

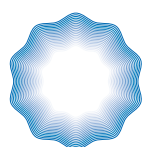


Economía

Metodología para la medición de la inflación núcleo en la Argentina

Buenos Aires, Junio de 2016

Metodología
INDEC
N° 17



ARGENTINA
200 AÑOS DE
INDEPENDENCIA

Metodología para la medición de la inflación núcleo en la Argentina

Metodología INDEC N° 17

Junio 2016

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)

Esta publicación ha sido realizada por la Dirección de Índices de Precios de Consumo perteneciente a la Dirección Nacional de Estadísticas de Condiciones de Vida.

ISSN 2545-7179

Instituto Nacional de Estadística y Censos - I.N.D.E.C.

Metodología para la medición de la inflación núcleo en la Argentina. - 1a ed.
- Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC, 2016.

Libro digital, PDF - (Metodología INDEC; 17)

Archivo Digital: descarga
ISBN 978-950-896-474-8

1. Estadísticas. 2. Metodología. 3. Números Indices.
CDD 310

© 2016 INDEC

Queda hecho el depósito que fija la Ley N° 11723

Libro de edición argentina

PERMITIDA LA REPRODUCCIÓN PARCIAL CON MENCIÓN DE LA FUENTE

Responsable de la edición: Lic. Jorge Todesca

Directora de la publicación: Mag. Silvina Viazzi

Buenos Aires, Junio de 2016.

Para consultar o adquirir las publicaciones editadas por el INDEC puede dirigirse personalmente al Centro Estadístico de Servicios, ubicado en Av. Julio A. Roca 609 -PB- , C1067ABB, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. O bien comunicarse a los teléfonos: (54-11) 4349-9646/52/62. Horario de atención de 9:30 a 16:00.

Medios electrónicos de consulta: ces@indec.mecon.gov.ar y <http://www.indec.gov.ar>

Índice

	Página
Prólogo	4
1. Introducción	5
2. Estrategia adoptada por el INDEC en el año 2004	6
3. Análisis descriptivo de los cambios de precios	9
4. Estacionalidad del IPC	11
5. Índice de precios con exclusión de alimentos y energía	13
6. Índice de precios con exclusión de agrupaciones	14
7. Inflación núcleo utilizando medias truncadas	16
8. Evaluación de las medidas de inflación núcleo propuestas	18
Capacidad de pronóstico de los indicadores de inflación núcleo propuestos	20
Estimación de vectores autorregresivos	21
Funciones de impulso-respuesta	21
Anexo I	22
Anexo II	30
Referencias bibliográficas	33

Prólogo

Este documento presenta el desarrollo de la metodología que dio origen en el año 2004 a la construcción y publicación de lo que usualmente se denomina inflación núcleo. Como corolario de este trabajo realizado en la Dirección de Índice de Precios de Consumo, ese mismo año el INDEC comenzó a publicar resultados para una nueva clasificación de los ítems de la canasta que componen el IPC con el objetivo de poder medir la inflación núcleo.

Habitualmente el Banco Central (o la autoridad monetaria pertinente) está interesado en utilizar una medida de inflación núcleo para basar y explicar sus decisiones de política monetaria en un régimen de metas de inflación. Así, en el año 2004, el INDEC analizó distintas alternativas para el cálculo de la inflación núcleo, tales como:

- indicadores clásicos que utilizan el nivel general del índice de precios al que se le excluyen alimentos y energía;
- índice de precios con exclusión de los grupos de bienes con precios más volátiles y
- distintas medidas de inflación núcleo calculadas a partir de la distribución de cambios de precios truncada con distintos porcentajes de truncamiento.

Los resultados de este análisis mostraron la complejidad que supone hallar un indicador que permita anticipar la evolución futura de la inflación. Esta composición está asociada a distintos factores, comenzando por el hecho de que la inflación núcleo es una componente no observable de la inflación. Luego aparecen complejidades de índole práctica en función de la estrategia de estimación adoptada, como puede observarse en el documento que se presenta a continuación.

Como consecuencia de ese trabajo, la Dirección de Índices de Precios de Consumo del INDEC propuso en el año 2004 una clasificación que identificaba y reagrupaba en tres categorías los grupos¹ de bienes y/o servicios estacionales, los regulados o con alto porcentaje de impuestos y el resto del IPC, siendo esta última categoría la asociada a la inflación núcleo.

Actualización de las categorías clasificadas

El INDEC, a partir de la publicación del IPC-GBA que se reanudó en Junio de 2016, incorporó en los resultados mensuales del IPC una actualización de la clasificación mencionada, con algunas modificaciones en la definición de las categorías que permiten identificar la inflación núcleo. Estas modificaciones reflejan los cambios en la estructura de fijación de precios de algunos servicios que tuvieron lugar en los últimos años en la Argentina. La nueva clasificación adoptada es la siguiente:

- Bienes y servicios con comportamiento estacional: frutas, verduras, ropa exterior, transporte por turismo y alojamiento y excursiones. Esta categoría representa 10,8% de la canasta total del IPC.
- Bienes y servicios cuyos precios están sujetos a regulación o tienen alto componente impositivo: combustibles para la vivienda, electricidad, agua y servicios sanitarios, sistemas de salud y servicios auxiliares, transporte público de pasajeros, funcionamiento y mantenimiento de vehículos, correo, teléfono, educación formal y cigarrillos y accesorios. Esta categoría representa 19,4% de la canasta total del IPC.
- Restantes bienes y servicios: IPC Núcleo. Esta categoría representa 69,9% de la canasta total del IPC.

¹ Corresponde a la clasificación a tres dígitos de la Canasta de Bienes y Servicios del IPC. Para mayor detalle ver http://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/economia/ipc_metodologia_abril2016.pdf

1. Introducción

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) expone a continuación el procedimiento metodológico para el cálculo y publicación de la denominada inflación núcleo.

Uno de los objetivos que se persigue al calcular una medida de inflación núcleo es poder contar con un indicador que permita analizar la evolución de los precios de la economía sin tener en cuenta aquellas fluctuaciones de carácter temporario, estacional, o que se revierten en el corto plazo. Estas medidas o indicadores del denominado “núcleo de inflación” aparecen, entonces, como posibles herramientas al momento de implementar políticas de metas de inflación.

Desde el punto de vista teórico, algunos autores adhieren al concepto de Bryan y Cecchetti (1999) que considera que inflación núcleo es aquella componente de los cambios de precios que se espera que persista en el mediano plazo de varios años. Por otro lado, Quah y Vahey (1995) consideran que inflación núcleo es la componente de la inflación medida que no tiene impacto de (mediano) largo plazo sobre el producto real. Si bien ambas definiciones responden a enfoques distintos, comparten la necesidad de poder identificar una tendencia de la inflación, libre de las fluctuaciones transitorias generalmente asociadas a factores o shocks reversibles en el corto plazo. Esta necesidad ha dado lugar en los últimos años a una vasta bibliografía acerca de la implementación de este tipo de mediciones en distintos países del mundo.

Dentro de las alternativas utilizadas en otros países, los indicadores de inflación núcleo propuestos generalmente consisten en:

- excluir los componentes más volátiles del cálculo del Índice de Precios al Consumidor (IPC);
- utilizar indicadores de influencia limitada, tales como medias truncadas de los cambios de precios de las componentes;
- calcular un nuevo IPC con ponderación doble donde, además de utilizar las ponderaciones de cada agrupación, se utiliza una segunda ponderación que toma en cuenta la volatilidad de cada agrupación o apertura (específicamente, esta segunda ponderación es la inversa de la volatilidad del índice correspondiente a cada grupo).

Estas alternativas aparecen como soluciones estadísticas al problema de medir los movimientos de largo plazo en la inflación. Existen otras opciones más vinculadas a la modelización, en las cuales se plantean y estiman modelos estructurales que asumen un mecanismo de transmisión para la economía sobre la base del conocimiento del funcionamiento de esta última. El enfoque de este trabajo se encuentra orientado al tratamiento estadístico del problema, el cual está más asociado al concepto de inflación núcleo según Bryan y Cecchetti presentado arriba.

2. Estrategia adoptada por el INDEC en el año 2004

Después de la crisis económica de 2001 y en un contexto macroeconómico mucho más estable de la economía argentina, el Banco Central de la República Argentina (BCRA) avanzó hacia un régimen de metas de inflación a fin de lograr una tasa de inflación baja y estable. Con esta premisa, el INDEC trabajó en la definición y medición de la inflación núcleo que podría ser utilizada por el BCRA para basar su política monetaria.

En 2004 se analizaron distintas alternativas para el cálculo de inflación núcleo. Los resultados de este análisis muestran la complejidad de hallar un indicador que permita anticipar la evolución futura de la inflación y que, al mismo tiempo, permita reconocer a qué se deben las fluctuaciones de precios en la economía para poder aislar y atender a aquellas que provean señales de su comportamiento de mediano y largo plazo.

Esta complejidad se asocia a distintos factores, comenzando por el hecho de que la inflación núcleo es un componente no observable de la inflación. Luego aparecen complejidades de índole práctica, en función de la estrategia de estimación adoptada, lo cual podrá verse más adelante (en este mismo documento).

Como consecuencia, la Dirección de Índices de Precios de Consumo del INDEC realizó una clasificación de los grupos del IPC para poder observar de manera diferenciada el comportamiento de los precios de ciertos bienes y servicios que responden a fenómenos de distinta naturaleza.

La clasificación, compuesta por tres categorías (cada una de ellas conformada por un conjunto de grupos de bienes y servicios del IPC) es exclusiva en el sentido de que cada grupo del IPC pertenece a una sola categoría, y es exhaustiva pues cada grupo pertenece a alguna de las categorías definidas. Esto permite contar cada mes con una herramienta de análisis de la evolución del IPC ya que es posible observar el comportamiento de cada categoría y, al mismo tiempo, discriminar qué participación tienen cada una de ellas en las variaciones mensuales o anuales del Nivel general del índice.

Entonces, la clasificación de grupos se define así:

- Bienes y servicios con comportamiento estacional: frutas, verduras, ropa exterior, transporte por turismo, alojamiento y excursiones. Esta categoría representa 9,24% de la canasta total del IPC.
- Bienes y servicios cuyos precios están sujetos a regulación o tienen alto componente impositivo: combustibles para la vivienda, electricidad, agua y servicios sanitarios, transporte público de pasajeros, funcionamiento y mantenimiento de vehículos, correo, teléfono, cigarrillos y accesorios. Esta categoría representa 20,13% de la canasta total del IPC.
- Restantes bienes y servicios: representan 70,63% de la canasta total del IPC.

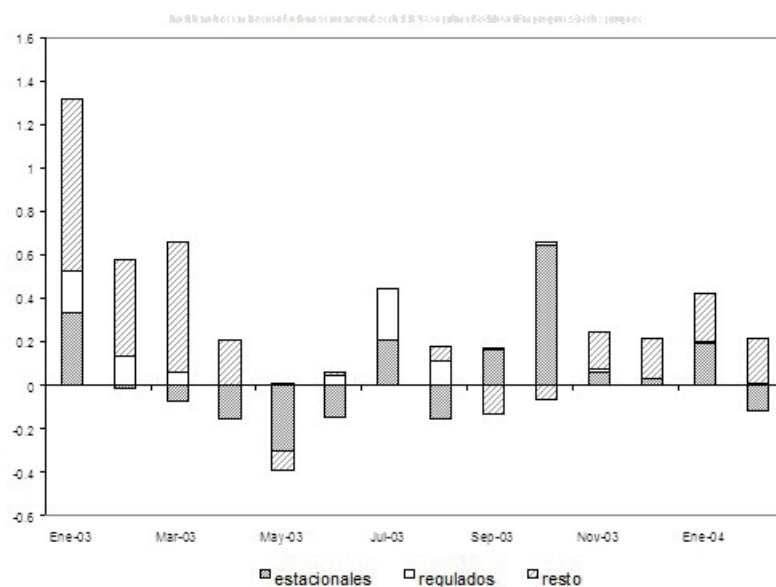
Desde el punto de vista de un instituto de estadística, que tiene como una de sus misiones la difusión de los resultados de un indicador de precios oficial, esta clasificación presenta dos ventajas fundamentales con respecto a otras alternativas posibles: por un lado, es posible verificar que, al agregar los índices correspondientes de estas tres categorías, se obtiene como resultado el Nivel general del IPC. Por otro lado, cada vez que se agrega una nueva medición mensual del IPC, no se modifican los valores históricos de la inflación núcleo (resto del IPC) ni de categorías de la clasificación. Esto es particularmente importante para no generar incertidumbre acerca de los resultados de este indicador y su evolución en el tiempo.

