimétricos centrados en el percentil de la media, pero también en otros percentiles cercanos.

4 Enfoques para medir la inflación subyacente

4.1 Percentil de la media

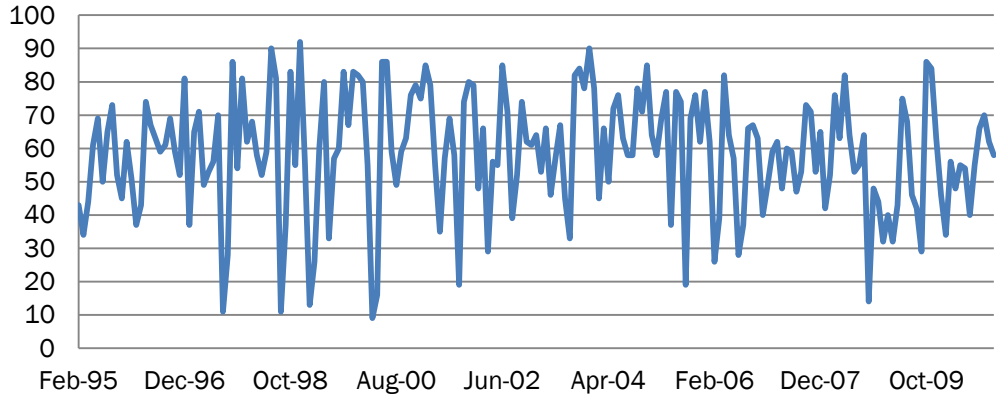
Al tratar el tema de la eficiencia relativa de la media muestral versus otros estimadores del promedio poblacional, los textos de estadística a menudo asumen que cada medida alternativa es insesgada, o en el peor de los casos un estimador consistente. El supuesto implícito en este análisis es que la distribución poblacional es simétrica. Ahora bien, ya se ha visto que este no es el caso de la distribución empírica que se está tratando.

Roger (1997) enfrenta el problema pragmáticamente. El autor aduce que para distribuciones cuya media existe, la observación que se ordene en el nivel más bajo será consistentemente un estimador sesgado hacia abajo, mientras que la observación ordenada en el nivel más alto será sistemáticamente sesgada hacia arriba. Así que en alguna posición entre esas dos se localizará un estadístico de orden (un percentil) que en promedio será un estimador insesgado de la media poblacional.

Es evidente que para distribuciones simétricas, la observación correspondiente al percentil 50, es decir la mediana, será un estimador insesgado de la media poblacional. Sin embargo para distribuciones asimétricas a la derecha, el percentil correspondiente a la media poblacional será más alto. Así pues, Roger aduce que el problema se reduce a encontrar el percentil que corresponda a la media de la distribución poblacional.

La figura 6 muestra la evolución del percentil en que se ubica la media muestral ponderada de la distribución de cambios mensuales a nivel de producto. La volatilidad de esta serie demuestra cuán poco representativo de la masa de la distribución es el promedio ponderado. Se han dado meses en que tal promedio ha estado tan solo por sobre el 10% del total de los cambios de precio, mientras en otros periodos ha sido superior hasta del 90% de ellos. Más que el simple coeficiente de asimetría, esto ilustra el grado en que la media ponderada podría ser halada lejos de la masa central de cambios de precio debido a variaciones ubicadas en las colas de la distribución.

Figura 4
Percentil de la media muestral de la distribución de cambios de precios a nivel de producto. Febrero 1995 - Febrero 2011



FUENTE: elaboración propia

Existe una potencial dificultad cuando se adopta el enfoque sugerido por Roger (1997). Si la forma de la distribución poblacional varía con el tiempo, el percentil en que se ubica la media también dependería del tiempo. Si existe una asociación positiva entre el nivel de asimetría de la distribución y el nivel inflacionario y se utiliza cierto percentil fijo para estimar la media poblacional en periodos de inflación creciente, sistemáticamente se estaría subestimando la tendencia inflacionaria. En periodos de inflación decreciente, por el contrario, se estaría sobreestimando.

De la figura 6 no es posible dilucidar alguna tendencia o comportamiento cíclico definido en la ubicación del percentil de la media. Esto constituye un primer indicio en contra de que la asimetría de la distribución dependa sistemáticamente de los niveles de inflación.

Ahora bien, si se considera a la distribución de cambios de precios en un mes específico como una muestra aleatoria particular tomada de una distribución característica o poblacional, entonces contrastar las distribuciones de varios periodos podría ayudarnos a aproximar la distribución poblacional

El cuadro 2 muestra, el promedio y la mediana del percentil de la media ponderada para variaciones mensuales a nivel de producto, en subperiodos de cuatro años de extensión. Según se aprecia, no hay cambios significativos a lo largo del tiempo. De modo que se puede concluir que la asimetría en la distribución de cambios de precios no depende del tiempo, parece relativamente estable en niveles cercanos al promedio de todo el periodo.

Cuadro 2

Estimaciones del percentil de la media poblacional con datos a nivel de producto

Periodo	Datos mensuales	
	Promedio del percentil de la media	Mediana del percentil de la media
95-98	56,4	59,0
99-02	60,6	61,5
03-06	64,6	66,5
07-10	54,8	53,0
ene95-feb 11	58,6	60,0

FUENTE: elaboración propia

Si bien la evidencia recién mostrada sugiere cierta estabilidad en la forma de la distribución de variaciones de precio, la pregunta aún sin responder es qué percentil de la distribución muestral es el adecuado para utilizarlo como estimador de la media poblacional. Si bien la información contenida en el cuadro 2 sugiere que debería ser alguno entre el 54 y 64, la decisión debería basarse en alguna cuantificación numérica más precisa.

Roger (1997) sugiere calcular el nivel de inflación implícita asociada a cada percentil y usar estos niveles para obtener un porcentaje o tasa de sesgo respecto al correspondiente nivel de cambio en el IPC. El cuadro 3 muestra los porcentajes de sesgo para el total de la muestra (enero 1995 a

febrero 2011) y para dos sub muestras correspondientes a cada cesta (enero 1995 a julio 2006 y agosto 2006 a febrero 2011).

Cuadro 3

Tasas de desvío de los niveles de precios asociados con diferentes percentiles de la distribución de cambios mensuales de precios respecto al IPC.
Datos anualizados a nivel de producto.

		Enero 95 - Febrero 11		Enero 95 - Julio 06		Agosto 06 - Febrero 11	
		Promedio de varición %	Promedio de desvíación % respecto a IPC	Promedio de varición %	Promedio de desvíación % respecto a IPC	Promedio de varición %	Promedio de desvíación % respecto a IPC
	IPC total	11,07	0,00	12,14	0,00	8,41	0,00
	55	9,45	-1,46	9,98	-1,94	8,14	-0,26
	56	9,76	-1,19	10,28	-1,68	**8,47**	**0,05**
	57	10,07	-0,90	10,58	-1,41	8,82	0,38
	58	10,37	-0,63	10,85	-1,16	9,17	0,70
	59	10,67	-0,36	11,13	-0,91	9,52	1,03
Percentil	**60**	**11,00**	**-0,06**	11,40	-0,63	9,88	1,37
	61	11,30	-0,22	11,73	-0,37	10,24	1,70
	62	11,63	0,51	**12,03**	**-0,10**	10,63	2,06
	63	11,97	0,82	12,35	0,19	11,00	2,41
	64	12,32	1,14	12,69	0,50	11,38	2,76
	65	12,66	1,45	13,01	0,78	11,78	3,13

FUENTE: elaboración propia

Según se aprecia, cuando la referencia de cálculo de las variaciones es mensual, el menor sesgo (en valor absoluto) respecto a la inflación se alcanza tomando el percentil 60 para el total de la muestra y en 62 para la sub muestra que va de enero 95 a julio 06. Para el periodo entre agosto 06 y febrero 11, el percentil con el desvío más bajo es el 56. En síntesis el percentil 60 parece ser un estimador razonable del percentil poblacional de la media para variaciones mensuales.

4.2 Medias truncadas simétricas y medias truncadas asimétricas del IPC

En esta breve sección se reseña el procedimiento de cálculo de medidas de inflación mediante el enfoque de medias truncadas simétricamente, o sea centradas en el percentil 50 de la distribución, y mediante el enfoque de medias truncadas asimétricamente, o sea centradas en un percentil diferente al 50.

