



ENSAYOS

sobre política económica

La inflación básica en Colombia: evaluación de indicadores alternativos

Carlos Felipe Jaramillo J.

Revista ESPE, No. 34, Art. 01, Diciembre de 1998, Páginas 5-38



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

La inflación básica en Colombia: evaluación de indicadores alternativos

*Carlos Felipe Jaramillo J.**



El objetivo de este trabajo es describir y evaluar indicadores de inflación básica utilizados por el Banco de la República (inflación sin alimentos, inflación sin alimentos y servicios públicos y transporte, media truncada al 20% y mediana) y otros alternativos (inflación núcleo, media truncada y mediana a diferentes niveles de truncamiento, media asimétrica y filtro de Hodrick y Prescott). La evaluación se sustenta en diversos criterios estadísticos -variabilidad, insesgamiento, desviación con respecto a la inflación suavizada, capacidad de pronóstico y relación con agregados monetarios- que reflejan las propiedades deseables de cualquier indicador de inflación básica. Los resultados de este ejercicio muestran que la mayoría de los indicadores evaluados resultan ser medidas adecuadas de la inflación de demanda. Aún así, se encontró que la inflación núcleo para varios niveles de truncamiento es particularmente adecuada al satisfacer la totalidad de los criterios estadísticos utilizados. Algo similar se puede decir de la media asimétrica y de la media truncada al 10%. Por el contrario, el IPC sin alimentos y el IPC sin alimentos, servicios públicos y transporte resultaron ser pobres indicadores de la inflación básica.

* Con la colaboración de Édgar Caicedo, Adolfo Cobo, Andrés González, Munir Jalil, Juan Manuel Julio, Luis Fernando Melo. Agradecemos los valiosos comentarios de los miembros de la Junta Directiva y en especial al Doctor Antonio Hernández G., gracias a cuyo interés fue posible la realización de este trabajo.

I. INTRODUCCIÓN

La toma de decisiones de política monetaria requiere información precisa acerca del estado de las presiones de demanda en la economía. Para estos propósitos, el Indicador de Precios al Consumidor (*IPC*) no es un indicador ideal, pues el mismo registra simultáneamente presiones de demanda y oferta. Es por ello que en la mayoría de los bancos centrales se acostumbra construir indicadores alternativos de seguimiento de precios, denominados “inflación básica” o subyacente, que intentan filtrar los choques de oferta y ofrecer una información más adecuada a las autoridades monetarias.

El Banco de la República utiliza varios indicadores de inflación básica para hacer el seguimiento de la evolución de los precios. Mensualmente se calcula la inflación sin alimentos, sin alimentos primarios y servicios, la mediana ponderada y la media truncada al 20%. Cada trimestre, además de los indicadores anteriores, se calculan modelos de vectores autorregresivos para obtener una medida de inflación básica que no tenga impacto sobre el producto en el largo plazo.

Aunque todos los indicadores mencionados parecen seguir la tendencia de largo plazo de la inflación, no es claro cuál es más apropiado para el contexto colombiano. Algunos de ellos, como la media truncada y la mediana, fueron adoptados por las virtudes exhibidas en el contexto de economías desarrolladas (Cecchetti, 1997 y Bryan y Pike, 1991). Otros indicadores han caído en desuso (como los filtros de Hodrick y Prescott) y otros no han sido evaluados, tal como la inflación núcleo que se utiliza en México. Pese a lo anterior, la única evaluación técnica que se ha efectuado recientemente para el contexto colombiano fue realizada por Melo, Hamman y Uribe (1996).

El propósito de este trabajo es describir y evaluar diversos indicadores de inflación básica para Colombia entre 1988:12 y 1998:10, período en el que ha estado vigente una canasta de consumo para el cálculo de la inflación conocida como el *IPC-60*. Para evaluar dichos indicadores se utilizaron diversos criterios estadísticos -variabilidad, insesgamiento, desviación con respecto a la inflación suavizada, capacidad de pronóstico y relación con agregados monetarios- que intentan identificar las propiedades deseables de cualquier indicador de inflación básica.

Este trabajo se divide en siete partes, de las cuales esta introducción es la primera. En la segunda, parte de este trabajo se discute la importancia del uso de indicadores de inflación básica. En la siguiente, se presenta una breve descripción de los diversos tipos de indicadores de inflación básica. En cuarto lugar, se repasa la utiliza-

ción de diferentes indicadores de inflación básica en otros bancos centrales. En quinto lugar, se describe un grupo de indicadores de inflación básica para Colombia. En sexto lugar, se prueban los indicadores bajo diferentes criterios estadísticos. Al final, se consignan las conclusiones principales de la evaluación y algunas recomendaciones.

II. ¿POR QUÉ USAR LA INFLACIÓN BÁSICA?

En los últimos años se ha establecido un consenso en torno al papel que debe desempeñar la banca central en una economía moderna, el cual debe consistir fundamentalmente en alcanzar y mantener bajas tasas de inflación. La forma como muchos bancos centrales han intentado realizar esta labor ha sido la de establecer metas explícitas de inflación (véase Bernanke et al., 1999). Al adoptar esta estrategia, las autoridades monetarias otorgan mayor transparencia y credibilidad a sus decisiones, con lo cual pueden disminuir los costos de la política de reducción de la inflación y de estabilización de precios.

Uno de los principales problemas que supone la fijación de metas de inflación consiste en la selección del indicador de precios. Este indicador debe permitir obtener una medida adecuada de la inflación con el propósito de formular la política monetaria, que sea de fácil comprensión, y sobre el cual se puedan definir las metas oficiales de inflación. Por razones logísticas, de claridad y de utilización por parte del público, la mayoría de los bancos centrales utiliza el Índice de Precios al Consumidor (*IPC*) calculado por una agencia estadística independiente sobre una canasta de bienes y servicios derivada de los gastos más representativos de los consumidores.

Sin embargo, es bien conocido que el *IPC* tradicional no es una medida perfecta del incremento generalizado en los precios de una economía. En primer lugar, el cálculo del *IPC* adolece de fallas metodológicas bien conocidas (Advisory Commission to Study the CPI, 1996 y Shapiro y Wilcox, 1996). Por construcción, el *IPC* asigna ponderaciones fijas a cada uno de los bienes y servicios que lo componen, con lo cual se ignoran las posibilidades de sustitución ante cambios en los precios. Además, las metodologías tradicionales no efectúan ajustes por cambios de calidad en los bienes y servicios encuestados ni por la aparición (y desaparición) de expendios (Ducharme, 1997 y Moulton, 1996).

En segundo lugar, el *IPC* no es necesariamente el mejor indicador para las decisiones de política monetaria pues es influenciado simultáneamente por factores de

demanda y de oferta. Los cambios en el nivel del *IPC* pueden ser el resultado de los excesos de demanda producidos por incrementos en la liquidez, efectuados en el contexto de una política monetaria laxa. Asimismo, fluctuaciones estacionales o cíclicas de los precios de los bienes agrícolas, variaciones en los precios internacionales de productos importantes en el consumo (v.gr. alimentos y petróleo), cambios en los impuestos y subsidios indirectos, son otros factores ajenos a la demanda que pueden inducir cambios importantes, aunque pasajeros, en la inflación medida por el *IPC*.

La distinción entre la inflación de oferta y la inflación de demanda es importante para las autoridades monetarias, pues su misión radica en controlar la inflación de carácter monetario, aquella sobre la cual actúan los instrumentos bajo su control. La inflación causada por choques de oferta o por cambios en los impuestos y subsidios indirectos no puede neutralizarse fácilmente por los instrumentos monetarios al alcance de un banco central. Estos fenómenos generan alzas repentinas y transitorias en precios (cuya duración está entre unos pocos meses y un año), mientras que el efecto de los instrumentos de la política monetaria sobre los precios es de mediano plazo (uno a tres años).

Por razón de lo anterior, es de suma utilidad para las autoridades macroeconómicas contar con indicadores de inflación que midan las variaciones de precios asociadas con la política monetaria y que filtren aquellas variaciones transitorias que responden a factores de oferta. Esta es precisamente la función que desempeñan los indicadores de inflación básica.

Una estrategia de política monetaria dictada sobre la base de los índices de inflación básica -en sustitución del *IPC* tradicional- puede disminuir los costos, en términos de crecimiento, de la política monetaria en la medida que dichos índices miden aquellas variaciones de precios que tienden a incorporarse en las expectativas de inflación de los agentes. Por el contrario, la política monetaria trazada teniendo como referencia únicamente la evolución del *IPC* estará influenciada por variaciones transitorias de los precios, las cuales no pueden anticiparse por los agentes económicos, elevando el costo real de la política.

Además de reducir los costos de la política de estabilización de precios, la presentación y explicación al público de los indicadores de inflación básica facilitan una evaluación más fiel de la gestión del banco central. Ante la ausencia de indicadores de inflación básica, un choque de oferta que eleve transitoriamente la inflación del *IPC* puede interpretarse equivocadamente por el público, como un síntoma del relajamiento de la política monetaria y del sacrificio de la meta de inflación. De

esta forma, los indicadores de inflación básica pueden facilitar la tarea de fiscalización del banco central por parte del público, al ofrecerle mejores elementos de juicio, fortaleciendo así la credibilidad de las políticas y reduciendo, una vez más, los costos de la política de estabilización de precios.