Se trata, entonces, de una clasificación exclusiva en el sentido de que cada grupo del IPC pertenece a una sola categoría; y es exhaustiva, ya que cada grupo pertenece a alguna de las categorías definidas. Esto permite contar cada mes con una herramienta de análisis de la evolución del IPC, ya que es posible observar el comportamiento de cada categoría y, al mismo tiempo, discriminar qué participación tienen cada una de ellas en las variaciones mensuales o anuales del Nivel General del Índice.

En la figura 1 se presentan las incidencias de estas tres categorías en el nivel general de la tasa de inflación (variaciones mensuales del IPC) para el período enero de 2003-febrero de 2004².

² Debido a que no se han podido recuperar las imágenes originales de este trabajo, la calidad de las mismas no es óptima.

Figura 1: Incidencias en las variaciones mensuales del IPC de las categorías propuestas



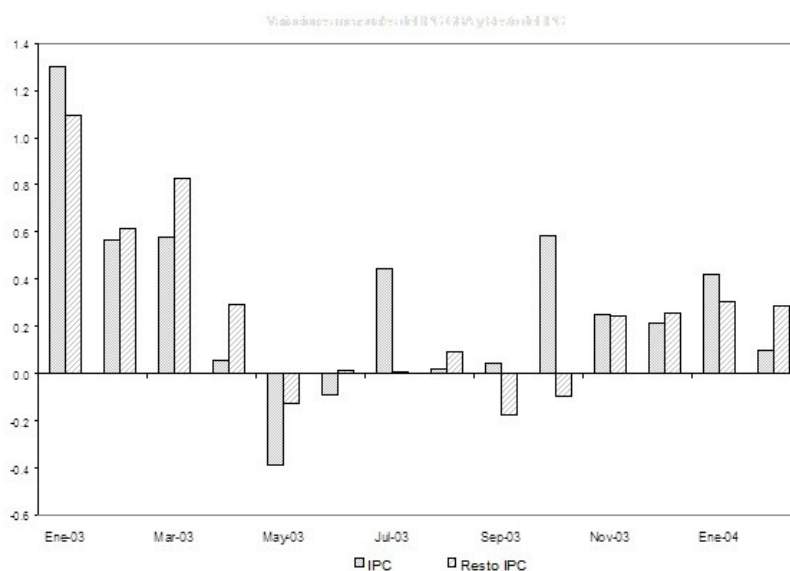
La figura de incidencias muestra las diferentes evoluciones que ha experimentado cada una de las categorías presentadas. Por ejemplo, se puede observar que la inflación del mes de octubre de 2003 estuvo principalmente asociada a fenómenos estacionales; en cambio en el mes de noviembre esta incidencia es, en términos absolutos, menor a la registrada el mes anterior.

En términos relativos, resulta más importante la fluctuación de precios de los bienes y servicios de la categoría denominada Resto.

Si bien no está definida con fines predictivos, la evolución correspondiente al Resto del IPC puede asociarse a la idea de inflación núcleo, entendida en este caso como aquella que corresponde a los cambios de precios que no están afectados por efectos estacionales (fluctuaciones transitorias y reversibles en el corto plazo), no son provocados por cambios en las tarifas de bienes o servicios regulados, y tampoco se encuentran asociados a cambios en el porcentaje de impuestos para aquellos bienes o servicios altamente gravados (cambios de precios producidos en fechas puntuales, generalmente conocidas por la autoridad monetaria con anticipación).

Este indicador es menos volátil que el nivel general de inflación (ver figura 2) y en su cálculo se asignan a otra categoría ciertos grupos de bienes y servicios de la canasta del IPC. Este indicador es similar a los denominados indicadores por exclusión, debido a que los grupos del IPC que se asignan a otras categorías son los mismos en cada período, pero además se puede analizar el comportamiento de los grupos excluidos.

Figura 2: Variaciones mensuales del IPC-GBA y de la categoría Resto del IPC



La principal ventaja de esta clasificación es que permite obtener una nueva dimensión de análisis sin descartar información, a diferencia de lo que ocurre al calcular indicadores por exclusión o medias truncadas, donde se asume que ciertas fluctuaciones de precios son irrelevantes respecto de la evolución núcleo de la inflación para todos o algunos períodos de la serie.

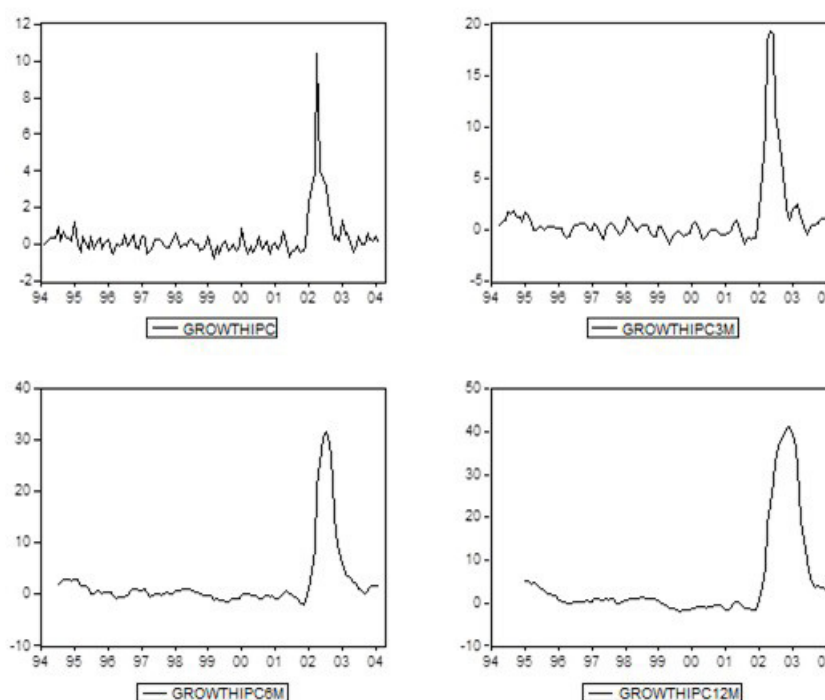
En las siguientes secciones del trabajo se describen los fundamentos que han llevado a la adopción de esta estrategia para la definición de la inflación núcleo.

3. Análisis descriptivo de los cambios de precios

Es preciso analizar la naturaleza de las fluctuaciones de los precios relevados por el IPC. No todo cambio de precio contiene información de mediano o largo plazo sobre el desempeño futuro de la inflación, y los precios de un determinado sector no siempre pueden cambiar debido a “ruido” o fluctuación transitoria.

Para el nivel agregado, si se calculan variaciones mensuales del nivel general del IPC (inflación IPC de aquí en adelante) se observa que las mismas oscilan alrededor de una tendencia relativamente estable ubicada en torno del valor cero, con alejamientos más abruptos durante el año 2002. A medida que aumenta la cantidad de períodos sobre la cual se calculan variaciones y, por ejemplo, se obtienen variaciones anuales del índice, se observa cómo se va “suavizando” la evolución del mismo, tal como aparece en la figura 3.

Figura 3: Variaciones del IPC con respecto al mes anterior, 3 meses antes, 6 meses antes y respecto del mismo mes del año anterior



A simple vista se observa que las variaciones del IPC presentan menos “ruido” a medida que disminuye la frecuencia de su cálculo: las variaciones mensuales (o de alta frecuencia) son más fluctuantes que las variaciones anuales. Por este motivo, si el interés reside en monitorear la evolución de la inflación mes a mes, una medida de inflación núcleo podría resultar una herramienta importante para tal fin.

En este sentido, los cambios de precios no son uniformes a lo largo de toda la economía. Esto puede deberse principalmente a la presencia de costos de ajuste, rigidez en ciertos sectores hacia la suba o la baja de precios y diferencias en cuanto existen sectores más o menos expuestos a los shocks que otros. Además, también pueden presentarse diferencias en la naturaleza de estos shocks, ya sean reales o nominales.

En algunos sectores que presentan grandes costos de ajuste y, por lo tanto, son más rígidos a la baja o la suba de precios, posiblemente los cambios de precios ocurran menos frecuentemente, pero cuando ocurren lo hacen en magnitudes mayores. En otros sectores de la economía que presentan precios más flexibles (costo de ajuste de precios nulo o casi nulo), los cambios de precios se presentan mucho más frecuentemente y generalmente son de menor magnitud.

Debido a lo expuesto, las principales alternativas para el cálculo de inflación núcleo consisten en dejar de lado ciertos cambios de precios, bajo el supuesto de que estos no contienen información de largo plazo. Por ejemplo, en el caso del indicador por exclusiones, el supuesto que está implícito es que aquellos grupos excluidos (generalmente alimentos y energía) no contienen información sobre el comportamiento inflacionario de largo plazo.

Para comenzar con el análisis se utilizaron los datos del IPC desde enero de 1992 hasta febrero de 2004, desagregado al nivel de grupo (tres dígitos). Para cada uno de estos grupos se calcularon variaciones mensuales y anuales para poder analizar cuales eran los grupos que más frecuentemente sufrían cambios de precios, y la magnitud de estos.

En el cuadro 1 se presentan los grupos con menor flexibilidad de precios, los cuales surgen de calcular el porcentaje de meses en los que aparece una variación mensual no nula.

Los grupos que no aparecen en el cuadro presentan cambios en más de 95% de los meses de la muestra presentando más flexibilidad que los primeros. Si se ordenaran los grupos del IPC según el tamaño promedio de sus variaciones mensuales (en valor absoluto), "Correo" sería el grupo más estable en el tiempo y el que presentaría la mayor variación promedio. Luego estarían las flores, plantas y alimentos para animales domésticos, verduras, alojamientos y excursiones, frutas, cigarrillos y accesorios, electricidad, agua y servicios sanitarios y diarios y periódicos. Todos estos grupos presentan variaciones promedio absolutas superiores a 2%.

También se observa en el cuadro que las variaciones mensuales promedio van decreciendo en la medida en que los grupos se vuelven más flexibles a los cambios de precios.

Este mismo ejercicio se realizó a partir de las variaciones anuales de los grupos del IPC y los resultados fueron parecidos. Los grupos menos flexibles a los cambios de precios fueron: correo, cigarrillos y accesorios, diarios y periódicos y agua y servicios sanitarios. Los grupos restantes presentaron variaciones anuales no nulas.

En cuanto a la magnitud de estas variaciones en valor absoluto, se destacaron los grupos: correo; aceites y grasas; equipos de audio, TV, fotografía y computación; flores, plantas y alimentos para animales domésticos, entre otros, como aquellos que presentaron mayores variaciones.