El conocido método de truncamientos simétricos consiste básicamente en ordenar la muestra de variaciones, eliminar (truncar) las colas de la distribución y promediar lo que reste. Ahora bien, el caso del IPC, por ser un promedio ponderado, requiere cierta elaboración. Para calcular el promedio ponderado truncado al α% en el periodo *t,* se ordena la muestra de variaciones de los componentes $\{\pi_{1t}, \pi_{2t}, \dots, \pi_{nt}\}$ en forma ascendente (o descendente) junto con los respectivos pesos asociados $\{\omega_{1t}, \omega_{2t}, \dots \omega_{nt}\}$. A continuación se define $\Omega_{\mathrm{i}} \equiv \sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{i}} \omega_{jt}$ como la sumatoria acumulada de pesos de los componentes ordenados del 1 al *i-ésimo.* Ahora bien, el conjunto de observaciones a promediar

para el truncamiento del $\alpha\%$, al que llamaremos Ψ_α, sería el compuesto por los *i*-componentes tales que $\frac{\alpha}{100} < \Omega_i < \left(1 - \frac{\alpha}{100}\right)$. De esta forma el promedio ponderado truncado al $\alpha\%$ en el periodo *t* sería:

$$\bar{\pi}_{\alpha t} = \left(\frac{1}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \right) \sum_{i \in \Psi_\alpha^a} \omega_{it} \pi_{it} \tag{3}$$

Ahora bien, debe existir algún conjunto de criterios para escoger un valor para porcentaje de truncamiento α que sea utilizado para generar serie de media truncada de referencia.

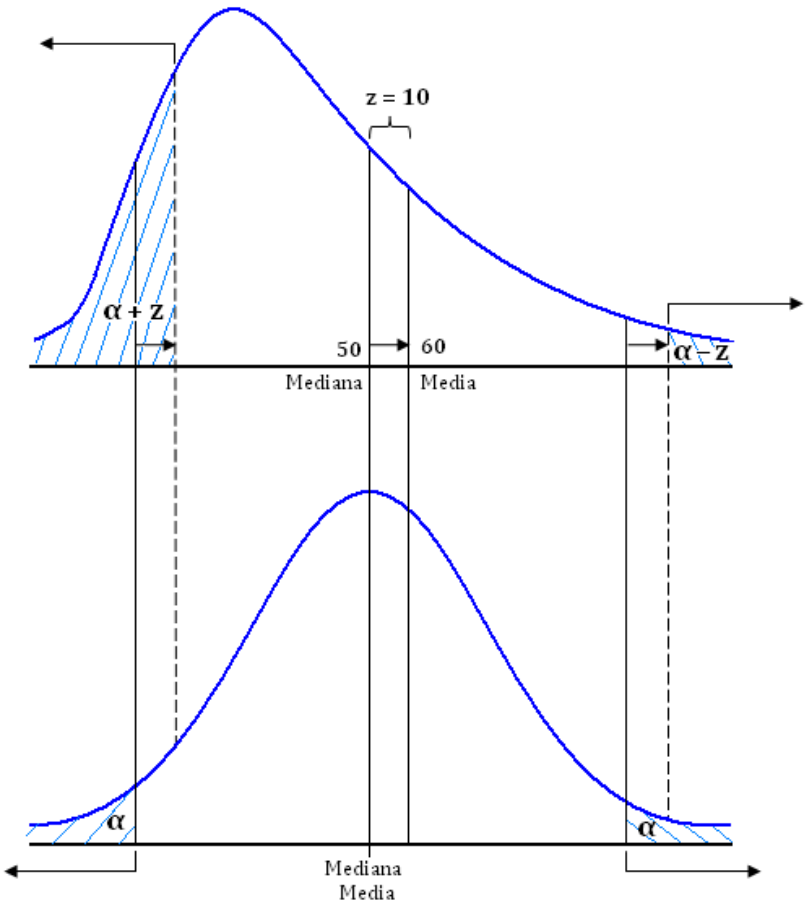
Por otro lado, el método de truncamiento asimétrico propuesto por Roger (1997) aborda simultáneamente los problemas de ineficiencia de la media muestral, ocasionado por la alta curtosis, y de sesgo sistemático de las medias truncadas simétricas causado por la asimetría. Este método de medias truncadas ha sido utilizado en distintos países. Véase, entre otros, Roger (1997), Bryan y Cechetti (2001), Laflèche (1997), Mio e Higo (1999) y Jaramillo (1998).

Para aplicar el enfoque de Roger (1997), en primera instancia debe haberse estimado el percentil de la media de la distribución poblacional al que se denotará como ρ, lo cual ya fue realizado en la sección 4.1. Para calcular el promedio ponderado truncado asimétricamente al $\alpha\%$ en el periodo *t*, se ordena la muestra de variaciones de los componentes $\{\pi_{1t}, \pi_{2t}, \dots, \pi_{nt}\}$ en forma ascendente junto con los respectivos pesos asociados $\{\omega_{1t}, \omega_{2t}, \dots \omega_{nt}\}$. Posteriormente se define $\Omega_i \equiv \sum_{j=1}^{i} \omega_{jt}$ como la sumatoria acumulada de pesos de los componentes ordenados del 1 al *i-ésimo.* Ahora bien, el conjunto de observaciones a promediar para el truncamiento asimétrico del $\alpha\%$ sería el compuesto por los *i*- componentes tales que $\frac{\alpha+z}{100} < \Omega_i < \left(1 - \frac{(\alpha-z)}{100}\right)$, donde z = ρ -50. A tal conjunto lo denotaremos como $\Psi_\alpha{}^a$. Esto define el promedio ponderado truncado asimétricamente al $\alpha\%$ en el periodo *t* como:

$$\bar{\pi}_{\alpha t}^{a} = \left(\frac{1}{1 - 2\frac{\alpha}{100}} \right) \sum_{i \in \Psi_\alpha^a} \omega_{it} \pi_{it} \tag{4}$$

El procedimiento se ilustra en la figura 5.

Figura 5
Truncamiento asimétrico centrado en el percentil de la media



En la sección siguiente se expone los resultados del cálculo de las series de inflación de medias truncadas, así como el proceso de evaluación al cual fueron sometidas.

5 Cálculo y evaluación de medias truncadas para Costa Rica.

Como se mencionó anteriormente, la distribución de cambios en los precios de los componentes del IPC muestra una curtosis mayor que la de la distribución normal. En estos casos, se puede demostrar que un estimador de la media poblacional que proporcione mayor peso a los cambios centrales de la distribución es más eficiente que la media muestral. Las medias truncadas son un claro ejemplo de este tipo de estimadores de la media poblacional. De hecho, Bryan et al, *op. cit,* muestran que en general, entre más leptocúrtica es la distribución de los cambios en los precios, mayor deberá ser el truncamiento óptimo.

Sin embargo, hay que tener presente que las consideraciones de Bryan et al, op.cit, parten de una distribución de cambios en los precios simétrica. Si por el contrario, esta distribución no solo es leptocúrtica, sino que también es asimétrica positiva como en el caso de Costa Rica un estimador insesgado de la media poblacional debería truncar más en la cola izquierda que en la cola derecha. Esto se debe a que en una distribución con asimetría positiva un porcentaje *x* de los cambios en los

precios más altos contribuye más a la inflación que ese mismo porcentaje de los cambios en los precios más bajos.

Dado lo anterior, Marques y Mota (2000) argumentan que el centro ideal de la distribución debe estar por encima del percentil 50 debido a que de lo contrario se estaría subestimando sistemáticamente la inflación real. Además, de acuerdo con Roger (1997) el truncamiento óptimo debe ser asimétrico y debe estar centrado en el percentil de la media.