III. INDICADORES DE INFLACIÓN BÁSICA

En la literatura económica actual se reconocen dos grandes grupos de indicadores de inflación básica cuya distinción radica en la forma como se define y se mide la inflación (Roger, 1998). El primero de estos grupos corresponde a los indicadores de inflación básica que miden el componente permanente de la serie mediante técnicas de filtrado estadístico. El segundo grupo incluye indicadores que buscan medir la tendencia central del alza generalizada en los precios, usualmente mediante la exclusión de ciertos precios de la canasta del *IPC*.

A. INFLACIÓN BÁSICA COMO INFLACIÓN PERMANENTE

La identificación de la inflación básica con el componente permanente de la serie de precios se sustenta en la definición de la inflación como un proceso estable y sostenido de incremento en el nivel general de precios. En toda serie de variación de precios medida a partir de un índice de precios como el *IPC* pueden distinguirse dos componentes. El primero de ellos corresponde a un componente estable y persistente, el cual es inducido por la política monetaria y por lo tanto, se asimila a la definición económica de inflación. Este componente es el que tiende a ser incorporado en las expectativas de largo plazo que se forman los agentes sobre la inflación futura.

El segundo componente de la serie de inflación medida a partir del *IPC* es uno de naturaleza transitoria e intermitente. Este componente tiende a estar asociado con choques de oferta, variaciones en los impuestos y subsidios indirectos y variaciones en los precios internacionales entre otras variables, y no está influenciado directamente por el cambio en las directrices de la política monetaria.

Por consiguiente, los indicadores de inflación básica que se construyen utilizando este criterio tienden a excluir los componentes transitorios de la serie de inflación del *IPC*. Lo que queda es un indicador de inflación que debe estar más asociado a excesos de demanda y a las decisiones de política monetaria.

En la práctica, la construcción del indicador de inflación básica como inflación persistente consiste en filtrar la serie de inflación del *IPC* utilizando técnicas es-

tadísticas. Las metodologías más conocidas son las medias móviles, el filtro de Hodrick-Prescott (*HP*) y los vectores autorregresivos estructurales (Quah y Vahey, 1995). Cada una de estas metodologías puede generar series suavizadas de la inflación a partir de la información del *IPC*.

B. INFLACIÓN BÁSICA COMO INFLACIÓN GENERALIZADA

El segundo grupo de índices de inflación básica reúne aquellos indicadores que miden el componente *generalizado* de la inflación medida a partir del *IPC*. Por incremento generalizado se entiende aquel que afecta, de manera simultánea, persistente y en la misma magnitud, un amplio conjunto de bienes que componen la canasta del *IPC*. Los incrementos de estos precios tienden a coincidir, en el largo plazo, con la inflación medida por el *IPC*. De esta forma, la inflación generalizada tiende a ser una medida adecuada del proceso inflacionario que se encuentra asociada con la inflación esperada y la expansión monetaria.

Por supuesto, la inflación medida por el *IPC* tradicional no solo es el resultado de la inflación generalizada. Ella también es el producto de variaciones “atípicas” en los precios de algunos productos, que conllevan cambios transitorios importantes en sus precios relativos, y que generalmente se encuentran asociadas con choques de oferta. Este es, por ejemplo, el caso de los precios de los tubérculos y las hortalizas en épocas de sequía, cuando suelen aumentar a tasas que superan ampliamente el ritmo de crecimiento general de los precios. Así, el concepto de inflación básica como inflación generalizada supone que los cambios en los precios relativos originados en choques de oferta afectan la inflación medida por el *IPC* sólo de manera transitoria.

Normalmente, las medidas de inflación que se ajustan al criterio de inflación básica como inflación generalizada se obtienen mediante la estimación de un *IPC* reducido, del cual se excluyen aquellos bienes cuyos movimientos en precios pueden juzgarse como erráticos y que se alejan con frecuencia de la tendencia general del resto de precios. Los indicadores más comunes dentro de este grupo son los índices que excluyen a sectores de la economía cuyos precios se consideran de alta volatilidad. Estos índices tienden a excluir los alimentos, combustibles y servicios cuyos precios son regulados por el Estado.

Dentro de esta clasificación también se incluye a la familia de indicadores de medias truncadas, las cuales se calculan mediante la exclusión de los precios de ítems del *IPC* que presentan variaciones extremas. Uno de los indicadores de inflación básica que hace parte de esta familia es la mediana, equivalente a la variación del

precio del ítem que queda después de eliminar el 50% de ítems de mayor y menor variación¹. Otra familia de indicadores en esta clasificación es la de los indicadores núcleo, construidos mediante la exclusión de los ítems que presentan históricamente una mayor volatilidad de precios. Más adelante se explica en detalle la metodología de cálculo de estos y otros indicadores para el caso colombiano.

IV. INFLACIÓN BÁSICA EN OTROS PAÍSES

Los bancos centrales tienden a emplear los indicadores de inflación básica de varias maneras. En primer lugar, los utilizan para hacer seguimiento de la inflación y para formular y establecer la política monetaria.

En segundo lugar, los bancos centrales también utilizan estos indicadores para fortalecer la credibilidad de sus políticas y para permitir una fiscalización más adecuada de su gestión por parte del público. Por ejemplo, los indicadores de inflación básica permiten al banco central explicar decisiones de política cuando la inflación medida por el *IPC* se distancia de la inflación básica debido a choques transitorios de oferta.

En tercer lugar, los bancos centrales utilizan la inflación básica para fijar la meta de inflación. Este ha sido el caso del banco central de Nueva Zelanda, el cual ha venido fijando metas implícitas sobre la inflación básica desde hace varios años. Sin embargo, esta no es una práctica común en países donde la inflación histórica, medida por un índice como el *IPC*, es utilizada activamente por los agentes económicos para negociar salarios o reajustar precios.

En el Cuadro 1 se presentan las diferentes medidas de inflación e inflación básica utilizadas por varios bancos centrales y que son publicadas en diversos documentos oficiales, incluyendo sus informes de precios. La mediana y la media truncada son las medidas más comunes, seguidas por las mediciones de la inflación excluyendo bienes cuyas variaciones en precios se considera tienen efectos ocasionales en la inflación como son los alimentos y la energía. Algunos de estos indicadores de inflación básica también excluyen los costos por intereses de las viviendas ocupadas por sus propietarios (Suecia) o se sustituye este costo por una estimación calculada por el banco central (Reino Unido). En algunos casos también se excluyen los

¹ La mediana ponderada es equivalente a la variación de precios del ítem que sigue después de eliminar los ítems de mayor variación que acumulan el 50% de las ponderaciones de gastos de los consumidores en el *IPC*.

Cuadro 1

Medidas de inflación básica usadas por diferentes Bancos Centrales

País	Mediana	Media truncada	Otras medidas de inflación básica	Índice utilizado para definir meta de inflación	Utilización dada a la inflación básica
Australia 1/	Si	Si	-Precios de bienes y servicios del sector privado.	Inflación básica	Meta y seguimiento
Canadá 2/			-IPC excluyendo alimentos, energía y efecto de impuestos indirectos. -IPC excluyendo los ocho componentes más volátiles y los efectos de impuestos indirectos. -Índice construido con base en ponderaciones del IPC multiplicada por ponderaciones inversamente proporcionales a la variabilidad del componente.	IPC	Seguimiento: como indicador de la tendencia de la inflación en el mediano plazo.
España 3/			-Índice de bienes procesados no energéticos y de servicios.	IPC	Seguimiento
Noruega 4/			-IPC excluyendo cambios en impuestos indirectos y en precios de energía.	n.d.	n.d.
Nueva 5/ Zelandia	Si	Si		Inflación básica	Meta y seguimiento
Inglaterra 6/	Si	Si	-Precios al por menor utilizando estimativos del costo de usar vivienda calculados por el banco central. -El índice del punto 1 excluyendo impuestos indirectos.	Precios al por menor excluyendo pagos de intereses hipotecarios	Seguimiento
Israel 7/			-IPC excluyendo vivienda (costos financieros de hipoteca), frutas y vegetales.	IPC	Seguimiento: utilizada para determinar política monetaria.
Suecia 8/	Si	Si	-IPC excluyendo efectos de impuestos y subsidios indirectos y los costos de intereses de vivienda.	IPC	Seguimiento: política monetaria responde a la inflación básica en el corto plazo.

n.d. : No disponible.
Fuentes: 1/ Semi-Annual Statement on Monetary Policy, Reserve Bank of Australia. 2/ Monetary Policy Report, Bank of Canada. 3/ Boletín Económico, Banco de España. 4/ Inflation Report, Economic Bulletin, Norges Bank. 5/ Monetary Policy Statement, Reserve Bank of New Zealand. 6/ Inflation Report, Bank of England. 7/ Inflation Report, Bank of Israel. 8/ Inflation Report, Sveriges Riksbank.

bienes de origen importado para construir una inflación básica doméstica como en el caso de Suecia.

En todos los casos en donde el indicador de inflación básica corresponde al *IPC* después de excluir algunos grupos de bienes, se excluyen igualmente las variaciones de los impuestos y subsidios indirectos.

Es importante anotar que la mayoría de los bancos centrales no centran su atención exclusivamente en un indicador de inflación básica. Las publicaciones de estos bancos incluyen usualmente por lo menos dos medidas de inflación básica, las cuales se utilizan para captar diferentes tendencias en precios que resulta difícil identificar con base en un único indicador. En algunos casos, estas publicaciones presentan proyecciones para todas las medidas de inflación básica, las cuales se comparan con la proyección del *IPC* efectuada por el banco central.