Cuadro 1: Frecuencia y magnitud de las variaciones mensuales de los grupos más estables en el tiempo

Agrupación	Porcentaje de meses con cambios de precios	Variación mensual promedio absoluta
Correo	13	8,23
Cigarrillos y accesorios	14	3,31
Diarios y periódicos	18	2,66
Electricidad	36	2,90
Agua y servicios sanitarios	42	2,71
Teléfono	51	1,72
Revistas	58	1,17
Transporte público de pasajeros	60	1,06
Club, parques y entretenimientos	72	0,84
Servicios diversos	73	0,40
Educación formal	76	0,58
Educación no formal	82	0,71

A los efectos de identificar grupos más volátiles, se analizó para cada período la distribución de los cambios de precios en términos de detectar cuáles eran las agrupaciones que se encontraban en las colas de la distribución más frecuentemente, y por lo tanto presentaban mayor volatilidad. Todas las agrupaciones en las que el cambio de precio se situó a una distancia mayor a 1,5 veces el desvío estándar con respecto de la media, fueron marcadas como agrupaciones ubicadas en las colas. Luego de realizar este procedimiento desde 1992 hasta febrero de 2004, se observaron las agrupaciones que mayor cantidad de veces se ubicaron en las colas y, por lo tanto, se identificaron como las agrupaciones más volátiles:

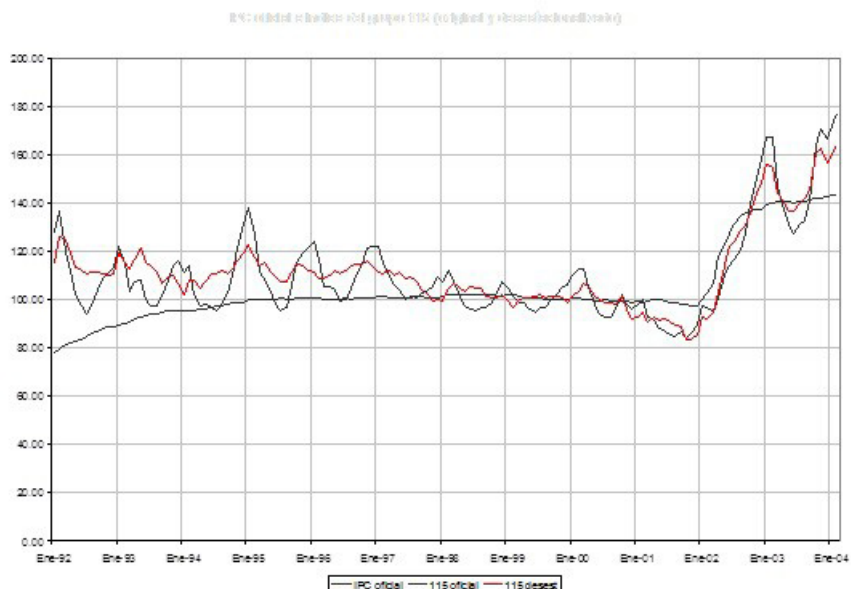
- verduras
- frutas
- alojamiento y excursiones (turismo)
- transporte por turismo
- ropa exterior
- electricidad
- flores, plantas y alimentos para animales domésticos
- calzado de vestir, etcétera.

Cabe señalar que si se realizara este mismo cálculo variando el período de análisis, ya sea considerando la información disponible desde el año 1989 hasta febrero de 2004, o considerando sólo el período 1992-2001, estos resultados no cambiarían sustancialmente.

4. Estacionalidad del IPC

Al analizar las figuras de estas agrupaciones se observó que las correspondientes a frutas, ropa exterior y alojamiento y excursiones presentaban patrones de estacionalidad identificable y, por lo tanto, se decidió desestacionalizar estos grupos (figuras 4, 5 y 6).

Figura 4: IPC oficial e índice de frutas (grupo 115), serie original y desestacionalizada



Una vez hecho esto, se procedió a recalculer el IPC pero ahora con los grupos desestacionalizados calculados arriba y el resto de los grupos originales, para comprobar si esta versión sin estacionalidad del IPC presentaba menores fluctuaciones que el IPC oficial y podría ser considerada como una medida alternativa de inflación, libre de las fluctuaciones estacionales (figura 7).

Como se observa en la figura, no hay diferencias notables entre el IPC oficial y aquel calculado con los grupos desestacionalizados, con lo cual no aparece como una opción relevante para el cálculo de inflación núcleo. Este resultado no es sorprendente si se tiene en cuenta que los grupos con estacionalidad representan un pequeño porcentaje del IPC.

Figura 5: IPC oficial e índice de ropa exterior (grupo 212), serie original y desestacionalizada

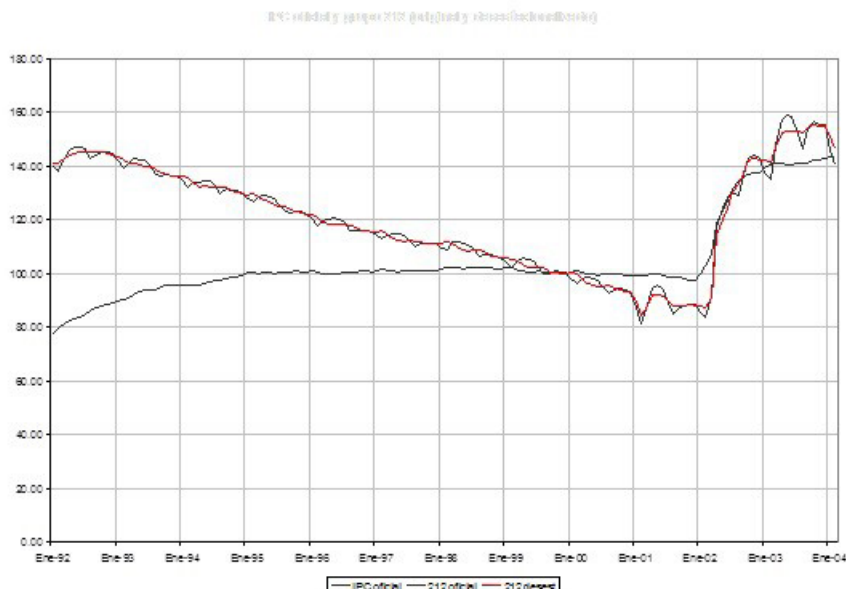
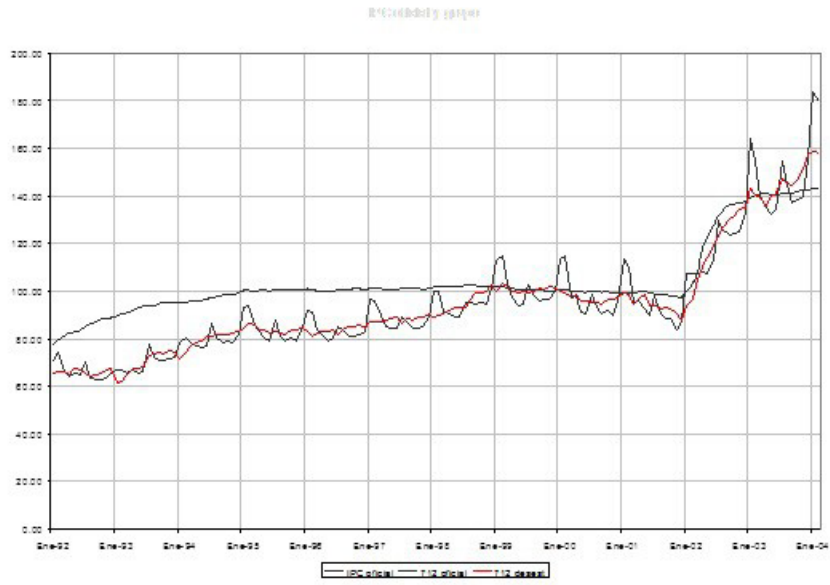


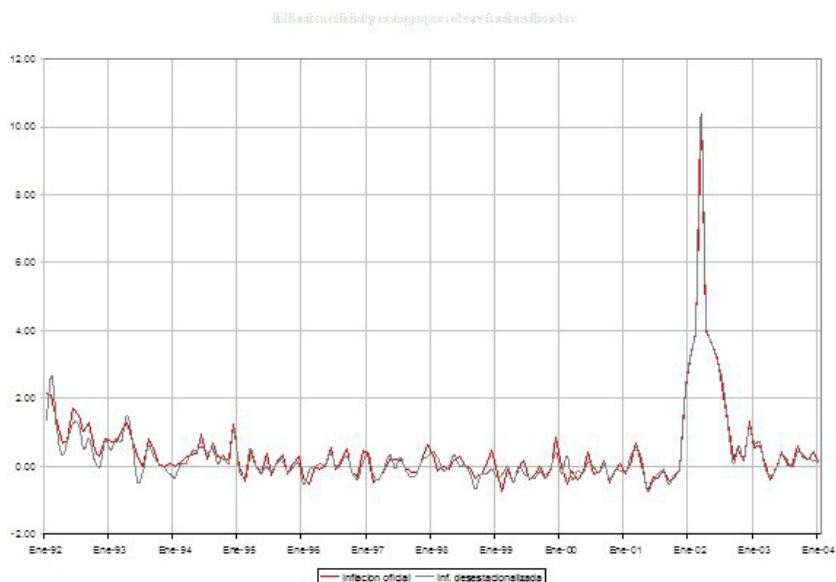
Figura 6: IPC oficial e índice de alojamiento y excursiones (grupo 712), serie original desestacionalizada



5. Índice de precios con exclusión de alimentos y energía

Uno de los indicadores clásicos que se calculan para medir inflación núcleo es el índice de precios al que se le excluye alimentos y energía. Aquí se consideran dos alternativas para construir un indicador de este tipo.

Figura 7: IPC oficial, serie original y con grupos desestacionalizados



La primera consiste en excluir dos divisiones para alimentos: alimentos para consumir en el hogar (división 11) y bebidas e infusiones para consumir en el hogar (división 12); se excluye el grupo correspondiente al combustible del hogar (grupo 321) y electricidad (grupo 322), tal como se expone en la figura 8.

El segundo indicador se obtiene a partir de la exclusión de cuatro agrupaciones, también asociadas a alimentos y energía. Estas agrupaciones corresponden a frutas (grupo 115), verduras (grupo 116), combustible para la vivienda (grupo 321) y electricidad (grupo 322) graficado en la figura 9.

6. Índice de precios con exclusión de agrupaciones

Sobre la base del ordenamiento de agrupaciones más volátiles, se calculó un nuevo índice de precios en el que no se incorporaron algunos grupos. En primer lugar se decidió excluir lo que correspondía a frutas, verduras, ropa exterior, alojamiento y turismo, transporte por turismo y electricidad. Excluir estos grupos representaba dejar afuera aproximadamente el 11% de la canasta del IPC. Este indicador no difirió demasiado del IPC oficial, en el sentido de que no se observaron grandes mejoras en términos de la volatilidad o fluctuación que presenta el indicador (figura 10).