En la sección 4.1 se encontró que para el caso costarricense, el percentil 60 es un buen indicador del percentil de la media de la distribución de variaciones en el IPC. Sin embargo, en este trabajo no se descarta la posibilidad de que el truncamiento óptimo se encuentre centrado en otro percentil distinto al de la media. Por tal razón, se analizaron las series de inflación resultantes de truncamientos realizados con centro entre el percentil 50 y el percentil 70, tomando en cuenta truncamientos desde 0% a 49% para cada percentil de centro[10]. Es importante recordar que en el caso en que se considera un centro de la distribución diferente al 50 se trunca $\alpha + z$ en la cola izquierda y $\alpha - z$ en la cola derecha, donde α denota el truncamiento y z es la diferencia en puntos porcentuales entre el percentil considerado como centro y el percentil 50. Es claro que cuando se centra la distribución en el percentil 50, z será cero y cualquier truncamiento resultante sería simétrico. Por otro lado, si la distribución se centra en un percentil diferente al 50 cualquier truncamiento sería asimétrico. En particular, los truncamientos centrados en el percentil 60 corresponden precisamente a la metodología propuesta por Roger (1997). En adelante, cuando se mencione el *centro,* se estará haciendo referencia al percentil en el cual se centra el ejercicio de truncamiento. Así mismo, para facilitar la referencia a las series, se indicará primero al percentil sobre el cual se centró el truncamiento y luego el porcentaje α de truncamiento. Por ejemplo, la serie 55-18 resulta de un truncamiento centrado en el percentil 55, con un α de 18%.

Además, la lista de las series cuyas propiedades se analiza también incluye al Índice Subyacente de Inflación (ISI) y a las medias móviles centradas de la inflación del IPC para 12, 24 y 36 meses. En total, se analizaron 1053 series: 1049 truncamientos, el ISI y las tres medias móviles.

Por último, hay q tomar en cuenta que se contemplaron todos los productos de la canasta del IPC para el cálculo de las distintas inflaciones para todo el período entre enero de 1995 y febrero de 2011.

5.1 Referencias sobre evaluación de medias truncadas.

En esta sección se presenta una breve reseña sobre algunos estudios de referencia en los cuales se realizan ejercicios de evaluación de las propiedades de medidas de inflación subyacente.

En términos de propiedades generales deseables, Roger (1997) sugiere que las medidas de inflación subyacente deberían ser calculables en tiempo real, robustas, insesgadas y verificables. Por su parte, Wynne (1999) propone seis criterios que deberían cumplir tales indicadores: ser calculable en tiempo real, de fácil entendimiento por el público, con orientación prospectiva

[10] Se excluye de estos el centro 50 con truncamiento cero puesto que éste último representa la inflación del propio IPC.

(*forward-looking*), sustentado por teoría económica, debería tener un historial de desempeño verificable y además su historia no debería cambiar cada vez que se añade una nueva observación.

En lo referente a metodologías de escogencia y evaluación de indicadores, Marques, Neves y Sarmento (2000) critican que la comparación de las medidas de inflación subyacente respecto a medidas de tendencia sea el único criterio de escogencia del indicador. Esto es debido a que no existe garantía de que estas medidas de referencia sean las que mejor estiman la verdadera tendencia de la inflación subyacente y por tanto, este enfoque no asegura que el indicador que mejor aproxime la serie de referencia sea el que mejor aproxime la inflación subyacente. Comentan la importancia de incluir las series de tendencia en las pruebas de insesgamiento, puesto que si resultaran sesgadas respecto a la inflación carece de sentido utilizarlas como series de referencia para comparar el desempeño de otros indicadores.

Además, estos autores proponen condiciones necesarias que debe cumplir cualquier indicador potencial de inflación subyacente. Así, partiendo del supuesto de que la tasa de inflación es integrada de orden 1, proponen tres condiciones necesarias:

i) Ambas series de inflación no deben mostrar tendencias divergentes.
ii) La medida de inflación subyacente debe actuar como un atractor de la inflación; es decir, la inflación debe converger a la inflación subyacente en el largo plazo.
iii) La tasa de inflación no debe ser un atractor para la inflación subyacente.

Estas condiciones pueden verificarse mediante instrumental de Modelo de Corrección de Errores. Utilizando esta metodología, Marques y Motta (2000) encuentran que para el caso de Portugal, la media truncada asimétrica al 10% centrada en el percentil 51.5 muestra las características deseadas. Mankikar y Paisley (2004) aplican este enfoque a indicadores del Reino Unido y encuentran que las medidas de exclusión se desempeñan mejor que otros indicadores, entre ellos los de medias truncadas. Sin embargo, este método de evaluación está limitado únicamente a series de inflación no estacionarias.

Ahora bien, Rich y Steindel (2005) sugieren los siguientes cuatro criterios de desempeño para un indicador de inflación subyacente:

i) Transparencia en la construcción.
ii) Similaridad en las medias de los indicadores de inflación y de inflación subyacente
iii) Capacidad de ajustar la tendencia de la inflación.
iv) Capacidad de pronóstico[11].

La capacidad de ajustar la tendencia de la inflación es medida, como es usual, por medio de indicadores como la raíz del error cuadrático medio (RECM). De particular interés es el modelo utilizado para el análisis de la capacidad de pronóstico:

[11] Uno de los primeros estudios en proponer la evaluación de la capacidad de pronóstico como criterio para la escogencia de indicadores de inflación subyacente fue Laflèche (1997).

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

donde π_t es la inflación medida por el IPC en el momento t y π_t^* es la inflación mensual subyacente estimada en el momento t. Este modelo fue propuesto por Cogley (2002) y ha sido ampliamente utilizado para evaluación de indicadores de inflación subyacente. Ver, entre otros, Hogan, Johnson y Laflèche (2001) y Clark (2001).

Brischetto y Richards (2006) realizan un análisis empírico del desempeño de las medias truncadas y un índice de exclusión (similar al ISI) como indicadores de inflación de largo plazo para Australia, EE.UU., Japón y la zona del Euro. Fundamentalmente, estos autores utilizan cuatro criterios de comparación. En primer lugar, calculan la desviación estándar de los cambios en la inflación mensual y trimestral como medida de persistencia de los indicadores en el tiempo. En segundo lugar, se realizan pruebas de insesgamiento con referencia a la inflación medida por los índices de precios del consumidor. En tercer lugar, se analiza el ajuste de los indicadores a medidas de inflación tendencial. En particular, se realizaron comparaciones contra la media móvil de la inflación de 25 meses para el caso de Japón, EE.UU. y la zona Euro, y una media móvil de 9 trimestres para el caso de Australia. Por último, analizaron la habilidad para predecir la inflación en períodos cortos de tiempo. Según estos autores, a pesar de que la racionalidad de los indicadores de inflación subyacente se fundamentan en la inflación de largo plazo, es de mayor utilidad para efectos de política económica que los Bancos Centrales puedan pronosticar la inflación para períodos de tres a seis meses. En este sentido, se calcularon el errores cuadráticos medios de la inflación respecto a los rezagos del indicador subyacente y también hicieron pruebas de causalidad en el sentido de Granger entre los indicadores propuestos. Concluyen que los indicadores de medias truncadas tienen un mejor desempeño como medidas de inflación subyacente que los índices de exclusión.

En un estudio más reciente, Bermingham (2009) incluye los indicadores de inflación subyacente utilizados para EE.UU y evalúa su ajuste a medidas de tendencia, así como su capacidad para pronosticar la inflación oficial (con un modelo igual al de Rich y Steindel, 2005), pero además aplica dos criterios adicionales: la habilidad del estimador para predecir cambios en la dirección de la inflación, y una medida de concordancia. Según el autor, una propiedad importante de la inflación subyacente es indicar si existen presiones inflacionarias en la economía a través del cálculo de una brecha de la inflación similar a la brecha del producto. El grado con el que los indicadores de inflación subyacente pronostican correctamente el signo de la brecha de inflación es lo que se utiliza como estimador de la concordancia. Concluyen que es muy difícil separar los indicadores de inflación subyacente debido a sus desempeños tan similares.

En resumen, puede distinguirse tres criterios que se repiten en la mayoría de ejercicios de evaluación de medidas de inflación subyacente: pruebas de insesgamiento que incluyan a las medidas de tendencia de inflación, verificación de la capacidad de ajuste a dichas medidas de tendencia y algún tipo de evaluación de la capacidad de pronóstico como indicador de su orientación prospectiva.