V. INDICADORES DE INFLACIÓN BÁSICA PARA COLOMBIA

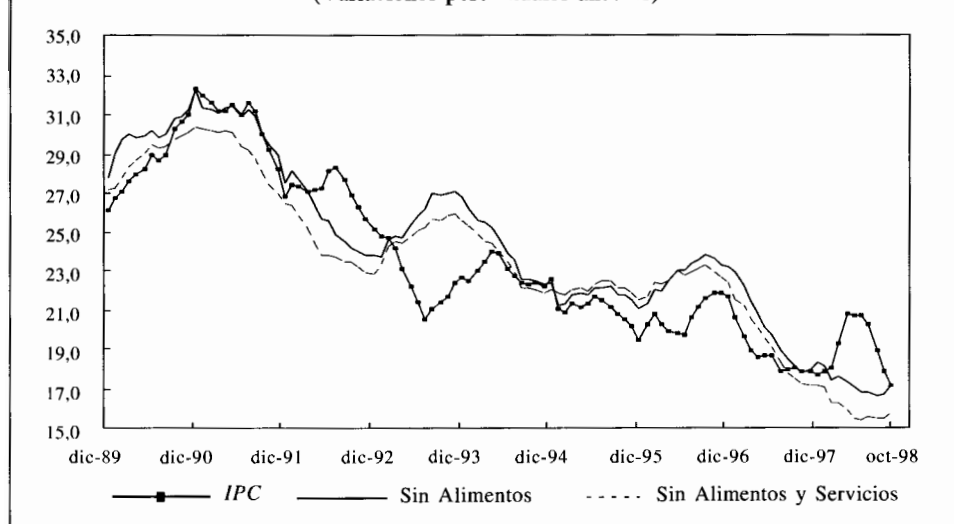
En este trabajo se estiman cuatro tipos de indicadores alternativos de inflación básica, todos utilizando como base el *IPC-60* calculado por el *DANE*, y el cual estuvo vigente entre diciembre de 1988 y el mismo mes de 1998. De los cuatro indicadores propuestos, tres de ellos -inflación sin algunos bienes y servicios, inflación núcleo y media truncada- se ajustan a la definición de inflación básica como inflación generalizada. El cuarto -filtro de Hodrick y Prescott- corresponde a la definición de inflación básica como inflación permanente.

A. INFLACIÓN BÁSICA CALCULADA EXCLUYENDO ALGUNOS BIENES Y SERVICIOS DE LA CANASTA FAMILIAR

El Banco de la República ha venido calculando y publicando el *IPC* sin alimentos, y el *IPC* sin alimentos, servicios públicos y transporte desde hace algún tiempo (Véase Gráfico 1). La exclusión de estos rubros del cálculo de la inflación básica se justifica por cuanto las variaciones de sus precios tienden a ser volátiles y a estar generalmente influenciadas por choques de oferta.

A pesar de ser indicadores de fácil estimación e interpretación, este tipo de índices de inflación básica presenta algunas desventajas que conviene resaltar. En primer lugar, al excluirse del *IPC* el precio de algunos rubros, se puede estar eliminando no solamente la volatilidad de estas series de la tendencia general de precios sino

Gráfico 1
IPC sin alimentos, e IPC sin alimentos,
servicios públicos y transporte
(Variaciones porcentuales anuales)



también su propio componente de tendencia. En segundo lugar, al excluir del *IPC* los precios de todos los alimentos y servicios, no se incorporan algunos componentes particulares de estos grupos que sí pueden responder a cambios en la demanda. En efecto, los mercados de ciertos alimentos (procesados) o de algunos servicios privados (salud y educación) se caracterizan por exhibir ofertas relativamente elásticas y estables en el corto plazo, lo cual hace que las variaciones en sus precios estén explicadas por cambios en las condiciones de demanda básicamente y no por choques (improbables) de oferta. Por último, estas medidas de inflación básica, al igual que el *IPC* total, tienden a ser afectadas por alteraciones puntuales en las tarifas de impuestos y subsidios indirectos (*IVA*) que generalmente se reflejan en un salto en el nivel del indicador y en una variación transitoria y no permanente de la inflación medida a partir de él².

B. INFLACIÓN NÚCLEO

Esta clase de indicadores se construye eliminando de la canasta del *IPC* total aquellos bienes y servicios cuyos precios han sido los más volátiles durante un

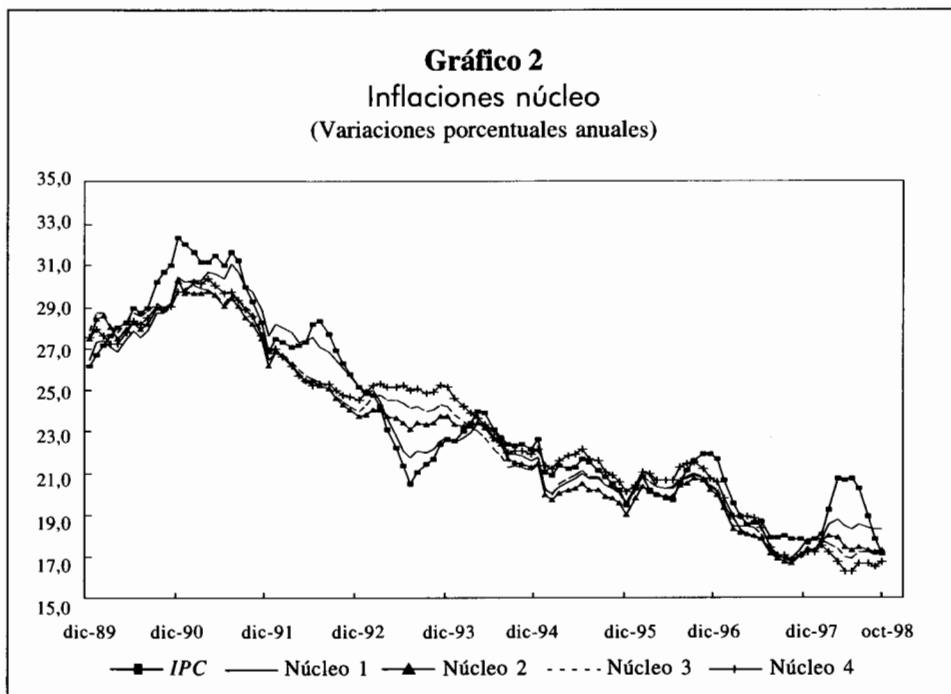
² Véase al respecto: Melo, et al. (1997).

período de tiempo determinado. Así, el cálculo del núcleo inflacionario depende del período muestral considerado.

Una ventaja que ofrece este tipo de indicadores es su facilidad de cálculo y de interpretación. Otra ventaja consiste en que, a diferencia otros indicadores que excluyen arbitrariamente ciertos componentes de la canasta, los indicadores núcleo incorporan un criterio estadístico para la selección de los items por excluir.

En el presente trabajo se calculó para cada elemento del *IPC* su desviación con respecto a la inflación total mediante la raíz del error cuadrático medio. Las desviaciones se ordenaron de mayor a menor (Véase Cuadro 2), para luego proceder a eliminar aquellos bienes y servicios más volátiles en una secuencia que consultaba la ponderación acumulada que dichos rubros tienen dentro del *IPC-60*. Fue así como se obtuvieron los núcleos truncados en el 10% (núcleo 10), en el 20% (núcleo 20), en el 30% (núcleo 30) y en el 40% (núcleo 40) (Véase Gráfico 2). El núcleo 10, por ejemplo, corresponde al *IPC* excluyendo aquellos bienes y servicios más volátiles cuya ponderación acumulada es del 10%.

En el Cuadro 2 se muestran los rubros eliminados para los diferentes niveles de truncamiento. Nótese que aunque buena parte de los elementos excluidos son ali-



Cuadro 2
Items con mayor volatilidad de precios
(Diciembre de 1988-Diciembre de 1998)

	Descripción	R.M.S.E. 1/	Ponderación agregada
1	Ñame	60,11	0,13
2	Arracacha	55,21	0,14
3	Cebolla cabezona	50,54	0,48
4	Zanahoria	44,79	0,64
5	Apuestas y loterías	44,18	0,95
6	Café molido	41,64	1,28
7	Cebolla en rama	39,53	1,52
8	Garbanzo	38,58	1,53
9	Papa	36,38	2,63
10	Habas	35,63	2,66
11	Huyucos	34,87	2,68
12	Arveja verde	32,41	2,85
13	Papaya	32,08	2,96
14	Tomate	29,35	3,54
15	Yuca	28,10	3,98
16	Maracuyá	28,09	4,04
17	Zapotes	27,76	4,05
18	Cartas	27,66	4,17
19	Acelgas	26,13	4,18
20	Repollo	25,01	4,29
21	Remolacha	24,92	4,32
22	Espinaca	23,50	4,32
23	Lentejas	22,35	4,54
24	Habichuela	21,40	4,64
25	Cocos	21,29	4,77
26	Piñas	21,11	4,85
27	Máquinas de afeitar	21,02	5,00
28	Frijol seco	20,49	5,67
29	Panela	20,30	6,43
30	Ahuyama	19,46	6,45
31	Tomate de árbol	19,37	6,60
32	Curubas	18,47	6,67
33	Arveja seca	18,00	6,80
34	Coliflor	17,24	6,80
35	Cocinol o petróleo	16,68	6,81
36	Limonas	16,67	6,94
37	Cigarrillos	16,58	7,70
38	Mangos	16,49	7,73
39	Energía eléctrica	16,41	9,43
40	Frijol verde	16,09	9,51
41	Aceite vegetal	15,75	11,05
42	Guayabas	15,29	11,19
43	Carne de res con hueso	14,91	12,15
44	Moras	14,72	12,28
45	Pensiones	14,66	13,91