Figura 8: Variación mensual en el IPC oficial e IPC con exclusión de alimentos y energía (versión 1)

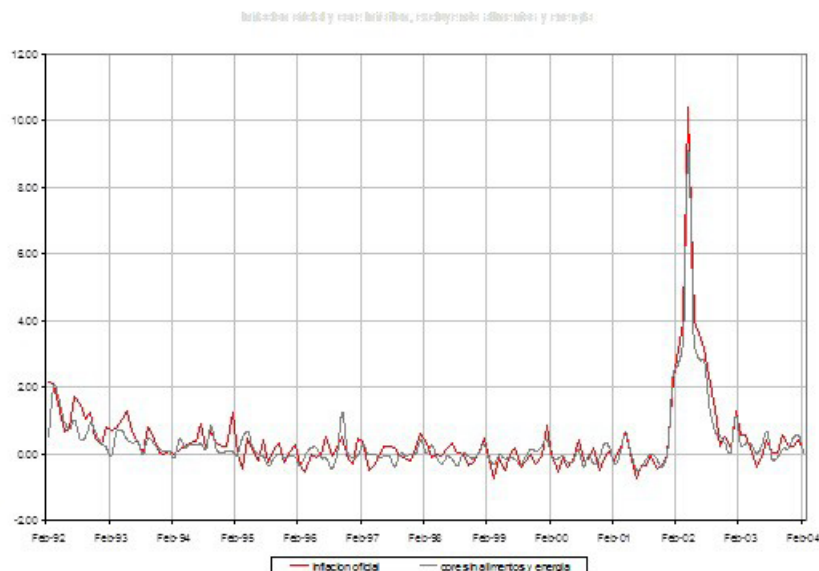
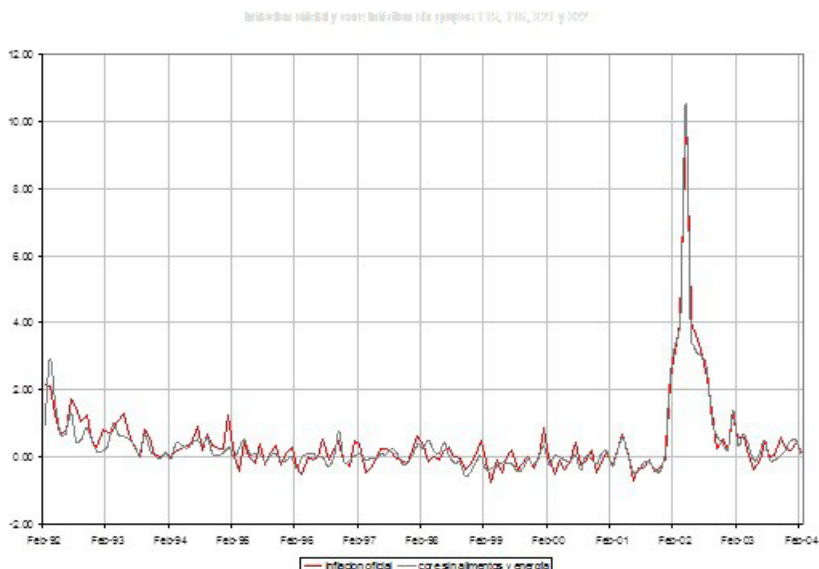
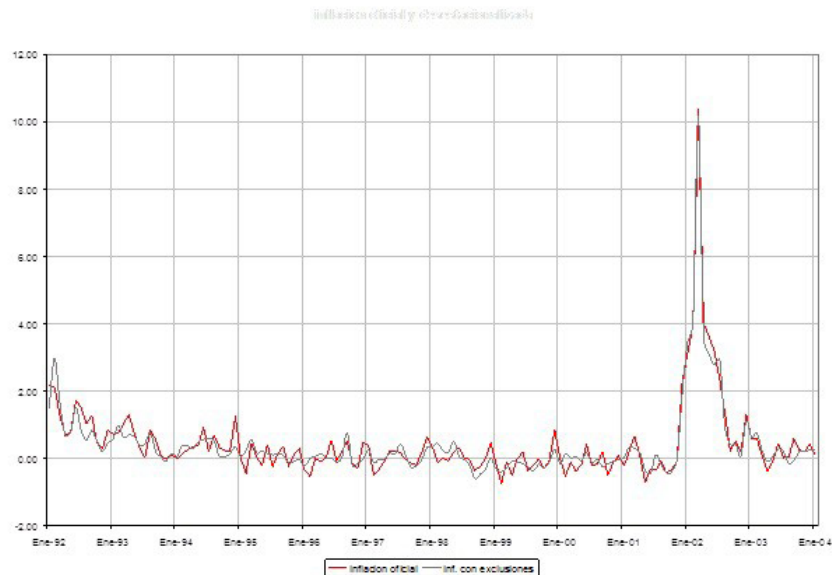


Figura 9: Variación mensual en el IPC oficial e IPC con exclusión de alimentos y energía (versión 2)



Si además de los seis grupos anteriores se excluyeran los correspondientes a flores, plantas y alimentos para animales, calzado de vestir, agua y servicios sanitarios y equipos de audio, TV, fotografía, etcétera, se obtendría un nuevo indicador de inflación núcleo con un porcentaje de exclusión superior al anterior, que en conjunto representaría aproximadamente el 15% de la canasta del índice oficial (figura 11).

Figura 10: Variación mensual en el IPC oficial e IPC con exclusiones (seis arropaciones excluidas)



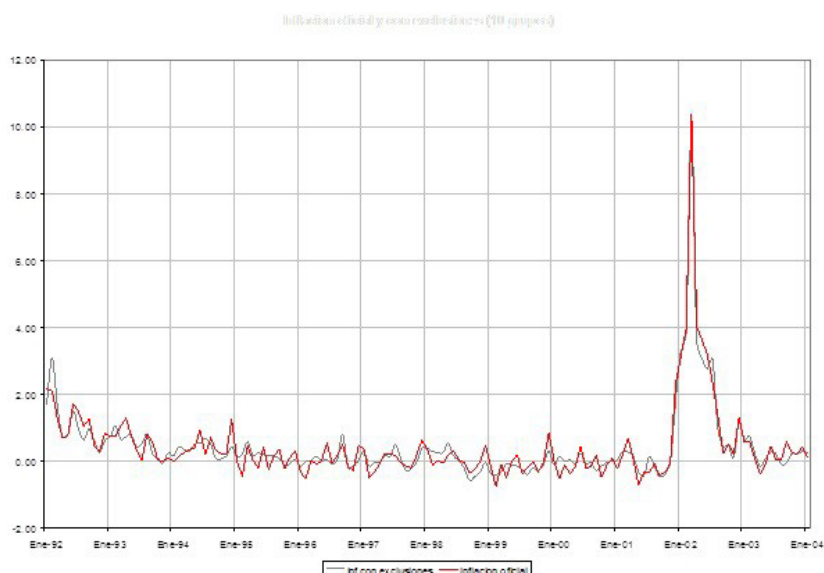
Si se comparan estos dos posibles indicadores de inflación núcleo, no se encuentran grandes diferencias entre sí, ni con el IPC oficial. Más concretamente, no se observa una gran disminución en la volatilidad de los indicadores así contruidos.

Si se incrementara la cantidad de grupos excluidos a 15, excluyendo además de los 10 anteriores los correspondientes a combustibles para la vivienda, aceites y grasas, carnes, productos lácteos y huevos y artículos para deportes, se obtendría un nuevo indicador que parecería ser un poco más suave que el IPC oficial, con menor volatilidad por lo menos en el período estable de los años 90 (figura 12). Esta alternativa de excluir 15 grupos representa dejar afuera del cálculo alrededor de 30% de la canasta del índice oficial.

7. Inflación núcleo utilizando medias truncadas

Otra alternativa para calcular medidas de inflación núcleo, ampliamente utilizada en otros países, consiste en calcular una inflación promedio a partir de la distribución de cambios de precios truncada con distintos porcentajes de truncamiento. En nuestro caso, se realizaron ejercicios variando el porcentaje de truncamiento entre 2 y 44% (porcentajes aplicados a cada cola de la distribución) para ver cómo cambia el indicador a medida que se incrementa el porcentaje de la distribución de los cambios de precios que queda fuera del cálculo.

Figura 11: Variación mensual en el IPC oficial e IPC con exclusiones (diez agrupaciones excluidas)



Las figuras 13 y 14 corresponden a dos de las alternativas mencionadas arriba, donde se elimina el 18 y el 32% a cada lado de la distribución, respectivamente. Se observa que en comparación con el indicador calculado por el método de exclusión, los resultados obtenidos utilizando medias truncadas son más suaves o menos volátiles, pero al costo de excluir mayor cantidad de información. Una de las desventajas que tiene este método es que, en cada período, los grupos que se excluyen pueden ser diferentes, de manera tal que la comparación del valor de esta medida para dos momentos consecutivos puede estar basada en dos canastas de distinta composición.

Una cuestión importante que aparece al utilizar este método es que, a medida que se incrementa el porcentaje de truncamiento, el indicador que se obtiene se va acercando a la mediana de los cambios de precios en cada período. Si la distribución de cambios de precios fuera simétrica, esta medida reflejaría el comportamiento medio de las fluctuaciones de precios. Sin embargo, es bastante frecuente que esta mediana de la distribución no se encuentre sobre el nivel del IPC sino que tienda a subestimarlos, dado que generalmente la distribución de los cambios de precios no son simétricas.

Si se observan los gráficos anteriores, al comienzo del período bajo estudio aparecen evidencias de esto: el indicador hallado a partir de medias truncadas se encuentra por debajo del nivel del IPC. Algunos cálculos preliminares indican que la mediana no se encuentra sobre el nivel del índice oficial y, en cambio, el valor que corresponde al percentil 56 lo representaría de forma más adecuada. Por este motivo, si se deseara utilizar un indicador de medias truncadas éste debería corregirse para que quede centrado en el nivel correcto y recién entonces hallar el porcentaje óptimo de truncamiento.

Figura 12: Variación mensual en el IPC oficial e IPC con exclusiones (quince agrupaciones excluidas)

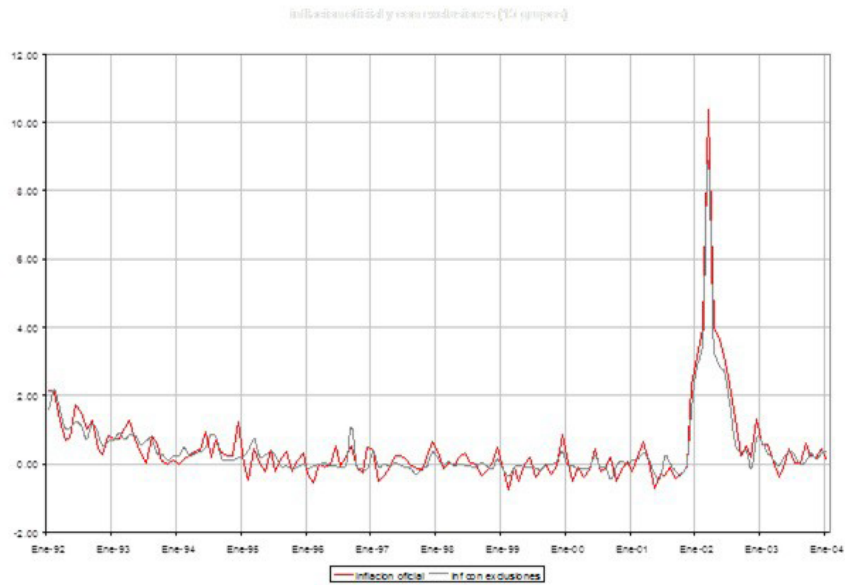


Figura 13: IPC oficial e IPC calculado con medias truncadas (18% de truncamiento a cada lado de la distribución)