5.2 Criterios de evaluación utilizados

El objetivo del ejercicio de evaluación es identificar truncamientos que generen series de inflación que cumplan con una serie de propiedades deseables. Tomando como referencia la inflación del IPC, se utilizaron como criterios de selección pruebas de insesgamiento, pruebas de capacidad de pronóstico y la capacidad de ajuste a una medida de tendencia de dicha serie de inflación.

Bryan y Cechetti (1994) indican que la inflación de largo plazo representa un componente del cambio de los precios que se espera que persista dentro de distintos horizontes de tiempo. Para tomar esto en cuenta, se realizaron pruebas de insesgamiento basadas en la ecuación sugerida para ese fin por Cogley (2002):

$$\pi_t - \pi_{t-i} = \alpha_i + \beta_i(\pi^*_{t-i} - \pi_{t-i}) + \varepsilon_t \tag{6}$$

donde π_t es la inflación medida por el IPC en el momento t y π^*_{t-i} es la inflación mensual subyacente estimada en el momento $t - i$. La característica de insesgamiento se comprueba si no se rechaza la hipótesis conjunta de $\alpha_i = 0$ y $\beta_i = 1$. Esta prueba se realizó para horizontes de $i = 1, 6, 12$ y 24 meses.

Por su parte, la prueba de capacidad de pronóstico utilizada fue la propuesta por Diebold y Mariano (1995). Esta prueba compara dos pronósticos para una serie y permite establecer si uno de ellos incorpora toda la información relevante del pronóstico alternativo, partiendo de una hipótesis nula de igual poder predictivo. En el anexo detalla la metodología de la prueba. En primer lugar se generaron pronósticos a partir de la regresión propuesta por Cogley (2002) y utilizada por Rich y Steindel (2005) y Bermingham (2009), entre otros:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi^*_t - \pi_t) + \varepsilon_{t+h} \tag{7}$$

En este caso π_{t+h} representa un pronóstico de ventana móvil para el horizonte h, obtenido con un tamaño de ventana de al menos 11 años. De nuevo, se utilizaron los valores de horizontes de h= 1, 6, 12 y 24 meses. Una vez generados los pronósticos a partir de todas las series de medias truncadas, se realizó la prueba considerando cada posible par de pronósticos[12]. Debe destacarse que usar la desviación con respecto a la inflación subyacente para predecir el cambio en la inflación sobre los siguientes *h* períodos corresponde con la intuición de que si dicha desviación identifica cambios de precio que se espera desaparezcan eventualmente, entonces la medida de inflación subyacente utilizada por definición debería ser útil para dar una idea de la reversión esperada en la inflación.

La evaluación del ajuste a la tendencia de la inflación supuso dos pasos. En primer lugar, se debió definir una serie de referencia para la tendencia. Una referencia ampliamente utilizada (entre otros por Bryan et al, *op. cit*), es una media móvil centrada de 24 meses. Ahora bien, en la literatura esta serie se suele tomar como una medida de la tendencia de la inflación, pero no se ha encontrado que sea generalizada la evaluación de sus propiedades. Por esta razón se le aplicó la prueba de

[12] Esto es, para cada pronóstico se aplicaron pruebas considerando la hipótesis nula de igual poder predictivo con cada uno de los otros 1051 pronósticos.

insesgamiento arriba descrita y se verificó que es un estimador insesgado de la inflación del IPC. El segundo paso, ya definida la media móvil de 24 meses como el indicador de la tendencia de la inflación, fue comparar el ajuste respecto a ella que tienen las demás series de inflación truncada. Para esto se calcularon la raíz del error cuadrático medio (RECM), la desviación absoluta media (DAM) y la raíz del error cuadrático medio relativo (RECMR) para todas las series estudiadas[13].

5.3 Resultados de la evaluación de las medias truncadas

En primer lugar se destaca que una gran mayoría de las series analizadas, incluyendo la inflación, resultaron ser estacionarias cuando se les aplicó la prueba de Phillips-Perron tanto con constante como con constante y tendencia. Esto descarta la posibilidad de utilizar los criterios de evaluación de Marques y Mota (2000), que se basan en una metodología aplicable únicamente a series con raíz unitaria.

Para identificar el truncamiento más adecuado para representar la medida de inflación subyacente en el caso de Costa Rica, el insesgamiento fue la primera característica verificada, descartándose las series de inflación de media truncada que resultaran sesgadas respecto a la inflación medida por el IPC según la prueba descrita en el apartado 5.2.

De seguido, se analizó la capacidad de pronóstico de cada serie por medio de la prueba de Diebold y Mariano (1995), para horizontes de 6, 12 y 24 meses. Como resultado, se dejaron de considerar los truncamientos cuyos pronósticos fueran superados sistemáticamente por los pronósticos resultantes de los demás truncamientos.

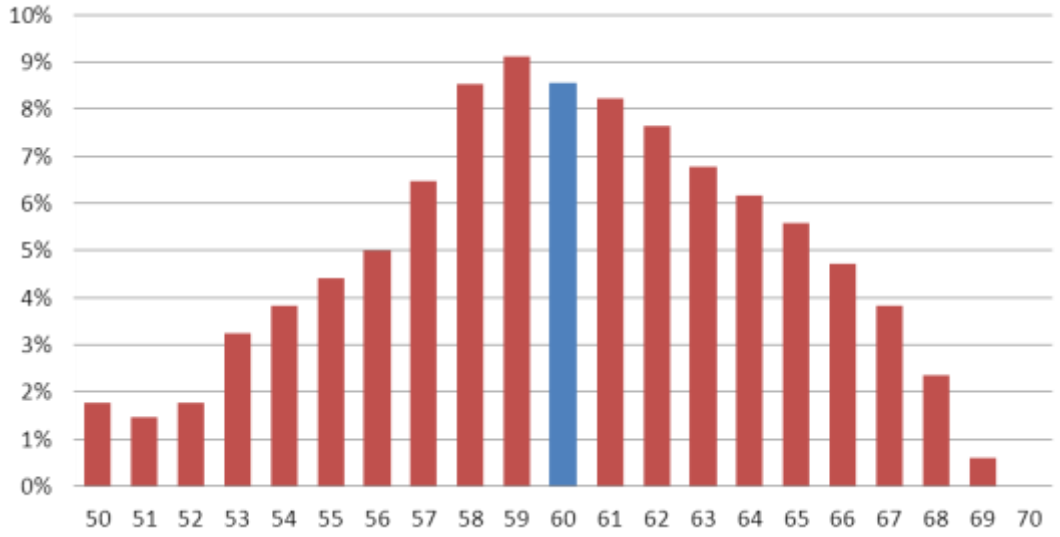
Una vez identificadas las series que resultaron insesgadas y con mejor capacidad de pronóstico, se analizó la medida en que de estas series ajustan varias series de tendencia insesgadas, y se seleccionó el percentil de centro y el porcentaje de truncamiento que resultaron en un mejor ajuste.

De las 1053 series bajo análisis, 202 pasaron la prueba de insesgamiento para horizontes de 6, 12 y 24 meses. Entre estas series se encuentran las medias móviles de 24 y 36 meses y también el ISI. Además, como muestra la figura 5, se encontró que los centros cercanos al percentil 60, estimado como el de la media, acumulan la mayoría del total de truncamientos insesgados para un horizonte de 24 meses.

---

[13] $RECM = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_j^N\left(\bar{\pi}_{\alpha j} - \Pi_j^*\right)^2}$ y $DAM = \frac{1}{N}\sum_j^N\left|\bar{\pi}_{\alpha j} - \Pi_j^*\right|$ Donde *N* es el número de observaciones válidas en cada comparación, donde $\bar{\pi}_{\alpha j}$ es la medida de tendencia de inflación y Π_j^* es la medida de inflación subyacente.

Figura 6
Porcentaje por percentil del total de truncamientos insesgados
Horizonte de 24 meses



FUENTE: elaboración propia

Esto último concuerda con la literatura, en lo referente a que el percentil de la media es un mejor estimador de la media poblacional que la media muestral para distribuciones como la de las variaciones de precios del IPC. Este resultado supone un argumento a favor de utilizar el percentil de la media estimado como el centro para realizar los truncamientos, como sugiere Roger (1997). Nótese que menos de un 2% del total de series insesgadas son truncamientos simétricos (centrados en el percentil 50), y corresponden a niveles de truncamiento de $\alpha \leq 6$.