Cuadro 2 (Continuación)
Ítems con mayor volatilidad de precios
(Diciembre de 1988-Diciembre de 1998)

Descripción	R.M.S.E. 1/	Ponderación agregada
46	Matrículas	14,48
47	Carne de res sin hueso	14,40
48	Lulos	14,08
49	Plátano verde	14,07
50	Periódicos	13,87
51	Hígado	13,71
52	Naranjas	13,42
53	Vitaminas y reconstituyentes	13,35
54	Arroz de seco	13,33
55	Parqueadero	12,91
56	Patilla	12,82
57	Manzanas	12,79
58	Hoteles	12,78
59	Harina precocida de maíz	12,53
60	Vestido completo. Confec. mujer	12,50
61	Pasaje en buseta urbana	12,44
62	Sal	12,38
63	Lavadora	12,33
64	Faldas para mujer	12,23
65	Equipo de sonido	12,21
66	Textos	11,83
67	Españillas	11,78
68	Televisor en color	11,73
69	Cuadernos	11,57
70	Gas en cilindro o en tuberías	11,55
71	Compra de llantas	11,47
72	Medio pantalón para mujer	11,46
73	Bombillas	11,45
74	Vehículos	11,20
75	Revuelto verde (masitos)	11,13
76	Pastas para seco	10,98
77	Cerveza	10,96
78	Pasaje en bus urbano	10,86
79	Jabón para platos	10,85
80	Blusas para mujer	10,83
81	Galletas de sal	10,23
82	Lechuga	10,08
83	Blue Jean para niño	10,04
84	Carne de cerdo sin hueso	10,04
85	Pantalones y slacks para mujer	10,02
86	Huevos	9,99
87	Juegos y juguetes infantiles	9,78
88	Compra de baterías	9,74
89	Pescado	9,72

1/ Raíz del error cuadrático medio. Desviación con respecto a la inflación del IPC total.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

mentos, no todos los bienes pertenecientes a este grupo fueron eliminados. Lo mismo sucede con los servicios y el transporte. Para el truncamiento del 10%, por ejemplo, se excluyeron 40 ítems, de los cuales 32 son alimentos y 2 corresponden al grupo de servicios y transporte. Los seis ítems restantes corresponden a categorías diferentes de bienes.

La inflación núcleo exhibe algunas desventajas que se deben reconocer. No existe una razón para excluir del *IPC*, para todo el período muestral, los mismos bienes y servicios, ya que se corre el riesgo de que en ciertos períodos estos bienes eliminados contengan información importante sobre el fenómeno inflacionario. De manera similar, existe el riesgo de que rubros no excluidos presenten en el período muestral cambios atípicos en sus precios respecto a la tendencia. En estos casos, el núcleo inflacionario no sería la mejor medida de la inflación básica, ya que es una medida poco flexible para incorporar cambios en la formación de precios de la economía. Una solución para estos problemas consiste en revisar periódicamente el período muestral sobre el cual se calcula la volatilidad de los diferentes precios para así actualizar los ítems que deben excluirse del *IPC*.

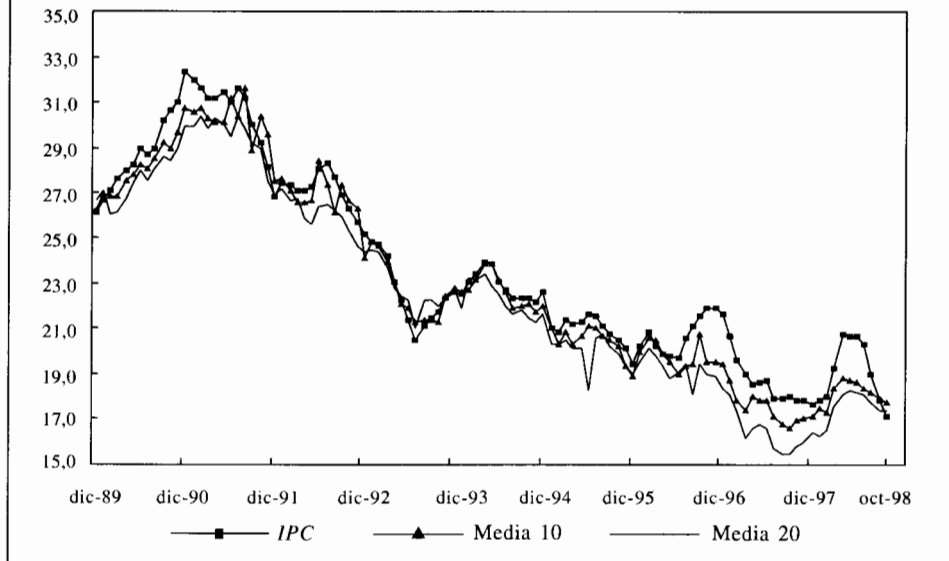
C. *MEDIA TRUNCADA*

La media truncada, al igual que el núcleo inflacionario, busca obtener una medida de inflación que elimine el efecto de variaciones extremas de precios en algunos sectores de la economía. A diferencia del núcleo inflacionario, que elimina cada mes el mismo conjunto de ítems de la canasta, estas medias excluyen mensualmente un grupo distinto de bienes y servicios en función de su comportamiento coyuntural.

El cálculo de este indicador consiste en eliminar, para cada período, las variaciones en precios más altos y más bajos de la canasta. La idea es que los movimientos extremos de precios en la distribución están asociados a choques de oferta específicos de algunos sectores y que los movimientos cercanos al centro de la distribución son aquellos que reflejan más acertadamente las presiones de demanda.

Siguiendo este método se procedió a ordenar, de mayor a menor, las variaciones anuales de precios de los 195 ítems que componen el *IPC-60*. Luego se truncaron las dos colas del ordenamiento a porcentajes predeterminados (en intervalos de 10%, comenzando en 10% y terminando en 100%) de las ponderaciones acumuladas. Las medias ponderadas truncadas se calcularon con los precios de los rubros restantes. (Véase Gráfico 3).

Gráfico 3
Medias truncadas
 (Variaciones porcentuales anuales)



El cálculo de la inflación básica usando las medias truncadas antes descritas puede ser inexacto cuando la distribución de los cambios de los 195 precios no es simétrica. Algunos trabajos han demostrado que esta distribución en Colombia tiende a ser asimétrica. (Jaramillo, 1998 y Jaramillo y Córdoba, 1997). En este caso puede ser más acertado construir indicadores de inflación básica con grados de truncamiento diferentes en cada cola. Siguiendo la sugerencia de Jaramillo (1998), se calculó una media asimétrica truncada al 15% en la cola superior y al 13% en la cola inferior. Es decir, la media ponderada se estimó después de haber excluido del *IPC* los rubros con mayores variaciones en precios hasta una ponderación acumulada del 15% y los rubros de menor variación en precios hasta una ponderación acumulada del 13%.

Una gran ventaja que ofrecen las medias truncadas como indicadores de inflación básica, además de ser oportunas y de fácil estimación, es que estas no se alteran con la incorporación de nuevas observaciones, como sí puede suceder con los indicadores núcleo. La desventaja principal de estos indicadores es que existe subjetividad en la determinación del grado de truncamiento de la distribución.

D. FILTRO DE HODRICK Y PRESCOTT (HP)

El filtro de Hodrick y Prescott (*HP*) estima la tendencia de la inflación en el largo plazo mediante la minimización de la varianza alrededor de la serie observada. El grado de suavización de la nueva serie está determinado por un parámetro λ . Para este documento se calcularon tres versiones (valores de λ de 10.000, 14.400 y 20.000, correspondientes a diferentes grados de suavización).

Los filtros estadísticos permiten obtener una medida tendencial que tiene en cuenta todos los componentes de la canasta del *IPC*, pero tienen el inconveniente de que dependen del tamaño de la muestra y de que la tendencia para el período de referencia puede cambiar con la incorporación de nuevas observaciones. El nivel del parámetro de suavización también es usualmente arbitrario pues la teoría económica no indica cuál debe ser el valor ideal de λ .

VI. EVALUACIÓN DE LOS INDICADORES DE INFLACIÓN BÁSICA

De las definiciones de inflación básica ya presentadas y del papel que ésta cumple en la adopción de la política monetaria, se desprende una serie de características que idealmente debe reunir cualquier indicador que intente medirla correctamente. Estas características -poca volatilidad, insesgamiento respecto a la inflación observada, capacidad para suavizar la inflación observada y para pronosticarla y la propiedad de ser causada por los agregados monetarios- nos permiten evaluar los diferentes indicadores de inflación básica propuestos a partir de cinco criterios: variabilidad, insesgamiento, desviación con respecto a la inflación suavizada, capacidad de pronóstico y relación con agregados monetarios³.

A. VARIABILIDAD

Una primera característica importante de un buen indicador de inflación básica es que debe exhibir una menor variabilidad que la inflación medida a través del *IPC* tradicional, ya que esta última está sujeta a choques de oferta de corto plazo que no afectan a la primera. No obstante, este criterio debe emplearse con cuidado, pues no se trata de encontrar el indicador que exhiba la menor volatilidad⁴.

³ Estos criterios han sido aplicados al caso de los Estados Unidos por Bryan y Cecchetti (1994).