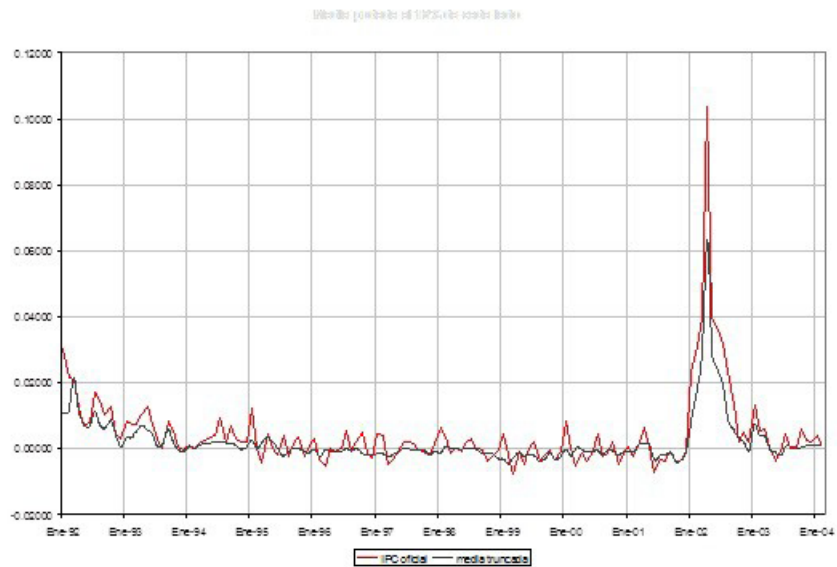
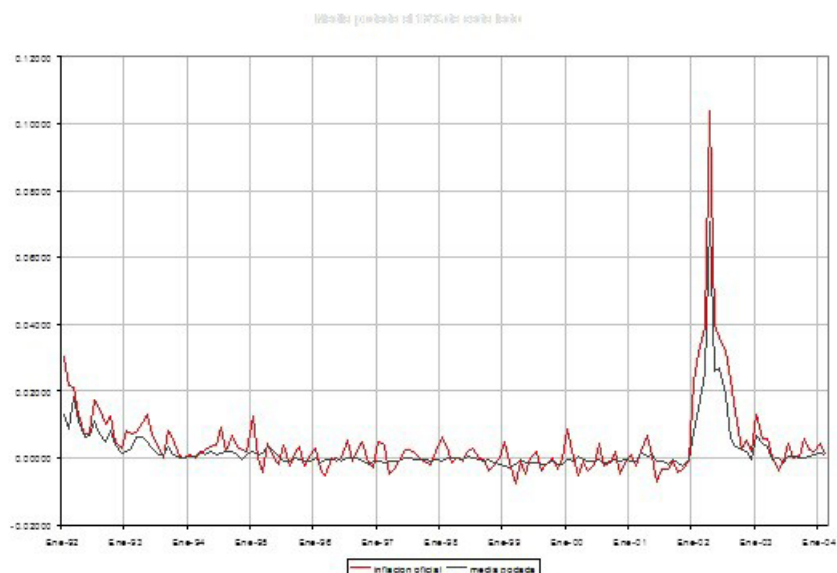


Figura 14: IPC oficial e IPC calculado con medias truncadas (32% de truncamiento a cada lado de la distribución)



8. Evaluación de las medidas de inflación núcleo propuestas

Para determinar si una medida de inflación núcleo puede ser un instrumento adecuado para la toma de decisiones en materia monetaria, es preciso determinar a priori cuáles son las características que debiera tener este indicador. En este sentido, no resulta obvio establecer los criterios que se deben utilizar para elegir el/los indicador/es adecuados a partir del conjunto de medidas alternativas propuestas.

Una práctica bastante difundida es la de comparar cada indicador propuesto de inflación núcleo con alguna “medida de referencia” para la tendencia de la inflación. Esta comparación permitiría identificar cuál es el indicador que se comporta de manera más parecida a la tendencia presente en el IPC oficial al seleccionar, por ejemplo, aquel indicador que presente el menor error cuadrático medio. Generalmente la medida de referencia que se utiliza en estos casos consiste en un promedio móvil centrado de 13 o 24 términos, que da por resultado una medida suave que, se supone, representa la tendencia subyacente del comportamiento inflacionario de los precios. Sin embargo, no queda clara cual es la justificación detrás de este criterio para la elección de la medida de referencia.

Por otro lado, al usar estos filtros o promedios para estimar la tendencia de la inflación que se utilizará como referencia (a la cual debería acercarse el indicador de inflación núcleo) se toman valores pasados, presentes y futuros de la inflación. Sin embargo, el indicador de inflación núcleo se calcula con la información disponible al momento t , sin conocimiento de lo que ocurrirá en el futuro.

En el mismo sentido, tampoco es clara la justificación para utilizar medidas de referencia como las mencionadas y no otras, de manera tal que este criterio puede conducir a conclusiones inadecuadas cuando la medida de referencia elegida no es la mejor aproximación de la tendencia verdadera (y desconocida) de la inflación.

Otros criterios de selección y evaluación de indicadores de inflación núcleo pueden encontrarse en Laflèche (1997), donde se propone medir la cantidad de información contenida en el indicador de inflación núcleo al pronosticar los valores futuros de la inflación registrada. En este sentido se estiman modelos autorregresivos para cada indicador y se analiza la bondad de ajuste de los mismos y su capacidad de pronóstico. Para un modelo con una cantidad fija de rezagos, el indicador para el cual se obtenga el mejor ajuste será el elegido como medida de inflación núcleo.

Por su parte, Roger (1997) sugirió que una medida de inflación núcleo debería verificar las siguientes tres propiedades:

- debe ser un indicador oportuno (y poder calcularse a tiempo) para que realmente tenga utilidad práctica;
- debe ser una medida robusta e insesgada, ya que de otro modo podría dar señales falsas que conduzcan a sesgos en las políticas implementadas y falta de credibilidad;
- debe ser verificable, o de otro modo es poco probable que tenga credibilidad.

Más recientemente, Wynne (1999) presenta una serie de seis criterios que, en su opinión, deberían utilizarse para seleccionar una medida de inflación núcleo. Al respecto, un indicador adecuado de inflación núcleo debiera ser calculable en tiempo real; ser observable hacia el futuro en algún sentido; debe poderse llevar registro de su evolución; debe ser entendible para la opinión pública; los valores históricos no deberían cambiar cada vez que se incorpora información nueva y, de ser posible, debería tener algún sustento teórico.

Algunas de estas condiciones anteriores son más bien un pre-requisito y no una propiedad específica del indicador de inflación núcleo, como el hecho de que los valores históricos del indicador no se modifiquen cada vez que se dispone de nueva información. Esta condición elimina como alternativa la utilización de filtros (tales como el de Hodrick-Prescott, Henderson o promedios móviles centrados) como posibles medidas de inflación núcleo. Por otro lado, para todos los indicadores que se proponen habitualmente, se lleva registro de sus resultados, con lo cual este tipo de condición se satisface de forma trivial. Respecto a la característica de anticipación o de ser observable hacia el futuro, si bien muchos de los indicadores propuestos no la satisfacen de manera estricta, se puede pensar en esta característica como la capacidad de pronóstico que un indicador tiene sobre la inflación IPC.

Si se tiene en cuenta que habitualmente el Banco Central (o la autoridad pertinente) está interesado en calcular una medida de inflación núcleo para basar y explicar sus decisiones de política monetaria, cuanto más entendible sea el cálculo del indicador, mayor será la credibilidad ganada por la entidad. En este mismo sentido se entiende el requisito de verificabilidad propuesto por Roger.

Por su parte, Marques, Neves y Sarmiento (2000) determinó un conjunto de tres condiciones estadísticas que debe satisfacer un indicador de inflación núcleo, las cuales se basan en el supuesto de no estacionariedad de la inflación:

- comprobar la existencia de una relación estable en el largo plazo para la inflación IPC y la inflación núcleo;
- el indicador de inflación núcleo debería comportarse como un atractor de la inflación, en el sentido que en el largo plazo la inflación tienda al indicador de inflación núcleo;
- si se satisface la condición anterior, no debería verificarse en el sentido contrario. El indicador de inflación núcleo no debería ser atraído por la inflación IPC.

Como una aproximación, estas últimas dos condiciones pueden verificarse por medio de un test de hipótesis para comprobar la existencia de causalidad en el sentido de Granger, cuando las variables involucradas son estacionarias.

Consideremos ahora que para un período dado la tasa de inflación, denominada con la letra π , puede descomponerse en dos términos como:

$$\pi_t = \pi_t^* + u_t$$

donde π_t^* es el componente permanente denominado núcleo o tendencia de la inflación y u_t es el componente transitorio. En esta definición, se asume que el término u_t de disturbios aleatorios contiene los efectos debidos a shocks en la oferta y demanda de los bienes, cambios en las condiciones del tiempo que afectan la oferta de algunos bienes, etcétera. Por definición, se asume que este término tiene esperanza cero, varianza constante y, por lo tanto, se considera que es estacionario³, al menos débilmente.

Una consideración más bien empírica se refiere a considerar si la tasa de inflación es un proceso estacionario o no estacionario (por ejemplo, integrado de orden 1, es decir si tiene una raíz unitaria). En nuestro caso, los resultados del test de Dickey-Fuller (ADF tests)⁴ para comprobar la existencia de raíz unitaria, indican que tanto la inflación IPC como las medidas de inflación núcleo propuestas hasta aquí (todas ellas basadas en los cambios de precios mensuales) se pueden considerar estacionarias, ya que no se encuentran evidencias significativas que indiquen la presencia de raíces unitarias. Estos resultados se presentan en el cuadro 2.

Si bien no está mencionado de manera explícita, es claro que un indicador de inflación núcleo deberá presentar menor volatilidad que la inflación IPC calculada a partir del IPC ya que, por definición, para el cálculo de inflación núcleo se intenta dejar fuera del cálculo la influencia de los cambios de precios transitorios, los cuales no son informativos de la tendencia inflacionaria.

Cuadro 2: Test de Dickey-Fuller para la existencia de raíz unitaria

IPC e indicadores propuestos	Lags	Estadístico de Dickey-Fuller
Inflación según IPC oficial	--	-5,14
Inflación núcleo - IPC sin alimentos y energía (versión 1)	1	-4,12
Inflación núcleo - IPC sin alimentos y energía (versión 2)	1	-4,08
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (6 grupos)	1	-4,09
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (10 grupos)	1	-4,16
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (15 grupos)	--	-4,81
Inflación núcleo - Medias truncadas al 18 %	1	-4,19

³ La estacionariedad débil, o en covarianza se refiere a procesos que tienen media y varianza constante en el tiempo, y la covarianza entre las observaciones (u_t , u_{t+s}) solo depende de s , la cantidad de períodos que separa ambas observaciones y no del momento t .

⁴ Para realizar estos tests se eligen valores críticos que corresponden a un modelo con constante y sin término de tendencia lineal.

De acuerdo a los resultados anteriores se puede considerar que los indicadores propuestos son al menos débilmente estacionarios, de manera que es factible calcular la volatilidad de cada uno de ellos como el desvío estándar de la serie. La volatilidad de cada indicador de inflación núcleo relativa a la observada en la inflación IPC consiste simplemente en el cociente de las volatilidades. Como puede observarse en el cuadro 3, todos los indicadores propuestos presentan menor volatilidad que la correspondiente a la inflación oficial.

Cuadro 3: Volatilidad de los indicadores propuestos

IPC e indicadores propuestos	Volatilidad (desvíos std.)	Volatilidad Relativa (%)
Inflación oficial	1,1806	100
Inflación núcleo - IPC sin alimentos y energía (versión 1)	1,0010	84,8
Inflación núcleo - IPC sin alimentos y energía (versión 2)	1,1606	98,3
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (6 grupos)	1,1295	95,7
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (10 grupos)	1,1157	94,5
Inflación núcleo - IPC con exclusiones (15 grupos)	0,9934	84,1
Inflación núcleo - Medias truncadas al 18 %	0,7537	63,8

En la exposición anterior, se señala que el indicador de inflación núcleo debería comportarse como un “atractor” de la inflación, en el sentido que, en el largo plazo, la inflación debiera converger al indicador de inflación núcleo, pero esta relación no debería satisfacerse en sentido contrario.