Una vez identificadas las 202 series insesgadas se analizó la capacidad de pronóstico de cada una de ellas con respecto a la de las demás, por medio de la prueba de Diebold y Mariano, cuya hipótesis nula es igual poder predictivo en cada par de series. Se seleccionó los truncamientos cuyos pronósticos no fueron superados por los pronósticos de algún otro truncamiento insesgado para horizontes de 24 y 12 meses, y que fueron superados por menos de 1% a un horizonte de 6 meses[14]. Esto resultó en la escogencia del grupo de 24 series de inflación de media truncada que se muestra en el cuadro 6, en donde también se incluyen los datos para el ISI (ver anexo). Cerca de un tercio de las series seleccionadas corresponde a truncamientos centrados en percentiles situados a $\pm$2pp alrededor del percentil 60, el estimado como el de la media. Además, este grupo de 24 truncamientos no incluye ningún truncamiento simétrico.

Ahora bien, según la prueba de Diebold y Mariano, a ningún horizonte se puede determinar que el pronóstico de alguna de estas 24 series sea mejor que el de cualquiera otra de ellas, por lo que se pueden considerar como de capacidad de pronóstico equiparable. Eso sí, todas ellas resultan mejores predictores que el ISI para la inflación IPC a un horizonte de 24 meses.

[14] Esto es, 2 series o menos.

Una vez identificados los truncamientos insesgados que tienen mejor capacidad de pronóstico, se contrastó su capacidad para aproximar la tendencia de la inflación. El cuadro 4 muestra estadísticos de bondad de ajuste del IPC, del ISI y de las 10 series de medias asimétricas que mejor se ajustan a las medias medidas de inflación tendencial. Se incluye además los datos para la media simétrica insesgada con mejor ajuste. Los cálculos corresponden a datos anualizados y se encuentran ordenados descendentemente con respecto la RECM para la medida de referencia para este estudio, la media móvil de 24 meses.

Cuadro 4

Indicadores de bondad del ajuste de varias medidas de inflación respecto a estimadores de tendencia de la inflación

	Móvil de 24 meses		Móvil de 36 meses	
	RECM	DAM	RECM	DAM
IPC	6.28	4.82	6.22	4.54
Serie 50-06 (simétrico)	4.72	3.77	4.74	3.68
ISI	3.76	2.93	3.90	2.92
Serie 64-40	3.66	2.76	3.71	2.68
Serie 56-16	3.66	3.03	3.69	3.00
Serie 56-15	3.66	3.01	3.64	2.92
Serie 61-21	3.66	2.84	3.72	2.77
Serie 65-39	3.65	2.69	3.72	2.64
Serie 64-39	3.64	2.73	3.74	2.71
Serie 58-17	3.64	2.91	3.63	2.83
Serie 57-16	3.64	2.95	3.62	2.87
Serie 57-17	3.61	2.96	3.64	2.92
Serie 60-20	3.60	2.84	3.66	2.77

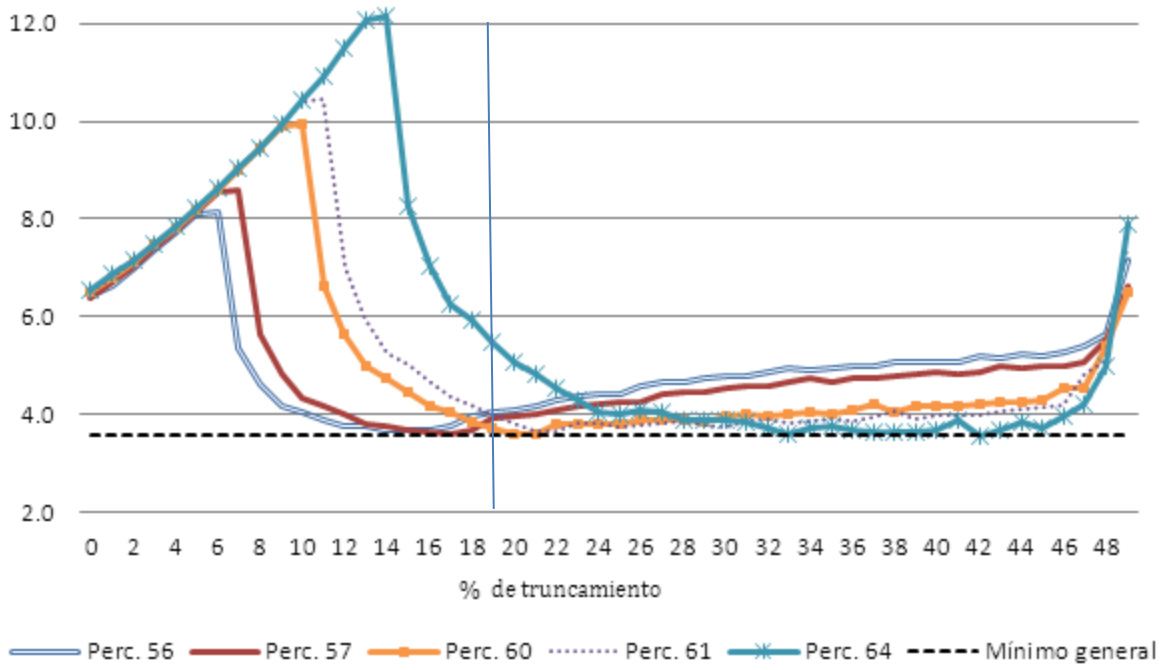
FUENTE: elaboración propia

Como se puede observar, de todos los truncamiento el que mejor aproxima la serie de tendencia utilizada como referencia es el asimétrico 60-20; es decir, el resultante de eliminar 30% de la cola izquierda y 10% de la cola derecha de la distribución de las variaciones de precios, centrando en el percentil de la media. Debe destacarse que este truncamiento es el que produce la mínima RECM de todos los truncamientos centrados en el percentil de la media.

La RECM resultante del truncamiento 60-20 es muy similar la mínima RECM para todos los 1049 truncamientos considerados[15], como se aprecia en la figura 7, que grafica la RECM respecto a la medida de tendencia para todos los truncamientos centrados de varios percentiles de referencia. La figura también ilustra que para percentiles cercanos al de la media, los porcentajes de truncamiento que generan las mínimas RECM se ubican entre el 15% y el 22% y se acercan considerablemente al mínimo general.

[15] Que ocurre en el truncamiento 64-42, con un ECM de 3,56.

Figura 7
Raíz del error cuadrático medio por porcentaje de truncamiento, para varios centros
Datos anualizados, con referencia a la media móvil de 24 meses