⁴ Si se buscara el indicador con menor volatilidad, este simplemente sería una tendencia lineal de la inflación.

En el Cuadro 3 se presenta una medida de volatilidad de la inflación básica. En vista de que la serie de inflación no es estacionaria y presenta una marcada tendencia decreciente a partir de 1992, se estimó la desviación estándar con respecto al valor tendencial de la serie medido mediante el filtro de *HP*.

Los indicadores de menor volatilidad son los filtros de *HP*, lo cual era de esperarse por la naturaleza misma de su metodología de cálculo. Los únicos indicadores que

Cuadro 3
Variabilidad de los indicadores de inflación básica
(Enero de 1990-Octubre 1998)

Indicador	Desviación estándar 1/
<i>IPC</i>	1,38
Núcleo 10	1,08
Núcleo 20	0,84 (*)
Núcleo 30	0,82 (*)
Núcleo 40	0,89 (*)
Sin Alim. 2/	1,37
Sin Alims. 3/	1,25
Media 10	1,19
Media 20	1,11
Media 30	1,29
Media 40	1,19
Media 50	1,20
Media 60	1,24
Media 70	1,10
Media 80	1,10
Media 90	0,96 (*)
Mediana	0,97 (*)
Media asimétrica	1,17
<i>HP</i> 10.000 4/	0,31 (*)
<i>HP</i> 14.400 5/	0,25 (*)
<i>HP</i> 20.000 6/	0,20 (*)

(*) Significativamente diferente a la desviación estándar de la inflación total al 95%.

1/ Corresponde a la desviación (raíz del error cuadrático medio) de la inflación básica con respecto a su filtro de Hodrick y Prescott.

2/ Sin alimentos.

3/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.

4/ Filtro de Hodrick y Prescott con un lambda de 10.000.

5/ Filtro de Hodrick y Prescott con un lambda de 14.400.

6/ Filtro de Hodrick y Prescott con un lambda de 20.000.

Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

presentan una variabilidad menor a la del *IPC*, además de los filtros *HP*, son tres de los núcleos (20, 30 y 40) y dos medias truncadas (90 y mediana). Los indicadores que peor se comportan bajo este criterio son los de exclusión y algunas medias truncadas (por ejemplo, 30 y 60), cuya variabilidad es virtualmente igual a la del *IPC*.

B. INSESGAMIENTO

Un criterio que se ha propuesto en la literatura para evaluar indicadores de inflación básica es el del insesgamiento. De acuerdo con este criterio el nivel promedio del indicador debe ser igual al de la inflación observada. Con la utilización de este criterio se quiere evitar que el indicador utilizado esté sistemáticamente por encima o por debajo de la inflación del *IPC*. Ello señalaría que la inflación subyacente está sobrestimando o subestimando en promedio la inflación. Si el propósito de la inflación básica es eliminar choques pasajeros -positivos o negativos- de oferta, no debería existir una razón válida para que ella se desvíe sistemáticamente de la inflación observada en una sola dirección⁵.

Una primera forma de medir el grado de insesgamiento de los diferentes indicadores de inflación básica consiste en comparar sus promedios históricos con el promedio de la inflación observada. Como se aprecia en el Cuadro 4, la inflación promedio del período 1990-1998 medida a través del *IPC* es similar a la inflación promedio que arrojan la mayoría de los indicadores de inflación básica. La única excepción notoria es la de siete de los indicadores de truncamiento (incluyendo la mediana), cuyo promedio es estadísticamente inferior a la inflación del *IPC* entre 0,9 y 1,4 puntos porcentuales. Como se ha visto en otros países, este problema surge cuando la distribución de variaciones de precios individuales tiende a ser asimétrica, lo cual implica que la metodología del truncamiento puede arrojar un promedio diferente al de la serie original (véase Jaramillo, 1998). Para eliminar este sesgo, Roger (1998) ha propuesto la utilización de truncamientos asimétricos. En este orden de ideas, el indicador de media asimétrica considerado en el Cuadro 4 muestra una media que no es significativamente diferente a la del *IPC*.

El Cuadro 4 también presenta algunas estadísticas que comparan los niveles de los diferentes indicadores con respecto a la inflación del *IPC*. Los resultados muestran que, en promedio, la desviación típica entre cada indicador y la inflación del *IPC* es de cerca de un punto porcentual. No obstante, hay varios indicadores para los cuales la desviación sobrepasa 1,5 puntos porcentuales tales como las medias

⁵ A menos que los choques de oferta sean asimétricos.

Cuadro 4
Insegamiento de indicadores de inflación básica
 (Enero de 1990-Octubre de 1998)

Indicador	Promedio	Desviación respecto a inflación		Desviación	
		R.M.S.E. 1/	M.A.D 2/	Mínima	Máxima
IPC	23,56	0,00	0,00	0,00	0,00
Núcleo 10	23,15	0,87	0,70	-2,37	1,25
Núcleo 20	22,74	1,42	1,19	-3,45	2,63
Núcleo 30	22,97	1,46	1,15	-3,79	3,67
Núcleo 40	23,23	1,63	1,20	-4,48	4,49
Sin Alim. 3/	24,29	2,10	1,56	-3,96	5,89
Sin Alims. 4/	23,46	2,20	1,74	-5,36	4,74
Media 10	23,00	0,93	0,73	-2,33	1,35
Media 20	22,44 (*)	1,45	1,21	-3,42	1,16
Media 30	22,40 (*)	1,54	1,27	-3,16	1,77
Media 40	22,54 (*)	1,58	1,31	-3,60	2,43
Media 50	22,60	1,74	1,45	-5,12	3,31
Media 60	22,71	1,90	1,57	-4,30	4,25
Media 70	22,62 (*)	1,90	1,48	-4,69	4,84
Media 80	22,42 (*)	2,01	1,60	-5,09	3,91
Media 90	22,29 (*)	2,08	1,65	-5,48	2,59
Mediana	22,22 (*)	2,16	1,76	-5,18	2,55
Med. asimétrica	22,82	1,23	0,97	-2,86	2,14
HP 10.000	23,50	1,32	1,06	-2,83	3,51
HP 14.400	23,50	1,38	1,09	-2,93	3,62
HP 20.000	23,49	1,42	1,12	-3,01	3,70

(*) Significativamente diferente al promedio de la inflación total al 95%.
 1/ Raíz del error cuadrático medio.
 2/ Diferencia absoluta promedio.
 3/ Sin alimentos.
 4/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
 Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

truncadas (60, 70, 80, 90 y mediana) y los dos indicadores de exclusión. La diferencia máxima entre la inflación y los indicadores de inflación básica no sobrepasa 3 ó 4 puntos porcentuales para la mayoría de los indicadores, con la excepción de la mayoría de las medias truncadas (especialmente, 50, 80, 90 y mediana) y de los indicadores de exclusión en los que se observan algunas desviaciones (absolutas) máximas superiores a 5 puntos porcentuales.

C. DESVIACIÓN CON RESPECTO A INFLACIÓN SUAVIZADA

Bryan y Cecchetti (1994) han propuesto como criterio de evaluación de indicadores de inflación básica la comparación entre indicadores alternativos y la inflación suavizada del *IPC*. Este criterio presume que la inflación del *IPC* suavizado es un indicador ideal de inflación de demanda. Este es un posible criterio de evaluación de los indicadores de inflación generalizada, pues permite determinar qué tanto se ajustan a la inflación persistente. De otra parte, no es un buen criterio para evaluar a indicadores de inflación básica como los filtros *HP*, pues estos son, por definición, suavizaciones del *IPC*.

El problema con la metodología sugerida por Bryan y Cecchetti es que antes de evaluar el grado de ajuste de los indicadores de inflación básica a la inflación suavizada, es necesario seleccionar el grado de suavización óptimo de esta última. La falta de teoría económica sobre este aspecto introduce un elemento subjetivo en el ejercicio y sugiere la necesidad de realizar análisis de sensibilidad ante diferentes grados de suavización.

Aunque el grado “óptimo” de suavización contra el cual se deben evaluar los indicadores de inflación básica es una decisión subjetiva, está relacionado con dos factores importantes: i) las características de la economía y ii) la actitud con respecto a la inflación de los tomadores de decisiones de política monetaria. Una mayor suavización será aconsejable en aquellas economías sujetas a grandes y frecuentes choques de oferta, en las que se busca que la inflación básica sea un filtro fuerte del ruido de corto plazo. En este caso, la inflación básica debe moverse lentamente y exhibir una variabilidad muy inferior a la del *IPC*. De otra parte, una menor suavización será relevante en aquellos países con choques de oferta menos pronunciados o donde la tolerancia con respecto a la inflación sea menor.

El Cuadro 5 presenta las desviaciones promedio de cada indicador de inflación básica con respecto a varias medidas de la inflación suavizada del *IPC*. Si tomamos la media móvil de 25 meses como estándar, podemos concluir que los indicadores que más se ajustan a este “ideal” son los filtros de *HP* (tal como se esperaba), seguidos por los núcleos. Los únicos indicadores adicionales que presentan desviaciones con respecto al estándar similares a aquellas obtenidas con el *IPC* son la media truncada al 10% y la media asimétrica. Los demás indicadores se desvían, en promedio, más de 1,5 puntos porcentuales con respecto a la inflación suavizada. Bajo este criterio, el indicador que peor se desempeña es la mediana.