Bajo estas circunstancias es de esperar que, si en un momento t la inflación se encuentra por encima del indicador, esta tienda a bajar en el futuro. Si la condición de atracción se satisface, los cambios en el indicador de inflación núcleo deberían anticipar los cambios en la inflación oficial, pero no al revés.

Para evaluar empíricamente si esta condición se cumple, es posible calcular un test de causalidad de Granger entre la inflación oficial y cada una de las medidas alternativas de inflación núcleo para determinar la existencia de causalidad y en qué dirección se presenta. Nuevamente aparece el requisito de estacionariedad para que los resultados de este test sean válidos.

Capacidad de pronóstico de los indicadores de inflación núcleo propuestos

Para determinar si un indicador de inflación núcleo tiene la capacidad de pronosticar la tendencia futura de la inflación, se calcularon coeficientes de correlación entre la inflación IPC y cada indicador hasta aquí propuestos, a distintos períodos de distancia. Más concretamente, se calcularon coeficientes de correlación como $(\text{inflación}_{t+h}, \text{coreinflation}_t)$ para distintos valores de h y distintas alternativas de inflación núcleo (cuadro 4).

Cuadro 4: Correlación entre inflación e indicadores de inflación núcleo a diferentes períodos de distancia (hacia delante)

Inflación oficial e Indicadores propuestos para el cálculo de inflación núcleo	Inflación $t+h$				
	$h=3$	$h=6$	$h=12$	$h=18$	$h=24$
Inflación oficial	0,48	0,16	0,12	-0,01	-0,03
IPC sin alimentos y energía (versión 1)	0,59	0,17	0,12	-0,06	-0,07
IPC sin alimentos y energía (versión 2)	0,55	0,17	0,11	-0,03	-0,05
IPC con exclusiones (6 grupos)	0,48	0,14	0,09	-0,06	-0,04
IPC con exclusiones (10 grupos)	0,46	0,13	0,08	-0,06	-0,04
IPC con exclusiones (15 grupos)	0,48	0,15	0,09	-0,09	-0,08
Medias truncadas al 18 %	0,41	0,13	0,1	-0,02	-0,02

Es habitual encontrar en la literatura, como requisito deseable, que un indicador de inflación núcleo sea un buen predictor de la inflación futura. En términos generales hay que tener presente que un buen predictor de la inflación debe ser capaz de capturar los movimientos de corto plazo en el nivel de precios. Sin embargo, es precisamente esto lo que no podre-

mos encontrar en un buen indicador de inflación núcleo, ya que se pretende como tal encontrar una medida que resuma las características de largo plazo de la inflación.

Para completar la descripción de la capacidad de anticipación que presentan los indicadores evaluados, en el Anexo II se detallan los resultados del cálculo de algunos coeficientes de correlación entre la inflación núcleo pasada y la inflación observada actualmente. Al respecto, es conocido y difundido en la literatura lo difícil que resulta encontrar buenos modelos de pronóstico para la inflación, los cuales en principio implican conocer a fondo cuales son los mecanismos de transmisión que operan en la economía de manera tal de poder plantear modelos estructurales o teóricos adecuados. Inclusive, en la búsqueda de estos modelos es preciso incorporar información auxiliar como ser la evolución de la producción, el producto, tasas de interés, desempleo, entre otros. Si bien existe diversa bibliografía sobre este aspecto, este tipo de modelización está fuera de los objetivos del Instituto.

Estimación de vectores autorregresivos

El análisis de causalidad mencionado en la sección anterior se realizó sobre la base de un modelo de vectores autorregresivos como el que sigue:

$$\begin{aligned}\pi_t &= a_{11}\pi_{t-1} + a_{12}\pi_t^* + e_{1t} \\ \pi_t^* &= a_{21}\pi_{t-1} + a_{22}\pi_t^* + e_{2t}\end{aligned}$$

donde π_t es la tasa de inflación oficial y con π_t^* se indica la inflación núcleo. Este modelo corresponde a la especificación de un modelo de vectores autorregresivos de orden 1⁵. El test de causalidad consiste básicamente en probar si en la ecuación de la inflación, el coeficiente a_{12} es significativo, de manera tal que un rezago en la inflación núcleo tiene algún efecto sobre la inflación actual. Si así ocurriera, la inflación núcleo presenta la característica de atracción de la inflación mencionada anteriormente. En el mismo sentido, debería encontrarse que el coeficiente a_{21} en la ecuación de la inflación núcleo no es significativo, de manera tal que la inflación realizada no tiene ningún efecto sobre la medida de inflación núcleo. Estas dos condiciones pueden resumirse de la siguiente manera:

- si $a_{12} = 0$ entonces π^* no causa en el sentido de Granger a π .
- si $a_{21} = 0$ entonces π no causa en el sentido de Granger a π^* .

Los resultados del test de causalidad para cada una de los indicadores alternativos y con un nivel de significación del 10% indican que el indicador obtenido por exclusión de alimentos y energía (frutas, verduras, combustibles para la vivienda y electricidad) junto al de exclusión de 6 grupos y 15 grupos presentan causalidad a la Granger sobre la inflación oficial, mientras que el indicador por exclusión de 10 grupos parecería no ejercer ningún tipo de influencia sobre la inflación IPC. Por su parte, el indicador calculado a partir de medias truncadas también causa en el sentido de Granger a la inflación IPC pero esta última también tiene influencia sobre el indicador de medias truncadas, de manera tal que la causalidad se presenta en ambos sentidos.

Funciones de impulso-respuesta

Una de las ventajas adicionales por estimar este tipo de modelos es que se puede calcular cual es el efecto que produce un shock en la inflación núcleo sobre la inflación oficial y viceversa. Este tipo de efectos pueden obtenerse a partir de las denominadas funciones de impulso-respuesta. Sin embargo, estas funciones no pueden identificarse de manera única sino que es necesario establecer algún supuesto adicional. En este sentido pueden utilizarse los resultados de causalidad obtenidos anteriormente. Para aquellos indicadores de inflación núcleo que presentan causalidad en el sentido de Granger sobre la inflación IPC, se obtienen las funciones de impulso-respuesta bajo el supuesto que no existe un efecto directo o contemporáneo de un shock en la inflación sobre la inflación núcleo.

Para el caso de modelos VAR bivariados, se tienen cuatro funciones o gráficos. Dos de esos gráficos corresponden a los efectos que tiene un shock en una variable sobre sí misma, mientras que los dos restantes presentan los efectos cruzados. Por ejemplo, cuál es el efecto de un shock en la inflación sobre la inflación núcleo y viceversa.

En el Anexo I se presentan los resultados correspondientes a la estimación de los modelos VAR para cada indicador propuesto, como así también los gráficos de la función de impulso-respuesta.

⁵ Para hallar el orden del modelo VAR a estimar se utilizaron los resultados de los criterios de información habituales. En este trabajo se utilizó específicamente el criterio de Schwartz.

Anexo I

Inflación oficial e indicador de inflación núcleo calculado a partir de la exclusión de alimentos y energía (Versión 1).

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(1) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:03 2004:02		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	VAR_EXFE1	VARIPC
VAR_EXFE1(-1)	0.428732 (0.20045) (2.13890)	0.243693 (0.22891) (1.06458)
VARIPC(-1)	0.222303 (0.16992) (1.30829)	0.497050 (0.19405) (2.56146)
C	0.090830 (0.06561) (1.38448)	0.121191 (0.07492) (1.61755)
R-squared	0.466334	0.492268
Adj. R-squared	0.458764	0.485066
Sum sq. resids	76.97228	100.3866
S.E. equation	0.738852	0.843778
F-statistic	61.60501	68.35274
Log likelihood	-159.2287	-178.3506
Akaike AIC	2.253176	2.518759
Schwarz SC	2.315047	2.580630
Mean dependent	0.329223	0.416312
S.D. dependent	1.004302	1.175851
Determinant Residual Covariance		0.055028
Log Likelihood		-199.8610
Akaike Information Criteria		2.859181
Schwarz Criteria		2.982923

Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause VAR_EXFE1	144	1.71162	0.19290
VAR_EXFE1 does not Granger Cause VARIPC		1.13332	0.28889

No se encuentran evidencias significativas de causalidad, en ninguno de los dos sentidos.

Inflación oficial e indicador de inflación núcleo calculado a partir de la exclusión de alimentos y energía (Versión 2).

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(1) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:03 2004:02		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	VAR_EXFE2	VARIPC
VAR_EXFE2(-1)	0.559135 (0.23708) (2.35843)	0.445650 (0.23501) (1.89631)
VARIPC(-1)	0.135741 (0.23310) (0.58233)	0.270040 (0.23107) (1.16868)
C	0.101904 (0.07521) (1.35485)	0.131310 (0.07456) (1.76119)
R-squared	0.481535	0.500915
Adj. R-squared	0.474181	0.493836
Sum sq. resids	100.4227	98.67684
S.E. equation	0.843930	0.836562
F-statistic	65.47827	70.75856
Log likelihood	-178.3766	-177.1138
Akaike AIC	2.519119	2.501581
Schwarz SC	2.580990	2.563452
Mean dependent	0.372044	0.416312
S.D. dependent	1.163826	1.175851
Determinant Residual Covariance		0.053915
Log Likelihood		-198.3888
Akaike Information Criteria		2.838733
Schwarz Criteria		2.962475

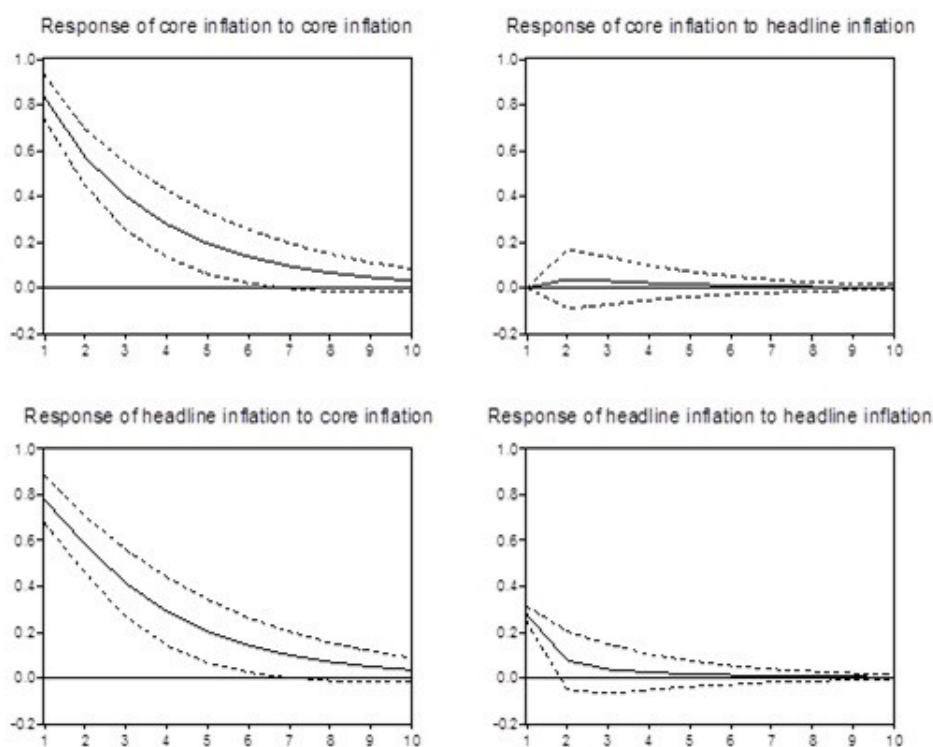
Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause VAR_EXFE2	144	0.33911	0.56127
VAR_EXFE2 does not Granger Cause VARIPC		3.59599	0.05996

Con un nivel de significación de 6%, se encuentran evidencias para decir que la medida de inflación núcleo propuesta causa en el sentido de Granger a la inflación IPC. A continuación se presentan los gráficos de la función de impulso-respuesta.