FUENTE: elaboración propia

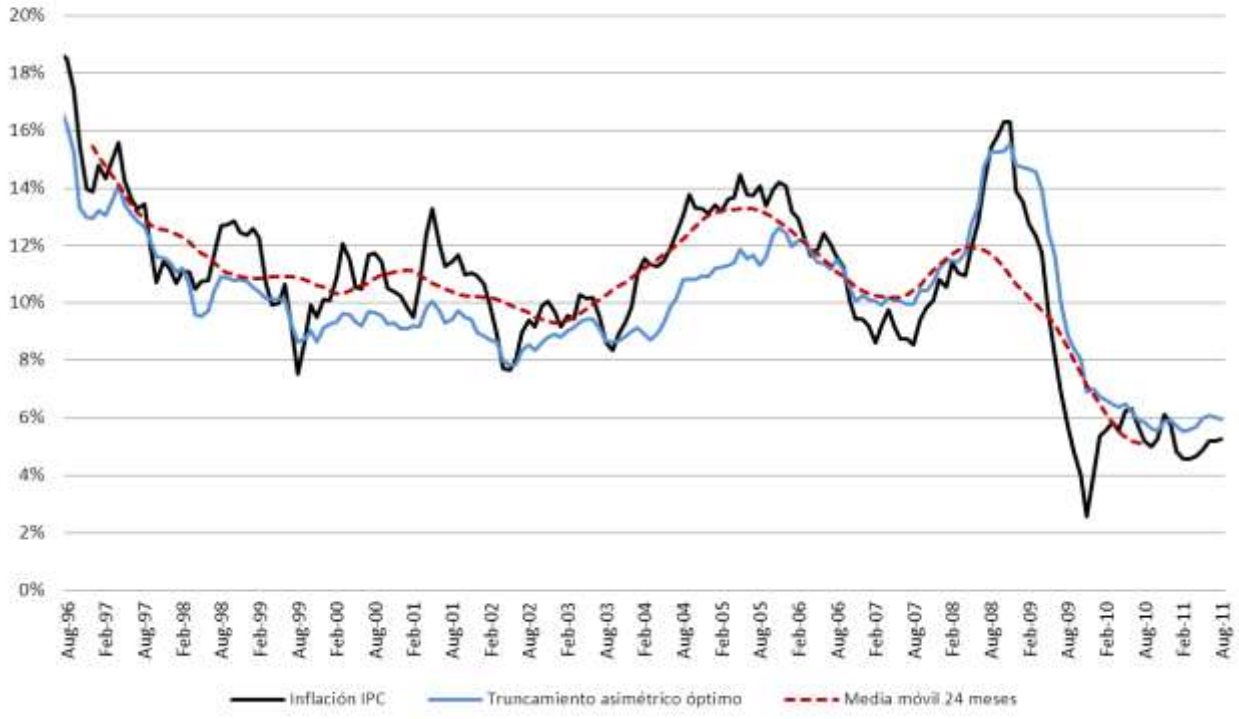
Dado que las medidas de inflación subyacente buscan eliminar el componente más volátil del indicador de inflación, es de esperar que su variabilidad sea menor a la de la serie de inflación del IPC a partir de la cual se construyen. El cuadro 5 del anexo muestra la variancia relativa del estimador de medias truncadas asimétricas en relación al IPC. El cálculo corresponde a la razón $\xi_a = \frac{\sigma_p}{\sigma_a}$, donde σ_a es la desviación estándar del IPC y σ_p la correspondiente desviación estándar del indicador de inflación subyacente. Se muestran los niveles para el total de la muestra (ene1995-feb2010) así como para 4 subperíodos. Niveles menores a 1 indican menor volatilidad del indicador construido con truncamientos asimétricos. Puede apreciarse que todas las series de inflación resultantes de truncamientos presentan una volatilidad menor que la del ISI, y que en general los truncamientos de percentiles cercanos al de la media muestran las volatilidades más bajas.

En general, las series de inflación de media truncada listadas en los cuadros 4 y 5 muestran propiedades similares, con la serie 60-20 destacándose en el ajuste a la medida de la tendencia de inflación. Para obtener esa serie, el truncamiento se centra en el percentil de la media, por lo que la idoneidad de su cálculo cuenta con respaldo teórico, como se expuso en la sección 4. Además, los porcentajes de truncamiento asociados a cada lado de la distribución (30% a la izquierda y 10% a la derecha) facilitan la comunicación de la forma de cálculo, lo que ayuda a garantizar las condiciones de "transparencia" y replicabilidad que algunos autores consideran esenciales en un

indicador de inflación subyacente. En resumen, se considera que la inflación resultante del truncamiento 60-20 es la serie con las características más adecuadas para ser usada como otro indicador de inflación subyacente en Costa Rica.

La figura 8 muestra la evolución de la serie de inflación de media truncada 60-20, junto con la de la inflación IPC y el indicador de tendencia de la inflación[16]. Puede apreciarse que desde finales de 2006 la inflación del truncamiento óptimo se ha ubicado consistentemente por encima de la inflación IPC, con una diferencia promedio de 1,1 p.p desde octubre de ese año. A agosto de 2011, la inflación interanual registrada por el IPC es 5,25% mientras que la inflación subyacente indicada por el truncamiento óptimo se ubica en 5,94%. La serie completa de valores puede consultarse en el cuadro 7, del Anexo.

Figura 8
Inflación con truncamiento óptimo e inflación IPC[1]



[1] Truncamiento centrado en el percentil 60, eliminando 30% a la izquierda y 10% a la derecha de la distribución de variaciones en precios.

FUENTE: elaboración propia.

[16] En la figura 9, en el anexo, puede apreciarse conjuntamente la evolución de algunas de las series de inflación subyacente analizadas en esta sección. En general, su evolución es muy similar. En la mayoría de períodos las medidas concuerdan al indicar el signo de la diferencia entre la inflación IPC y la inflación subyacente, con la excepción del ISI.

6 Conclusiones

El análisis de los datos muestra que la distribución histórica de los cambios de precio en Costa Rica es claramente distinta a una distribución normal, pues es altamente leptocúrtica y asimérica a la derecha. La elevada curtosis provoca que la media muestral sea un estimador ineficiente de la media poblacional. Por su parte, la crónica asimetría a la derecha introduciría un sesgo sistemático a la baja si se utilizan medias truncadas simétricas como estimadores de la inflación subyacente. Se estimó que para datos mensuales el percentil de la media es el 60.

Se realizó un proceso de evaluación de 1051 medias truncadas, además del ISI y tres medidas de inflación tendencial. En línea con la literatura reciente sobre el tema, se realizaron pruebas de insesgamiento, capacidad de pronóstico y capacidad de reproducir la tendencia de la inflación.

Se encontró que cerca de una quinta parte de las series de inflación de media truncada pueden considerar estimadores insesgados de la inflación IPC, con la mayoría de éstos concentrados alrededor del percentil de la media estimado. Esto ilustra la conveniencia del uso del percentil de la media como el centro para realizar los truncamientos asimétricos, como fue propuesto por Roger (1997). En contraste, la gran mayoría de truncamientos simétricos resultó sesgada. Debe destacarse que la media móvil de 24 meses también puede considerarse insesgada, por lo que no es objetable su uso como indicador de la tendencia de la inflación para Costa Rica.

De las series insesgadas de media truncada, 24 muestran mayor capacidad de pronóstico de la inflación IPC que el resto de series insesgadas, incluyendo al ISI, pero la misma capacidad de pronóstico entre sí. De este grupo de 24 series, el truncamiento que mejor ajusta la tendencia de la inflación es precisamente el de mejor ajuste dentro de los truncamientos centrados en el percentil de la media. Resulta de truncar 30% a la izquierda y 10% a la derecha de la distribución de variaciones en precios, centrando en el percentil 60. Además, el indicador de ajuste para este truncamiento es muy cercano al mínimo general para las 1052 series consideradas. Adicionalmente, los truncamientos asimétricos con mejor ajuste a la tendencia mostraron tanto mejor ajuste como menor variabilidad que el ISI, con las variabilidades más bajas correspondiendo a truncamientos centrados cerca del percentil de la media.

En general, las series de media truncada con mejor ajuste a la tendencia consideradas al final del ejercicio de evaluación coinciden en la ubicación de la inflación subyacente con relación a la del IPC. La serie de inflación resultante del truncamiento óptimo indica que desde finales de 2006 la inflación subyacente se ha ubicado consistentemente por encima de la registrada por el IPC.

7 Referencias

Ball, Laurence y N. Gregory Mankiw (1995). *Relative Price Changes and Aggregate Supply Shocks.* The Quarterly Journal of Economics. Febrero, pp. 161-93.

Bermingham, Colin. (2009). *A Critical Assessment of Existing Estimates of Core Inflation.* Dublín: Economic Analysis and Research Department, Central Bank and Financial Services Authority of Ireland.

Brischetto, Andrea y Richards, Anthony (2006). *The Performance of Trimmed Mean Measures of Underlying Inflation* (RBA Research Discussion Paper No 2006-10). Sydney: Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.

Bryan, Michael; Stephen Cecchetti y Rodney Wiggins II (1997). *Efficient Inflation Estimation.* Working Paper 9707. Federal Reserve Bank of Cleveland.

Bryan, Michael y Stephen Cecchetti (2001). *A Note on Efficient Estimation of Inflation in Brazil*. Working Paper Series 11, Banco Central do Brasil, Marzo.

Cecchetti, Stephen (1996). *Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers.* Mimeo. Department of Economics. The Ohio State University. Setiembre.