Cuadro 5
Capacidad de suavizar
Desviación de la inflación básica con respecto a la inflación suavizada
(Enero de 1990-Octubre de 1998)

Indicador	Hodrick y Prescott		Promedio móvil 13		Promedio móvil 25		Promedio móvil 37	
	M.A.D 1/	R.M.S.E. 2/	M.A.D	R.M.S.E.	M.A.D	R.M.S.E.	M.A.D	R.M.S.E.
IPC	1,09	1,38	1,16	0,83	1,07	1,29	0,65	1,43
Núcleo 10	0,88	1,13	0,96	0,75	0,84	1,07	0,58	1,21
Núcleo 20	0,95	1,11	1,05	1,18	1,01	1,19	1,05	1,21
Núcleo 30	0,83	0,99	0,92	1,15	0,90	1,08	1,00	1,10
Núcleo 40	0,98	1,15	1,06	1,32	1,05	1,26	1,09	1,26
Sin Alim. 3/	1,48	1,80	1,53	1,87	1,45	1,81	1,49	1,85
Sin Alims. 4/	1,51	1,79	1,57	1,94	1,55	1,85	1,61	1,86
Media 10	1,04	1,30	1,13	0,94	1,02	1,25	0,80	1,39
Media 20	1,27	1,58	1,36	1,40	1,26	1,58	1,15	1,68
Media 30	1,35	1,69	1,44	1,52	1,38	1,71	1,29	1,77
Media 40	1,26	1,54	1,33	1,47	1,28	1,60	1,27	1,63
Media 50	1,28	1,59	1,35	1,61	1,34	1,68	1,36	1,67
Media 60	1,32	1,70	1,39	1,76	1,39	1,80	1,49	1,79
Media 70	1,26	1,64	1,35	1,71	1,37	1,74	1,44	1,74
Media 80	1,39	1,78	1,49	1,84	1,51	1,87	1,59	1,88
Media 90	1,37	1,72	1,45	1,84	1,45	1,82	1,52	1,82
Mediana	1,42	1,78	1,51	1,92	1,54	1,90	1,61	1,88
Media asim.	1,04	1,36	1,14	1,17	1,09	1,39	0,94	1,47
HP 10.000	0,07	0,09	0,19	0,75	0,26	0,32	0,58	0,23
HP 14.400	0,00	0,00	0,17	0,83	0,31	0,39	0,63	0,21
HP 20.000	0,06	0,08	0,18	0,89	0,35	0,45	0,67	0,22

1/ Diferencia absoluta promedio.
2/ Raíz del error cuadrático medio.
3/ Sin alimentos.
4/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

Para evaluar qué tan sensibles son las conclusiones de este ejercicio a la utilización de otros grados de suavización, en el Cuadro 5 se incluyen comparaciones con la media móvil de 13 meses, la media móvil de 37 meses y el filtro *HP* de la inflación del *IPC*. Las conclusiones obtenidas con la media móvil de 25 meses se repiten para el promedio móvil de 37 meses y el filtro *HP*. Para el caso de la media móvil de 13 meses, se encuentra que todos los indicadores exhiben desviaciones

superiores al *IPC*, con la excepción del núcleo al 10% y el filtro *HP* con lambda en 10.000. A pesar de ello, en este caso también se llega a las mismas conclusiones sobre los indicadores de inflación básica: los mejores ajustes son los filtros *HP*, los núcleos, la media truncada asimétrica y la truncada al 10%. Nuevamente, la mediana es el indicador que peor se desempeña bajo los diferentes estándares.

D. CAPACIDAD DE PRONÓSTICO

Otro ejercicio que se ha utilizado para evaluar el contenido informativo de los indicadores de inflación básica es su capacidad para pronosticar la inflación. La justificación se encuentra en el hecho que los indicadores de inflación básica tienden a reflejar información estructural de mediano plazo, filtrando los choques de oferta de corto plazo. Por esta razón deberían ser mejores indicadores de las fluctuaciones futuras del *IPC* que el mismo *IPC*, pues este índice sí se encuentra influenciado por las fluctuaciones de corto plazo.

Los resultados del ejercicio para evaluar la capacidad de pronóstico de los indicadores se presentan en el Cuadro 6. El procedimiento consistió en calcular las desviaciones de los pronósticos para horizontes de 12, 24 y 36 meses, mediante la metodología de regresiones recursivas. La regresión que se estimó fue la siguiente:

$$\Pi_t^k = \alpha + \beta(\Pi_t^b) + \varepsilon_t^k,$$

donde $k = 12, 24$ y 36 meses, Π_t^k es la inflación de 12, 24 y 36 meses y Π_t^b es la inflación básica anual⁶. Para el cálculo de la raíz del error cuadrático medio (*RMSE*) en primer lugar, se estimó el modelo para el período 1989:1-1994:10. Posteriormente, se efectuaron proyecciones fuera de muestra adicionando progresivamente un mes y re-estimando el modelo en cada oportunidad. Así se procedió hasta el final de la muestra disponible (1980:1-1998:10). Las proyecciones fuera de muestra a partir de 1994:11 se compararon con las observaciones respectivas para proceder a calcular el *RMSE*.

Los resultados indican que los menores errores de predicción para todos los horizontes estudiados están concentrados entre los filtros *HP*, los núcleos al 20, 30 y

⁶ Donde $\Pi_t^k = (\ln IPC_{t+k}) - (\ln IPC_t)_k^t$.

Cuadro 6
 Capacidad de pronóstico sobre la inflación
 de los indicadores de inflación básica

Indicador	R.M.S.E. 1/ para diferentes horizontes de pronóstico (meses)		
	12	24	36
IPC	0,64	2,23	4,06
Núcleo 10	0,98	1,47	3,79
Núcleo 20	1,13	1,18	3,45
Núcleo 30	1,33	1,25	3,47
Núcleo 40	2,19	1,70	4,27
Sin Alim. 2/	2,25	2,87	6,05
Sin Alims. 3/	3,12	3,38	6,74
Media 10	1,10	1,47	3,69
Media 20	1,57	1,29	3,13
Media 30	0,94	1,75	3,77
Media 40	1,47	1,38	3,32
Media 50	2,16	1,51	3,18
Media 60	2,70	2,02	3,28
Media 70	2,45	1,75	3,60
Media 80	2,47	1,69	3,91
Media 90	2,43	1,61	4,17
Mediana	2,41	1,70	4,35
Media asimétrica	1,11	1,36	3,41
HP 10.000	1,22	0,58	3,40
HP 14.400	1,23	0,58	3,25
HP 20.000	1,25	0,65	3,12

1/ Corresponde a la desviación (raíz del error cuadrático medio) de los pronósticos con respecto a la inflación observada. A la muestra observada (ene/90-dic/94) se le adiciona un mes y se realiza el pronóstico hasta el final de la muestra (oct. 98), con lo cual se calculan los errores de pronóstico para cada horizonte.

2/ Sin alimentos.

3/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.

Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

40, la media truncada asimétrica y las medias truncadas al 10%, al 20% y al 40%. Los peores resultados bajo este criterio son aquellos de los indicadores de exclusión y de las medias truncadas (60, 70, 80, 90 y mediana).

E. RELACIÓN CON AGREGADOS MONETARIOS

Los indicadores de inflación básica deben ser mejores estimadores de la inflación de demanda (v.gr., aquella directamente vinculada a los agregados monetarios) que aquella obtenida a partir del *IPC*. Para evaluar esta característica se estableció la capacidad que tienen los diversos agregados monetarios y sus tasas de crecimiento para pronosticar la evolución de cada uno de los indicadores de inflación. En el Cuadro 7 se sintetizan algunos de los resultados de esta evaluación. En él se presenta el grado de ajuste (R^2) de regresiones en las que la inflación anual en el período t es “explicada” por 24 rezagos del crecimiento monetario⁷:

$$\Pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{24} \beta_i \Delta M_{t-i}$$

donde ΔM_{t-i} es la variación anual del agregado monetario respectivo.

Los resultados indican que los agregados monetarios tienden a explicar mejor las fluctuaciones de las diferentes medidas de inflación básica que las del *IPC*. Dentro de los agregados monetarios, la base monetaria es el agregado monetario que mejor explica estas fluctuaciones y, en particular, aquellas correspondientes a los filtros *HP*, los núcleos y varias medias truncadas (10, 20, 50 y 60). Los indicadores que son menos “pronosticables” por la base monetaria son los de exclusión.

De igual manera, se realizaron varias pruebas de causalidad de Granger para establecer si el crecimiento de las variables monetarias realmente pronostica los cambios en la inflación, teniendo en cuenta la capacidad de la inflación pasada para pronosticarse a sí misma. En primer lugar, se realizaron pruebas de causalidad de Granger, ignorando los problemas asociados al grado de integración de las series. Para probar si un agregado monetario causa el indicador de inflación básica (P), se examinan los coeficientes en la siguiente regresión:

$$\Pi_t^B = \alpha + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i \Pi_{t-i}^B$$

La prueba que se reporta es el grado de significancia (P value) de una restricción que imponga un valor de cero a todos los coeficientes β simultáneamente.

⁷ Los resultados para 12 y 36 rezagos arrojan conclusiones similares.