Funciones de impulso-respuesta

Core inflation propuesto: exclusion de alimentos y energía (versión 2)
Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.



El gráfico ubicado en el extremo inferior derecho muestra el efecto que tiene un shock en la inflación IPC sobre sí misma, el cual como se observa, se desvanece rápidamente. Lo mismo ocurre para el caso de la inflación núcleo (gráfico superior derecho) donde se observa que ésta no reacciona ante shocks en la inflación realizada.

Sin embargo, la inflación IPC se ve afectada por los shocks en la inflación núcleo (gráfico inferior izquierdo), y es este tipo de influencia, el que ilustra la propiedad de atractor que se desea en un indicador de inflación núcleo.

Por último, en el extremo superior izquierdo se observa cual es el efecto que tiene un shock en la inflación núcleo sobre sí misma.

Inflación oficial a partir del IPC e inflación núcleo a partir de la exclusión de seis grupos.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(1) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:03 2004:02		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	VAR6G	VARIPC
VAR6G(-1)	0.544187 (0.23254) (2.34018)	0.509468 (0.24229) (2.10271)
VARIPC(-1)	0.160828 (0.22253) (0.72274)	0.222119 (0.23186) (0.95800)
C	0.105328 (0.07102) (1.48298)	0.115662 (0.07400) (1.56294)
R-squared	0.504686	0.503748
Adj. R-squared	0.497661	0.496709
Sum sq. resids	90.37870	98.11677
S.E. equation	0.800615	0.834184
F-statistic	71.83409	71.56490
Log likelihood	-170.7892	-176.7040
Akaike AIC	2.413739	2.495889
Schwarz SC	2.475610	2.557760
Mean dependent	0.393558	0.416312
S.D. dependent	1.129601	1.175851
Deteminant Residual Covariance		0.053944
Log Likelihood		-198.4277
Akaike Information Criteria		2.839274
Schwarz Criteria		2.963016

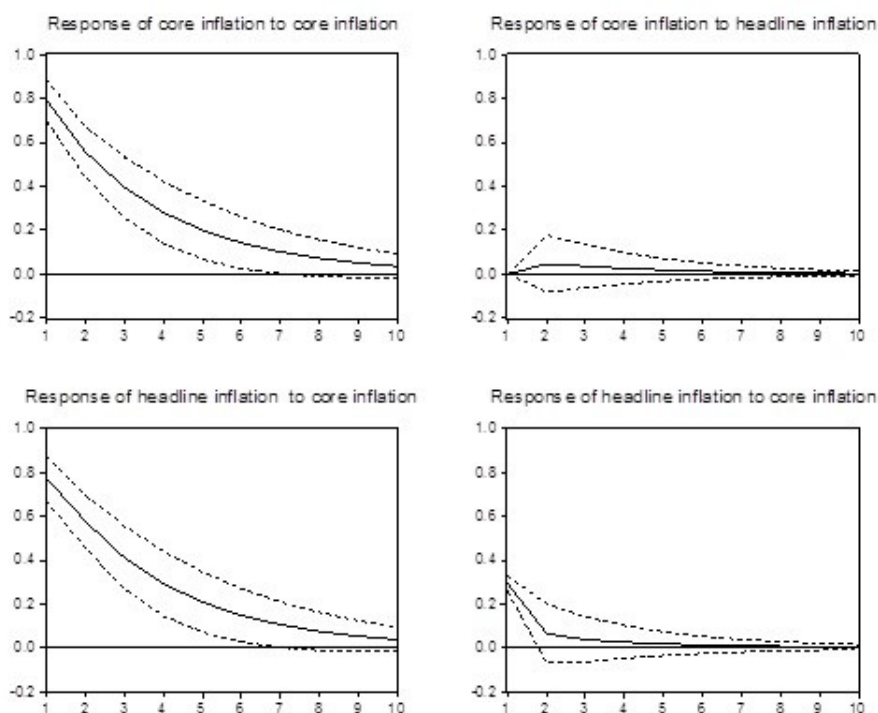
Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause VAR6G	144	0.52235	0.47104
VAR6G does not Granger Cause VARIPC		4.42137	0.03727

Existen evidencias significativas de causalidad. Con un nivel de significación del 5% se encuentra que este indicador de inflación núcleo propuesto causa en el sentido de Granger a la inflación IPC. Sobre la base de este resultado, se presenta a continuación el gráfico de las funciones de impulso-respuesta.

Funciones de impulso-respuesta

Core inflation propuesto: exclusión de 6 grupos
Response to One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Se advierte en estos gráficos el mismo patrón de comportamiento observado para el caso del indicador de inflación núcleo obtenido a partir de la exclusión de alimentos y energía. El indicador de inflación núcleo actúa como un atractor de la inflación IPC y, además, se registra que el indicador propuesto no reacciona ante shocks en la inflación observada.

Inflación oficial a partir del IPC e inflación núcleo a partir de la exclusión de diez grupos.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(1) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:03 2004:02		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	VAR10G	VARIPC
VAR10G(-1)	0.414582 (0.23390) (1.77248)	0.408104 (0.24826) (1.64384)
VARIPC(-1)	0.281211 (0.22108) (1.27199)	0.320416 (0.23466) (1.36547)
C	0.114066 (0.07038) (1.62081)	0.107407 (0.07470) (1.43789)
R-squared	0.503695	0.497811
Adj. R-squared	0.496656	0.490688
Sum sq. resids	88.13363	99.29058
S.E. equation	0.790608	0.839159
F-statistic	71.54984	69.88541
Log likelihood	-168.9781	-177.5602
Akaike AIC	2.388585	2.507781
Schwarz SC	2.450456	2.569652
Mean dependent	0.408802	0.416312
S.D. dependent	1.114368	1.175851
Determinant Residual Covariance		0.053108
Log Likelihood		-197.3032
Akaike Information Criteria		2.823656
Schwarz Criteria		2.947398

Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause VAR10G	144	1.61796	0.20547
VAR10G does not Granger Cause VARIPC		2.70220	0.10244

En este caso, no se encuentran evidencias significativas de causalidad entre la medida de inflación núcleo sobre la inflación IPC.

Inflación oficial calculada a partir del IPC e inflación núcleo obtenida al excluir quince grupos.

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(1) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:03 2004:02		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	VAR15G	VARIPC
VAR15G(-1)	0.605638 (0.21453) (2.82307)	0.557285 (0.26185) (2.12829)
VARIPC(-1)	0.104089 (0.18056) (0.57647)	0.241662 (0.22038) (1.09655)
C	0.103403 (0.06148) (1.68192)	0.090767 (0.07504) (1.20961)
R-squared	0.531991	0.504117
Adj. R-squared	0.525353	0.497083
Sum sq. resids	65.81285	98.04378
S.E. equation	0.683197	0.833874
F-statistic	80.13819	71.67066
Log likelihood	-147.9513	-176.6504
Akaike AIC	2.096545	2.495144
Schwarz SC	2.158417	2.557016
Mean dependent	0.388927	0.416312
S.D. dependent	0.991654	1.175851
Determinant Residual Covariance		0.044655
Log Likelihood		-184.8219
Akaike Information Criteria		2.650304
Schwarz Criteria		2.774046

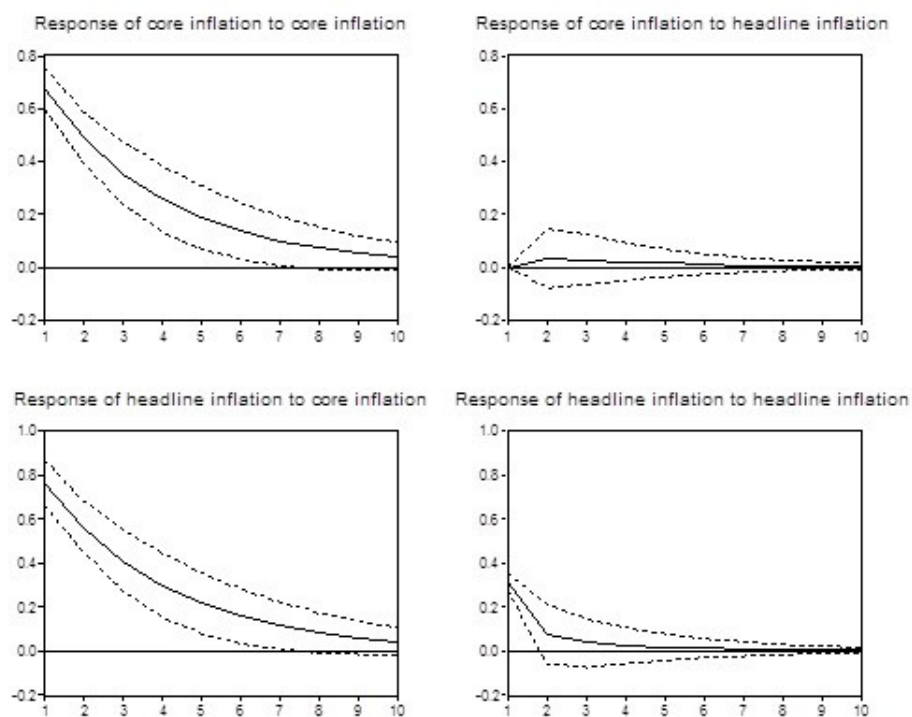
Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause VAR15G	144	0.33232	0.56521
VAR15G does not Granger Cause VARIPC		4.52964	0.03505

Existen evidencias considerables de causalidad. Con un nivel de significación de 5% se encuentra que este indicador de inflación núcleo propuesto causa en el sentido de Granger a la inflación IPC. En base a este resultado, se presenta a continuación el gráfico de las funciones de impulso-respuesta.

Funciones de impulso-respuesta

Core inflation propuesto: exclusion de 15 grupos
Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Nuevamente se verifica que la medida de inflación núcleo propuesta no reacciona ante disturbios en la inflación observada y además actúa como un atractor de esta última.

Inflación oficial e indicador de inflación núcleo calculado con medias truncadas al 18%

A continuación se presentan los resultados de la estimación de un modelo VAR(2) para estas dos variables, junto con los resultados del test de causalidad correspondiente.

Sample(adjusted): 1992:04 2004:02
Standard errors & t-statistics in parentheses

	TRIMM18	VARIPC
TRIMM18(-1)	1.085457 (0.20009) (5.42483)	1.411440 (0.35762) (3.94673)
TRIMM18(-2)	-0.515556 (0.19956) (-2.58346)	-0.562879 (0.35668) (-1.57813)
VARIPC(-1)	-0.208222 (0.11706) (-1.77870)	-0.172311 (0.20923) (-0.82355)
VARIPC(-2)	0.343993 (0.11661) (2.94991)	0.368493 (0.20842) (1.76803)
C	0.014269 (0.04329) (0.32957)	0.152692 (0.07738) (1.97326)
R-squared	0.643065	0.548292
Adj. R-squared	0.632719	0.535199
Sum sq. resids	27.55427	88.02080
S.E. equation	0.446843	0.798644
F-statistic	62.15616	41.87681
Log likelihood	-85.17007	-168.2113
Akaike AIC	1.261120	2.422536
Schwarz SC	1.364716	2.526132
Mean dependent	0.185304	0.404540
S.D. dependent	0.737319	1.171439
Determinant Residual Covariance		0.016404
Log Likelihood		-111.9351
Akaike Information Criteria		1.705386
Schwarz Criteria		1.912577

Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VARIPC does not Granger Cause TRIM M18	143	5.42266	0.00541
TRIMM18 does not Granger Cause VARIPC		7.89001	0.00057

Se puede ver que hay evidencias de causalidad en ambos sentidos. La inflación núcleo propuesta causa en el sentido de Granger a la inflación IPC y viceversa. No se presentan los gráficos para la función de impulso-respuesta ya que no es válido el supuesto de identificación mencionado anteriormente.