Clark, Todd (2001). Comparing Measures of Core Inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, *86*(2), pp-5-31

Cogley, Timothy (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking, 34*(1), 94-113.

David, Herbert (1981). *Order Statistics,* 2da edición. Nueva York: Wiley.

Diebold, Francis y Mariano, Robert. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economics Statistics*, 13, 253-263.

Diewert, Walter. (1995). *On the Stochastic Approach to Index Numbers.* Department of Economics Discussion Paper 95-31. University of British Columbia.

Hogan, Seamus; Johnson, Marianne y Laflèche, Thérèse (2001). *Core Inflation* (Technical Report 89). Ottawa: Bank of Canada.

Hogg, Robert. (1967). *Some Observations on Robust Estimation*. Journal of the American *Statistical Association. Vol. 62, diciembre, pg. 1179-86.*

Jaramillo, Carlos (1998). *Improving the measurement of core inflation in Colombia using asymmetric trimmed means.* Bogotá: Banco de la República.

Judge, Geroge; R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lütkepohl y Tsoung-Chao Lee (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics.* 2da Edición. Nueva York: John Wiley & Sons.

Koenker, Roger y Bassett, Gilbert (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), pp. 33-50

Laflèche, Thérèse (1997). Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation. *Bank of Canada Review,* otoño, pp. 29-47.

Mankikar, Alan y Paisley, Jo (2004). *Core Inflation: A Critical Guide* (Working Paper No.242). Londres: Bank of England.

Marques, Carlos Robalo y Mota, Joao Machado (2000). *Using the asymmetric trimmed mean as core inflation indicator* (Working Paper 6-00). Lisboa: Banco de Portugal.

Marques, Carlos Robalo, Neves, Pedro Duarte. y Sarmento, Luís Morais (2000). *Evaluating Core Inflation Indicators* (Working Papers w2000-03). Lisboa: Economics and Research Department ,Banco de Portugal.

Mio, Hitoshi y Masahiro Higo (1999). *Underlying Inflation and the Distribution of Price Change: Evidence from the Japanese Trimmed-mean CPI.* Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Vol. 17, no. 1.

Rich, Robert y Steindel, Charles (2005). *A Review of Core Inflation and an Evaluation of Its Measures* (Staff Report No.236). Nueva York: Federal Reserve Bank of New York.

Roger, Scott (1995). *Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-95* (Discussion Paper G95/5, setiembre.). Ch Reserve Bank of New Zealand.

Roger, Scott (1997). *A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96.* Discussion Paper G97/7, marzo. Reserve Bank of New Zealand.

Roger, Scott (2000). *Relative prices, Inflation and Core Inflation.* International Monetary Fund Staff Working Paper WP /00/58. Washington D.C. IMF.

Saborío, Gabriela; Ivania Solano y Alvaro Solera (2002). *Medidas de Núcleo Inflacionario para Costa Rica.* Documento de Investigación DIE-DM-DCS/08-2002-DI. División Económica, Banco Central de Costa Rica.

Wynne, Mark (1999). *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues* (European Central Bank Working Paper No. 5). Frankfurt: Banco Central Europeo.

Yule, U. (1911). *An Introduction to the Theory of Statistics.* 11va Edición 1937. Charles Griffen, Londres.

8 Anexo

Cuadro 5

Volatilidad de series de inflación subyacente relativa a la del IPC

Desviación estándar subyacente / desviación estándar IPC

	1995-1998	1999-2002	2003-2006	2007-2010	**ene1995-feb-2011**
IPC	1.00	1.00	1.00	1.00	**1.00**
Serie 50-06	0.63	0.45	0.66	0.74	**0.64**
ISI	0.64	0.48	0.69	0.83	**0.72**
Serie 64-40	0.74	0.41	0.48	0.80	**0.67**
Serie 56-16	0.61	0.42	0.49	0.64	**0.57**
Serie 56-15	0.62	0.47	0.52	0.64	**0.59**
Serie 61-21	0.72	0.49	0.58	0.74	**0.67**
Serie 65-39	0.76	0.42	0.52	0.81	**0.69**
Serie 64-39	0.73	0.38	0.49	0.82	**0.67**
Serie 58-17	0.66	0.50	0.55	0.68	**0.62**
Serie 57-16	0.64	0.48	0.53	0.66	**0.60**
Serie 57-17	0.63	0.43	0.51	0.66	**0.59**
Serie 60-20	0.70	0.47	0.56	0.72	**0.65**

FUENTE: elaboración propia

Cuadro 6

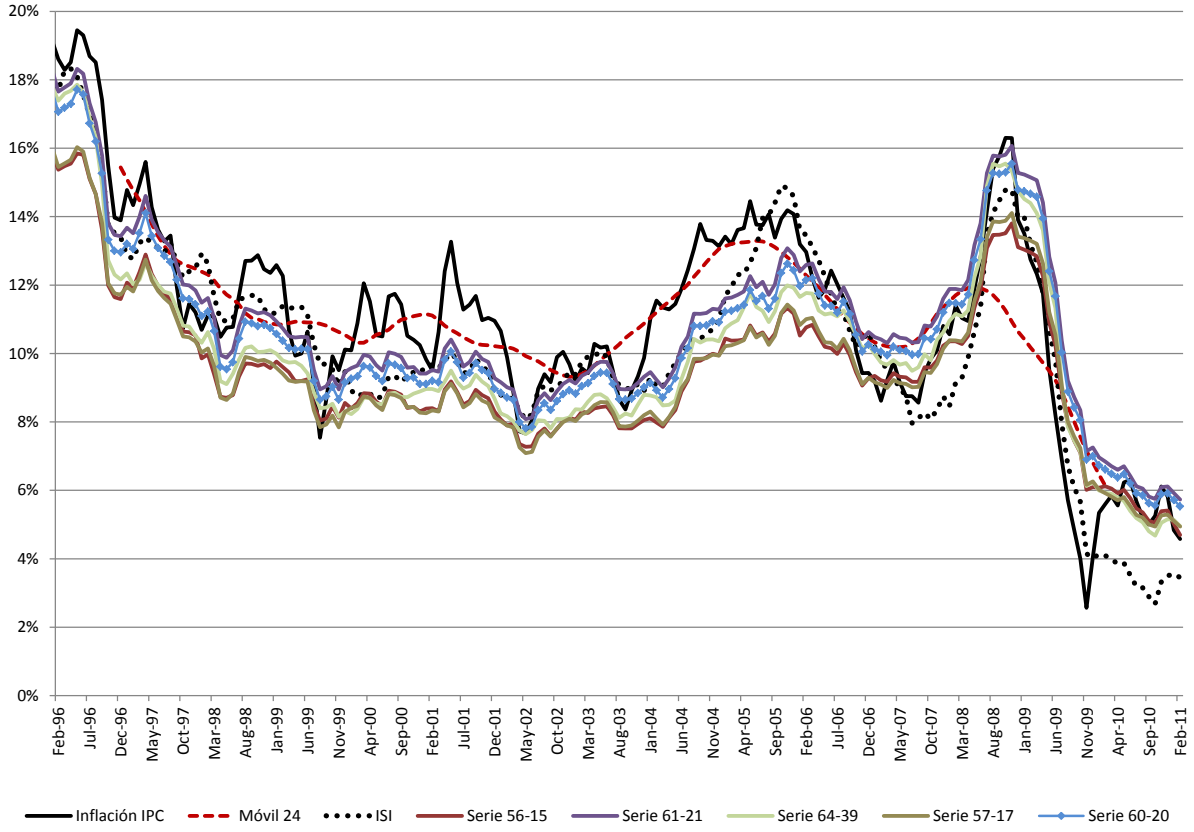
Series seleccionadas a partir de pruebas de capacidad de pronóstico de Diebold y Mariano

	h = 24 meses		h = 12 meses		h = 6 meses	
	Serie predice mejor	Otras series predicen mejor	Serie predice mejor	Otras series predicen mejor	Serie predice mejor	Otras series predicen mejor
Serie 55-14	38	0	1	0	1	0
Serie 56-15	38	0	3	0	1	0
Serie 56-16	29	0	0	0	0	1
Serie 57-16	42	0	7	0	1	0
Serie 57-17	28	0	0	0	0	1
Serie 58-17	44	0	12	0	1	0
Serie 59-18	43	0	14	0	0	0
Serie 60-19	37	0	10	0	0	0
Serie 60-20	18	0	0	0	0	2
Serie 61-20	29	0	8	0	0	0
Serie 61-21	12	0	0	0	0	2
Serie 62-21	29	0	6	0	0	0
Serie 62-22	11	0	2	0	1	2
Serie 63-22	19	0	5	0	0	0
Serie 63-37	29	0	1	0	31	0
Serie 64-34	73	0	0	0	12	0
Serie 64-39	59	0	1	0	15	0
Serie 64-40	16	0	2	0	11	0
Serie 65-35	53	0	0	0	2	2
Serie 65-39	80	0	1	0	77	0
Serie 66-38	24	0	1	0	20	0
Serie 66-41	11	0	1	0	10	0
Serie 67-37	65	0	2	0	2	0
Serie 68-38	10	0	3	0	1	0
ISI	0	113	0	0	0	0

FUENTE: elaboración propia

Figura 9

Series de inflación con varios truncamientos asimétricos, inflación según ISI e inflación según IPC



FUENTE: elaboración propia.