Cuadro 7
Relación con agregados monetarios
Agregados monetarios con inflación básica
R cuadrado (incluye 24 rezagos) (*)
(Diciembre de 1989-Octubre de 1998)

Indicadores	Agregados monetarios				
	Base	M1	M2	M3	M3B
IPC	0,74	0,59	0,43	0,42	0,55
Núcleo 10	0,76	0,60	0,42	0,41	0,52
Núcleo 20	0,81	0,70	0,49	0,50	0,58
Núcleo 30	0,81	0,69	0,49	0,48	0,55
Núcleo 40	0,83	0,74	0,56	0,55	0,59
Sin Alim. 1/	0,73	0,65	0,57	0,57	0,59
Sin Alims. 2/	0,73	0,71	0,65	0,64	0,62
Media 10	0,82	0,65	0,49	0,48	0,58
Media 20	0,82	0,67	0,52	0,51	0,58
Media 30	0,76	0,59	0,39	0,38	0,47
Media 40	0,79	0,65	0,49	0,48	0,54
Media 50	0,82	0,72	0,58	0,57	0,62
Media 60	0,82	0,75	0,60	0,59	0,63
Media 70	0,80	0,73	0,52	0,51	0,57
Media 80	0,77	0,71	0,47	0,47	0,53
Media 90	0,78	0,74	0,51	0,52	0,58
Mediana	0,79	0,76	0,53	0,53	0,59
Media asimétrica	0,79	0,64	0,44	0,44	0,53
HP 10.000	0,85	0,69	0,48	0,47	0,58
HP 14.400	0,86	0,70	0,49	0,48	0,59
HP 20.000	0,86	0,72	0,50	0,49	0,60

(*) Se reporta el R cuadrado de las estimaciones.
1/ Sin alimentos.
2/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

El Cuadro 8 presenta los resultados correspondientes a 12 rezagos, todos los cuales son representativos de las pruebas con mayores rezagos. Según estas pruebas, en la mayoría de los casos en que se detecta causalidad, esta es de dirección inversa a la esperada (v.gr., de inflación a agregados monetarios), lo cual parece indicar

Cuadro 8
Relación con agregados monetarios
Pruebas de causalidad (12 rezagos) - indicadores mensuales (*)
 (Enero de 1990-Octubre de 1998) 1/

Indicadores	Base monetaria		M1		M2		M3		M3B	
	M	a	M	a	M	a	M	a	M	a
IPC	0,29	0,00	0,24	0,01	0,17	0,00	0,15	0,04	0,17	0,02
Núcleo 10	0,57	0,00	0,18	0,01	0,48	0,00	0,61	0,00	0,68	0,00
Núcleo 20	0,39	0,00	0,28	0,01	0,21	0,00	0,24	0,00	0,27	0,00
Núcleo 30	0,18	0,00	0,61	0,00	0,09	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00
Núcleo 40	0,40	0,00	0,85	0,02	0,46	0,01	0,24	0,03	0,15	0,01
Sin Alim. 2/	0,53	0,00	0,04	0,06	0,03	0,01	0,19	0,07	0,27	0,06
Sin Alims. 3/	0,36	0,01	0,02	0,01	0,00	0,04	0,19	0,21	0,34	0,14
Media 10	0,40	0,01	0,67	0,04	0,66	0,05	0,70	0,04	0,69	0,03
Media 20	0,19	0,00	0,73	0,12	0,36	0,00	0,54	0,01	0,59	0,00
Media 30	0,53	0,00	0,96	0,20	0,86	0,00	0,84	0,01	0,88	0,01
Media 40	0,41	0,00	0,93	0,27	0,77	0,00	0,65	0,03	0,76	0,03
Media 50	0,12	0,01	0,61	0,32	0,93	0,05	0,93	0,23	0,94	0,15
Media 60	0,18	0,00	0,16	0,51	1,00	0,05	0,99	0,30	0,98	0,18
Media 70	0,68	0,00	0,46	0,11	0,96	0,08	0,71	0,27	0,72	0,23
Media 80	0,11	0,00	0,03	0,03	0,79	0,04	0,58	0,07	0,61	0,06
Media 90	0,01	0,00	0,00	0,01	0,03	0,10	0,14	0,19	0,14	0,16
Mediana	0,96	0,01	0,96	0,01	0,65	0,06	0,50	0,25	0,61	0,18
Media asim.	0,65	0,01	0,96	0,27	0,78	0,19	0,80	0,11	0,85	0,13
HP 10.000	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,01	1,00	0,67	1,00	0,00
HP 14.400	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,05	1,00	0,99	1,00	0,59
HP 20.000	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,04	1,00	0,12

(*) Se reporta el *P-value* de las pruebas.
 1/ Los valores sombreados corresponden a las estimaciones donde no se puede rechazar la hipótesis de causalidad.
 2/ Sin alimentos.
 3/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
 Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

que existe una endogeneidad de la política monetaria a la inflación pasada, característica de países con altos niveles de indexación. Los únicos indicadores de inflación básica que parecen ser causados por agregados monetarios son la media truncada al 90% (base, M1 y M2), el núcleo al 30% (M3 y M3 más bonos) y la inflación sin alimentos, y sin alimentos y servicios (M1 y M2)⁸.

Los resultados de estas pruebas de causalidad no parecen ser concluyentes. Además, dichas pruebas tienen varios problemas que se derivan de ignorar el grado de integración o cointegración de las series involucradas. Primero, las relaciones de causalidad estimadas pueden ser inválidas. Segundo, puede darse una sobre diferenciación de las series que reduce la eficiencia de las pruebas y sesga su resultado a favor del rechazo de la hipótesis de no causalidad. Y tercero, se ignora información acerca de la relación de largo plazo entre dinero y precios.

Para superar estos problemas, se realizaron pruebas de causalidad de Granger bajo el esquema de integración. La introducción de las técnicas de cointegración permite descomponer la causalidad tipo Granger en una de corto plazo y una de largo plazo, ésta última comúnmente conocida como “exogeneidad débil”.

La dinámica conjunta de las series analizadas, en nuestro caso $M_t =$ Agregado monetario y $P_t =$ Índice de inflación básica, puede describirse a través de un Modelo de Corrección de Errores como el que se propone a continuación:

$$(1) \quad \begin{aligned} \Delta M_t &= \alpha_1(M_{t-1} + \beta_1 P_{t-1}) + \lambda_{11} \Delta M_{t-1} + \lambda_{12} \Delta P_{t-2} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta P_t &= \alpha_2(M_{t-1} + \beta_1 P_{t-1}) + \lambda_{21} \Delta M_{t-1} + \lambda_{22} \Delta P_{t-2} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

donde la expresión entre paréntesis define la ecuación de cointegración: y la desviación de la ecuación de cointegración ($Z_{t-1} = M_{t-1} + \beta_1 P_{t-1}$) se conoce como el error de cointegración.

Los coeficientes α_1 y α_2 son las “ponderaciones” de corrección del error de cointegración, y definen la velocidad de ajuste del error de cointegración. De acuerdo con Johansen (1992), una de las variables es débilmente exógena si la ponderación del error de cointegración α_i de la ecuación correspondiente es cero. Por ejemplo, si $\alpha_1 = 0$ decimos que el agregado monetario es débilmente exógeno⁹. En este caso, si se observan cambios en la variable débilmente exógena en una dirección, el sistema retorna a su relación de largo plazo a través de cambios en la otra variable

⁸ También se realizaron pruebas de causalidad de Granger con las series en diferencias y en aceleraciones. Nuevamente, las causalidades resultan ser inversas a las esperadas. En este ejercicio, ninguno de los indicadores de inflación básica es causado por algún agregado monetario al 95% de confianza.

⁹ Más concretamente, la variable débilmente exógena no aporta información para la estimación de los coeficientes de largo plazo, y entonces se puede hallar un estimador eficiente de este parámetro a partir de la distribución condicional de la otra variable con respecto a la débilmente exógena.

y no a través de cambios posteriores de la variable exógena en la dirección contraria. Si los cambios se dan en la variable que no es exógena débil, ellos no alteran el comportamiento de la variable exógena débil y la relación de largo plazo se restablece mediante movimientos posteriores en la variable no exógena.

Es importante señalar que el método propuesto exige que las dos series estén cointegradas y que, además, cada una de las variables sean integradas de orden 1, es decir, que las primeras diferencias sean estacionarias.

Cuadro 9
Resultados de la prueba de cointegración

	Base	M1	M2	M3	M3+B	BASE AJ 1/
Núcleo 10	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Núcleo 20	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Núcleo 30	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Núcleo 40	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Sin Alim. 2/	Sí	Sí	No	No	No	Sí
Sin Alims. 3/	No	Sí	No	No	No	No
Media 10	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 20	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 30	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 40	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 50	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 60	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 70	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Media 80	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Media 90	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Mediana	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Media asimétrica	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí
HP 10.000	No	No	Sí	No	No	Sí
HP 14.400	No	No	Sí	Sí	No	Sí
HP 20.000	No	No	Sí	Sí	Sí	No

Sí: Hay cointegración.
No: No hay cointegración.
1/ Base ajustada por cambios en los requerimientos de encaje.
2/ Sin alimentos.
3/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

En el Cuadro 9 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración para los diferentes pares de variables (agregado monetario-inflación básica), señalando en cuáles sí existe cointegración y en cuáles no¹⁰. Los indicadores de inflación básica para los que menos se rechaza la cointegración con los diferentes agregados monetarios son la media truncada simétrica del 10%, la del 80% y el núcleo del 10% anual. Es curioso que la media truncada al 80% aparezca en esta lista, ya que, como se mencionó anteriormente, las medias truncadas exhiben una variabilidad relativamente alta comparada con la de otros indicadores. Es interesante observar también que los precios sin alimentos, servicios y transporte consistentemente rechazan alguna relación estable de largo plazo con los agregados, excepto con *M1*.