Anexo II

Relación entre inflación y agregados monetarios

Tal como se mencionara al principio del documento, una de las razones principales por la cual se intentan obtener medidas del núcleo de inflación es la posibilidad de utilizarlas al momento de instrumentar políticas monetarias y, por ejemplo, plantear metas de inflación. Para que este tipo de políticas resulten útiles es preciso contar con instrumentos que sean manejables por la autoridad pertinente, tales como pueden ser la emisión de moneda o el control de algún agregado monetario de interés. En este sentido y, a modo descriptivo, se presentan en este anexo los resultados del cálculo de coeficientes de correlación entre el crecimiento de los distintos agregados monetarios y cada una de las medidas de inflación presentadas en este documento.

Los agregados monetarios utilizados a este fin se definen de la siguiente manera:

$M 0$: base monetaria

$M 1$: billetes y monedas en pesos + cuentas corrientes en pesos

$M 1 *$: $M 1$ + cuentas corrientes en dólares

$M 3$: $M 1$ + caja de ahorro en pesos + plazos fijos en pesos

$M 3 *$: $M 3$ + cuentas corrientes en dólares + cajas de ahorro en dólares + plazos fijos en dólares.

Si consideramos la relación contemporánea entre inflación y agregados, se observa que $M 3$, $M 3 *$ y $M 1$ son los agregados que mayor correlación presentan mientras que $M 1 *$ es el agregado menor relacionado con cualquiera de las medidas de inflación en estudio. Si consideramos la correlación entre inflación en el momento t y agregados monetarios en el momento $(t - 1)$, $M 3$ es el agregado que más correlación presenta con cualquiera de los indicadores de inflación. Además, esta correlación es de mayor magnitud que las calculadas de manera contemporánea.

En el mismo sentido la correlación más alta entre inflación en el momento t y agregados monetarios en $(t - 3)$ es la que corresponde a $M 1 *$ y cualquiera de las medidas de inflación. Le siguen en magnitud aquellas calculadas con $M 3$ y $M 0$. Si se aumenta la cantidad de rezagos en el cálculo de estos coeficientes, se observa que la relación entre inflación en t y agregados monetarios en $(t - 6)$ o en $(t - 12)$ se hace cada vez menor.

Si se calculan correlaciones en el sentido contrario, es decir, entre agregados monetarios en el momento $(t + h)$ e indicadores de inflación en t (donde $h = 1, 3, 6, 12$) los resultados muestran coeficientes de menor magnitud.

Por último, también se calcularon correlaciones entre las variaciones del IPC a distintos períodos (con respecto al mes anterior, a tres meses antes, seis meses antes y con respecto al mismo mes del año anterior) y agregados monetarios.

Las variables utilizadas para estos cálculos se definen de la siguiente manera:

$M 0$: base monetaria $M 1$: billetes y monedas en pesos + cuentas corrientes en pesos

$M 1 *$: $M 1$ + cuentas corrientes en dólares

$M 3$: $M 1$ + caja de ahorro en pesos + plazos fijos en pesos

$M 3 *$: $M 3$ + cuentas corrientes en dólares + cajas de ahorro en dólares + plazos fijos en dólares.

Core 1: variación mensual del índice de precios construido al excluir seis grupos.

Core 2: variación mensual del índice de precios construido al excluir diez grupos.

Core 3: variación mensual del índice de precios construido al excluir quince grupos.

Core 4: variación mensual del índice de precios construido al excluir alimentos y energía (versión 1).

Core 5: variación mensual del índice de precios construido al excluir alimentos y energía (versión 2).

Core 6: indicador de inflación calculado con medias truncadas al 18 %.

Coefficientes de correlación entre agregados monetarios y medidas de inflación a distintos rezagos.

Agregados monetarios	Core 1	Core 2	Core 3	Core 4	Core 5	Core 6
M0_t	0.175	0.166	0.158	0.191	0.194	0.136
M1_t	0.260	0.254	0.265	0.300	0.285	0.251
M1*_t	-0.018	-0.023	-0.017	0.052	0.019	-0.050
M3_t	0.284	0.272	0.269	0.262	0.281	0.243
M3*_t	-0.245	-0.249	-0.270	-0.226	-0.226	-0.310
M0_t-1	0.242	0.238	0.223	0.233	0.253	0.229
M1_t-1	0.362	0.363	0.319	0.332	0.369	0.319
M1*_t-1	0.028	0.021	-0.002	0.004	0.026	-0.042
M3_t-1	0.552	0.545	0.536	0.515	0.550	0.563
M3*_t-1	-0.153	-0.159	-0.186	-0.200	-0.159	-0.188
M0_t-3	0.395	0.395	0.392	0.391	0.396	0.433
M1_t-3	0.341	0.343	0.336	0.311	0.331	0.385
M1*_t-3	0.586	0.583	0.576	0.566	0.585	0.577
M3_t-3	0.392	0.397	0.413	0.398	0.382	0.468
M3*_t-3	0.231	0.234	0.232	0.236	0.230	0.250
M0_t-6	0.067	0.071	0.026	0.046	0.073	0.038
M1_t-6	-0.017	-0.013	-0.034	-0.019	-0.009	-0.012
M1*_t-6	0.121	0.121	0.148	0.156	0.133	0.162
M3_t-6	0.086	0.096	0.017	0.005	0.071	0.002
M3*_t-6	-0.091	-0.088	-0.095	-0.099	-0.094	-0.111
M0_t-12	-0.043	-0.044	-0.029	-0.015	-0.029	-0.002
M1_t-12	-0.045	-0.045	-0.046	-0.011	-0.027	-0.040
M1*_t-12	0.015	0.019	0.010	0.056	0.045	0.026
M3_t-12	-0.029	-0.029	-0.036	-0.050	-0.045	-0.024
M3*_t-12	-0.108	-0.103	-0.099	-0.094	-0.105	-0.102

Nota: los valores en negrita corresponden a las correlaciones más altas en valor absoluto, las cuales además son significativas.

Agregados monetarios	Core 1	Core 2	Core 3	Core 4	Core 5	Core 6
M0_t+1	0.054	0.048	0.042	0.086	0.072	0.038
M1_t+1	0.141	0.134	0.143	0.170	0.151	0.152
M1*_t+1	-0.125	-0.123	-0.122	-0.100	-0.114	-0.100
M3_t+1	0.152	0.140	0.139	0.194	0.175	0.098
M3*_t+1	-0.285	-0.284	-0.306	-0.250	-0.263	-0.306
M0_t+3	0.048	0.045	0.032	0.041	0.052	0.041
M1_t+3	0.248	0.249	0.230	0.232	0.248	0.205
M1*_t+3	0.068	0.067	0.071	0.070	0.071	0.051
M3_t+3	-0.085	-0.084	-0.091	-0.091	-0.084	-0.095
M3*_t+3	-0.162	-0.157	-0.174	-0.193	-0.173	-0.175
M0_t+6	0.141	0.140	0.126	0.134	0.143	0.149
M1_t+6	0.029	0.025	0.016	0.038	0.036	0.036
M1*_t+6	-0.012	-0.014	-0.031	-0.015	-0.004	0.007
M3_t+6	0.012	0.015	0.021	-0.001	-0.002	0.004
M3*_t+6	0.106	0.111	0.087	0.080	0.098	0.112
M0_t+12	0.056	0.055	0.066	0.079	0.068	0.081
M1_t+12	0.038	0.037	0.035	0.055	0.053	0.065
M1*_t+12	-0.003	0.000	0.002	0.035	0.024	0.014
M3_t+12	0.040	0.040	0.039	0.019	0.026	0.049
M3*_t+12	0.143	0.146	0.144	0.152	0.152	0.153

Nota: los valores en negrita corresponden a las correlaciones más altas en valor absoluto, las cuales además son significativas.

Correlaciones entre Inflación IPC a distintos períodos y agregados monetarios

Agregados monetarios	Variación IPC mensual	Variación IPC 3 meses	Variación IPC 6 meses	Variación IPC 12 meses
M0_t	0.166	0.070	0.097	0.173
M1_t	0.266	0.168	0.178	0.160
M1*_t	0.010	-0.084	-0.020	0.012
M3_t	0.260	0.134	0.035	0.042
M3*_t	-0.223	-0.312	-0.207	-0.001
M0_t-1	0.269	0.154	0.101	0.170
M1_t-1	0.371	0.272	0.233	0.191
M1*_t-1	0.019	-0.050	-0.027	0.009
M3_t-1	0.533	0.345	0.148	0.097
M3*_t-1	-0.163	-0.266	-0.258	-0.047
M0_t-3	0.373	0.427	0.267	0.247
M1_t-3	0.315	0.405	0.314	0.267
M1*_t-3	0.549	0.282	0.098	0.083
M3_t-3	0.417	0.646	0.437	0.234
M3*_t-3	0.238	0.070	-0.147	-0.067
M0_t-6	0.050	0.139	0.325	0.258
M1_t-6	-0.033	0.118	0.299	0.301
M1*_t-6	0.131	0.248	0.308	0.170
M3_t-6	0.059	0.177	0.474	0.325
M3*_t-6	-0.097	-0.082	0.005	-0.138
M0_t-12	-0.012	-0.015	-0.035	0.180
M1_t-12	-0.030	-0.127	-0.136	0.106
M1*_t-12	0.039	-0.059	-0.022	0.188
M3_t-12	-0.026	-0.055	-0.090	0.242
M3*_t-12	-0.063	-0.148	-0.202	-0.119

Nota: los valores en negrita corresponden a las correlaciones más altas en valor absoluto, las cuales además son significativas.

Referencias bibliográficas

Bryan, M., and Cecchetti, S. (1999). The monthly measurement of core inflation in Japan. Monetary and Economic Studies

Bryan, M., Cecchetti, S. and Wiggins, R. (1997). Efficient inflation estimation. Working Paper N° 6183. NBER

Cecchetti, S. and Groshen, E (2000). Understanding inflation: implications for monetary policy. Working Paper N°. 7482. NBER

Cogley, (1998). A simple adaptive measure of core inflation. Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Paper N° 98-06.

Figueiredo, F. R. and Staub, R. B. (2001). Evaluation and Combination of Core Measures for Brazil. Bank of Brazil.

Lafèche, T (1997). Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation. Bank of Canada Review (Autumn): 29 - 47

Hogan, S., Johnson, M. and Lafèche, T. (2001). Core Inflation. Technical Report N° 89. Bank of Canada.

INDEC (2001). Índice de Precios al Consumidor Gran Buenos Aires. Metodología N° 13. Instituto Nacional de Estadística y Censos.

Marques, C., Neves, P. and Sarmento, L. (2000). Evaluating core inflation indicators for the United States.

Quah, D. and S.P. Vahey. (1995). Measuring Core Inflation. The Economic Journal Vol. 105, (September): 1130-44.

Roger, S. (1997). A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949. 96. Reserve Bank of New Zealand.

Wynne, M. (1999). Core inflation: a review of some conceptual issues. European Central Bank Working Paper N° 5.