Prueba de Diebold y Mariano (1995)

La prueba es aplicable a funciones de pérdida no cuadráticas, a pronósticos multihorizonte y a errores que no sean ruido blanco o no sean normalmente distribuidos. Se basa en la siguiente función de pérdida:

$$\mathrm{d_t} = (\mathrm{r_t^1} - \mathrm{r_t^2})$$

donde $\mathrm{r_t^1}$ y $\mathrm{r_t^2}$ son los errores de pronóstico al cuadrado de dos pronósticos para la inflación, π_t^{*1} y π_t^{*2} respectivamente. La hipótesis nula de igual poder de predicción de los dos pronósticos implicaría que $\mathrm{E[d_t]} = 0$. La hipótesis alternativa es que el pronóstico 2 es mejor que el 1.

Suponiendo estacionaridad en covariancia, entre otras condiciones de regularidad, el proceso dado por $T^{1/2}$ (d −μ) converge en distribución a N(0, 2π $f_d(0)$), donde f_d es la densidad espectral de $\mathrm{d_t}$.

Es estadístico de la prueba es:

$$DM = \frac{\bar{d}}{(2\pi \hat{f}_d(0)/T)^{1/2}} \sim N(0,1)$$

donde $\hat{f}_d(0)$ es un estimador consistente de $f_d(0)$ y $\bar{d}$ es la media muestral de $\mathrm{d_t}$.

Cuadro 7

Serie de inflación con truncamiento asimétrico óptimo[1]

Ene-96	17.69%	Ene-00	9.26%	Ene-04	9.14%	Ene-08	11.47%
Feb- 96	17.06%	Feb- 00	9.33%	Feb- 04	8.92%	Feb- 08	11.47%
Mar- 96	17.18%	Mar- 00	9.63%	Mar- 04	8.71%	Mar- 08	11.43%
Abr- 96	17.29%	Abr- 00	9.59%	Abr- 04	8.96%	Abr- 08	11.72%
May- 96	17.71%	May- 00	9.34%	May- 04	9.28%	May- 08	12.73%
Jun- 96	17.57%	Jun- 00	9.19%	Jun- 04	9.87%	Jun- 08	13.34%
Jul- 96	16.73%	Jul- 00	9.71%	Jul- 04	10.16%	Jul- 08	14.77%
Ago- 96	16.20%	Ago- 00	9.67%	Ago- 04	10.80%	Ago- 08	15.27%
Set- 96	15.26%	Set- 00	9.58%	Set- 04	10.80%	Set- 08	15.25%
Oct- 96	13.33%	Oct- 00	9.28%	Oct- 04	10.82%	Oct- 08	15.30%
Nov- 96	13.00%	Nov- 00	9.30%	Nov- 04	10.94%	Nov- 08	15.55%
Dic-96	12.96%	Dic-00	9.11%	Dic-04	10.91%	Dic-08	14.79%
Ene-97	13.20%	Ene-01	9.10%	Ene-05	11.22%	Ene-09	14.74%
Feb- 97	13.05%	Feb- 01	9.20%	Feb- 05	11.25%	Feb- 09	14.66%
Mar- 97	13.52%	Mar- 01	9.16%	Mar- 05	11.32%	Mar- 09	14.58%
Abr- 97	14.11%	Abr- 01	9.81%	Abr- 05	11.42%	Abr- 09	13.95%
May- 97	13.43%	May- 01	10.06%	May- 05	11.86%	May- 09	12.40%
Jun- 97	13.08%	Jun- 01	9.74%	Jun- 05	11.53%	Jun- 09	11.67%
Jul- 97	12.86%	Jul- 01	9.30%	Jul- 05	11.68%	Jul- 09	10.03%
Ago- 97	12.67%	Ago- 01	9.43%	Ago- 05	11.31%	Ago- 09	8.88%
Set- 97	12.16%	Set- 01	9.72%	Set- 05	11.60%	Set- 09	8.42%
Oct- 97	11.61%	Oct- 01	9.51%	Oct- 05	12.35%	Oct- 09	8.05%
Nov- 97	11.58%	Nov- 01	9.43%	Nov- 05	12.62%	Nov- 09	6.90%
Dic-97	11.44%	Dic-01	8.97%	Dic-05	12.43%	Dic-09	7.00%
Ene-98	11.09%	Ene-02	8.85%	Ene-06	11.97%	Ene-10	6.73%
Feb- 98	11.23%	Feb- 02	8.71%	Feb- 06	12.15%	Feb- 10	6.61%
Mar- 98	10.65%	Mar- 02	8.65%	Mar- 06	12.19%	Mar- 10	6.48%
Abr- 98	9.62%	Abr- 02	8.00%	Abr- 06	11.76%	Abr- 10	6.37%
May- 98	9.54%	May- 02	7.81%	May- 06	11.40%	May- 10	6.48%
Jun- 98	9.75%	Jun- 02	7.86%	Jun- 06	11.39%	Jun- 10	6.21%
Jul- 98	10.44%	Jul- 02	8.34%	Jul- 06	11.19%	Jul- 10	5.91%
Ago- 98	10.93%	Ago- 02	8.55%	Ago- 06	11.52%	Ago- 10	5.85%
Set- 98	10.88%	Set- 02	8.35%	Set- 06	11.16%	Set- 10	5.62%
Oct- 98	10.80%	Oct- 02	8.61%	Oct- 06	10.55%	Oct- 10	5.56%
Nov- 98	10.83%	Nov- 02	8.81%	Nov- 06	10.06%	Nov- 10	5.89%
Dic-98	10.74%	Dic-02	8.92%	Dic-06	10.26%	Dic-10	5.91%
Ene-99	10.57%	Ene-03	8.82%	Ene-07	10.12%	Ene-11	5.72%
Feb- 99	10.37%	Feb- 03	9.05%	Feb- 07	10.05%	Feb- 11	5.53%
Mar- 99	10.16%	Mar- 03	9.13%	Mar- 07	9.94%	Mar- 11	5.60%
Abr- 99	10.12%	Abr- 03	9.34%	Abr- 07	10.20%	Abr- 11	5.67%
May- 99	10.14%	May- 03	9.44%	May- 07	10.10%	May- 11	5.98%
Jun- 99	10.12%	Jun- 03	9.43%	Jun- 07	10.07%	Jun- 11	6.08%
Jul- 99	9.20%	Jul- 03	9.11%	Jul- 07	9.96%	Jul- 11	6.03%
Ago- 99	8.65%	Ago- 03	8.66%	Ago- 07	9.97%	Ago- 11	5.94%
Set- 99	8.74%	Set- 03	8.65%	Set- 07	10.45%		
Oct- 99	9.03%	Oct- 03	8.68%	Oct- 07	10.42%		
Nov- 99	8.65%	Nov- 03	8.84%	Nov- 07	10.70%		
Dic-99	9.15%	Dic-03	9.02%	Dic-07	11.20%		

[1] Truncamiento centrado en el percentil 60, eliminando 30% a la izquierda y 10% a la derecha de la distribución de variaciones en precios.

FUENTE: elaboración propia.