Los agregados que más se asocian con cualquier medida de inflación básica son, en su orden *M2*, la base monetaria ajustada y el *M3*. Los que menos se relaciona son *M1* y la base monetaria.

El Cuadro 10 muestra los resultados de la prueba de “exogeneidad débil” para los casos donde se comprobó la existencia de cointegración en el Cuadro 9. Los valores no sombreados en este nuevo cuadro son aquellos para los cuales la causalidad de largo plazo de dinero a precios (exogeneidad débil) no se rechaza. El indicador que presenta los mejores resultados es la inflación núcleo al 10% y 20%, seguido muy de cerca por la media truncada simétrica de 30% y de 50% y por el filtro de *HP* de 20.000. El agregado monetario para el cual la hipótesis es rechazada en un menor número de oportunidades es *M2*, seguido por *M3* y la base monetaria. Los menos favorecidos son *M1* y la Base ajustada.

VII. CONCLUSIONES

El presente trabajo ha realizado una evaluación de diferentes indicadores de inflación básica para Colombia utilizando una amplia gama de criterios. Al utilizar dichos criterios se identificaron ciertas propiedades deseables en todo indicador de inflación básica que asegure que se está efectuando una medición acertada de la inflación de origen monetario.

Junto con la evaluación de los indicadores de inflación básica que el Banco de la República usualmente ha calculado, en este trabajo también se estimó y evaluó un nuevo indicador: la inflación núcleo. Tanto los indicadores de esta familia como las medias truncadas se estimaron para diversos grados de truncamiento.

¹⁰ El modelo de cointegración que se utilizó corresponde al que contiene una tendencia lineal en la relación de largo plazo.

Cuadro 10
P-value para la prueba de exogeneidad débil
del agregado monetario

	Base	M1	M2	M3	M3+B	BASEAJ
Núcleo 10	0,40	0,09	0,12	0,07	0,03	0,00
Núcleo 20	0,34	0,11	0,11	0,06	0,03	
Núcleo 30	0,24		0,03	0,04	0,03	0,00
Núcleo 40	0,21		0,02	0,03	0,01	0,00
Sin Alim. 1/	0,03	0,00				0,00
Sin Alim. 2/		0,73				
Media 10	0,00	0,00	0,08	0,13	0,00	0,00
Media 20			0,01	0,01	0,01	0,00
Media 30			0,40	0,36	0,47	0,04
Media 40			0,26	0,03	0,43	0,00
Media 50			0,09	0,06	0,07	0,00
Media 60			0,19	0,02	0,02	0,00
Media 70	0,00	0,00	0,01	0,03	0,03	
Media 80	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Media 90		0,00	0,00	0,00	0,00	
Mediana			0,01	0,00	0,00	0,08
Media asimétrica	0,11	0,01			0,04	0,88
HP 10.000			0,13			0,00
HP 14.400			0,14	0,12		0,00
HP 20.000			0,42	0,24	0,23	

1/ Sin alimentos.
2/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

Los principales resultados se han condensado en el Cuadro 11. En términos generales, puede afirmarse que los indicadores evaluados resultan ser medidas adecuadas de la inflación básica. La mayoría de los indicadores tienden a exhibir una correlación mayor con los agregados monetarios que la inflación del *IPC*. La base monetaria sobresale como el agregado monetario que mayor poder explicativo tiene sobre las variaciones en precios, en especial cuando se utilizan los filtros *HP*, los núcleos y algunas medias truncadas. De igual manera, varios de los indicadores de inflación básica mostraron una buena capacidad de pronóstico sobre la inflación. Tal es el caso de los filtros *HP*, los núcleos, la media truncada asimétrica y las medias truncadas al 10% y al 20%.

Cuadro 11
Resumen de resultados

Indicador	Insesgamiento	Variabilidad	Capacidad Prógnostico (12 meses)	Suavización IPC	Relación con agregados monetarios	
					Ajuste a base (14 rezagos)	Causalidad dinero-precios
Núcleo 10	X		X	X	X	X
Núcleo 20	X	X	X	X	X	X
Núcleo 30	X	X		X	X	X
Núcleo 40	X	X		X	X	X
Sin Alim. 1/ Sin Alims. 2/			X	X		X
Media 10	X		X		X	X
Media 20	X				X	
Media 30						X
Media 40						X
Media 50						X
Media 60						X
Media 70					X	
Media 80					X	
Media 90		X			X	
Mediana		X				X
Media asimétrica	X		X	X	X	X
HP 10.000	X	X		X		X
HP 14.400	X	X		X		X
HP 20.000	X	X		X		X

Nota: X muestra los indicadores de inflación básica, para los cuales se considera que se satisface algunos de los criterios examinados.
1/ Sin alimentos.
2/ Sin alimentos, servicios públicos ni transporte.
Fuente: Cálculos de la Subgerencia de Estudios Económicos.

Aunque las pruebas de causalidad ordinarias tipo Granger no muestran la relación esperada entre inflación y precios, aquellas que tuvieron en cuenta la posible existencia de cointegración entre las series mostraron resultados más alentadores. Es así como, en general, se encontró causalidad (exogeneidad débil) de los agregados monetarios hacia precios para todos los núcleos y los filtros HP, para varias de las medias truncadas (10, 30, 40, 50, 60), para la mediana y la media truncada asimétrica y para la inflación sin alimentos. En el caso particular de los núcleos truncados al

10% y al 20%, dicha causalidad se observó para cuatro de los cinco agregados monetarios utilizados. Las medias al 30% y al 50% también mostraron resultados satisfactorios, siendo causadas por tres agregados monetarios.

Si bien los criterios anteriores permiten catalogar a la mayoría de los indicadores propuestos como adecuados para medir la inflación básica, criterios como el insesgamiento generan dudas acerca de las medias truncadas. En efecto, las medias truncadas, a excepción de la media truncada al 10%, resultaron ser sesgadas respecto a la inflación observada. Como se señaló oportunamente, este fenómeno puede obedecer a que la distribución de las variaciones de precios individuales es asimétrica. Por esta misma razón, la media truncada asimétrica sí resulta insesgada.

Los resultados para los indicadores de exclusión no fueron muy satisfactorios. Respecto a la causalidad dinero-precios, la inflación sin alimentos y servicios fue uno de los pocos indicadores que no parecen estar afectados por ninguno de los agregados monetarios. Incluso la inflación sin alimentos tan solo aparece como determinada exógenamente por uno de los cinco agregados (*MI*). Además, el promedio de inflación medido utilizando estos indicadores resulta ser significativamente superior a la inflación observada.

Sin duda alguna, la conclusión más importante de este trabajo se refiere al muy buen papel que desempeñan los indicadores núcleo como medidas de la inflación básica. Para varios truncamientos (20%, 30% y 40%), los núcleos satisfacen la totalidad de criterios. Los filtros *HP* también satisfacen varios de los criterios, pero como ya se mencionó, sus estimaciones resultan muy sensibles a los valores extremos de las series.

Dentro de la familia de las medias truncadas, las mejores parecen ser la del 10% y la media asimétrica. Finalmente, los resultados presentados sugieren que la inflación sin alimentos es un pobre indicador de inflación básica.

REFERENCIAS

- Advisory Commission to Study the CPI (1996). *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living: Final Report to the Senate Finance Committee, Senate Finance Committee, Washington, D. C.*
- Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. y Posen, A. (1999). *"Inflation Targeting: Lessons from the International Experience"*. Princeton New Jersey: Princeton University Press.
- Bryan, M. y Cecchetti, S. (1994). "Measuring Core Inflation" en *Monetary Policy* Ed. By N. Gregory Mankiw, Chicago: The University of Chicago Press.
- Bryan, M. y Pike, C. (1991). "Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation". *Economic Commentary*. Federal Reserve Bank of Cleveland, 1 December.
- Cecchetti, S. (1997). "Measuring Short-run Inflation for a Central Banker". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, (May/June).
- Ducharme, L. M., -Ed.- (1997). "Bias in the CPI: Experience from Five OECD Countries", *Analytical Series*, September, No. 10, Price Division, Statistics Canada.
- Jaramillo, C. F. (1998). "Measuring Inflation Using Asymmetric Means". *Borradores de Economía del Banco de la República* No. 091, abril de 1998.
- Jaramillo, C. F. y Córdoba, J. C. "The Distribution of Price Changes in a High Inflation Country", University of Maryland at College Park (Mimeo).
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12.
- Mateos, C. y Gaytán, A. (1998). "Medidas Alternativas de Inflación". Banco de México. (Mimeo).
- Melo, L. F., Hamman, F. y Uribe, J. D. (1996). "Un Análisis de las Medidas de Inflación Básica para Colombia". Banco de la República (Mimeo).
- Moulton, B. (1996). "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, Fall.

- Morón, E. y Zegarra, L. (1998). "Measuring and Targeting Core Inflation in a Small, Open and Dollarized Economy: The Peruvian Case". Universidad del Pacífico (Mimeo).
- Quah, D. y Vahey, S. (1995) "Measuring Core Inflation". *The Economic Journal*, Vol. 105, September.
- Roger, S. (1998). "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement", *Reserve Bank of New Zealand working paper*, G98/9.
- Shapiro, M. D., and Wilcox D. W. (1996). "Causes and Consequences of Imperfections in the Consumer Price Index", University of Michigan; (Mimeo) Forthcoming in *NBER Macroeconomics Annual* 11.