



Estudios BCRA | 1

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina

Laura D'Amato / Lidia Sanz / Juan M. Sotes Paladino

ie | BCRA



Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

Estudios BCRA | 1

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina



**Banco Central
de la República Argentina**

Presidente

Martín REDRADO

Vicepresidente

Miguel PESCE

Superintendente de Entidades Financieras

Waldo FARÍAS

Vice-Superintendente de Entidades Financieras

Zenón BIAGOSCH

Directores

Arnaldo BOCCO

Eduardo CAFARO

Félix CAMARASA

Luis CORSIGLIA

Jorge LEVY

Arturo O'CONNELL

Gerente General

Carlos PÉREZ

Subgerente General de Investigaciones Económicas

Hernán LACUNZA

Publicación editada por

Subgerencia General de Investigaciones Económicas / BCRA

NOTA DEL EDITOR

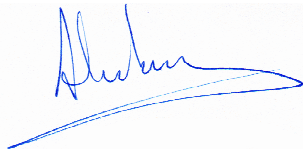
Buenos Aires, julio de 2006

La reciente creación del centro de estudios del Banco Central busca profundizar la excelencia académica en la investigación que caracterizó a la institución desde su origen. Promover el desarrollo de estudios económicos y actividades académicas que contribuyan al diseño de la política monetaria y financiera es su misión central; y la interacción fluida y plural con la comunidad académica local e internacional, de modo de mantener a la autoridad monetaria en la frontera del conocimiento económico, figura entre sus funciones prioritarias.

Todos los economistas argentinos reconocemos en las históricas publicaciones del Banco Central una referencia inestimable en nuestra formación profesional; y con el espíritu de retomar esa tradición, se inicia con este número la **Serie de Estudios del Banco Central**.

En este caso, se exploran algunas medidas alternativas de inflación subyacente (*core inflation*), un indicador que puede resultar más adecuado para detectar los movimientos conjuntos y persistentes de los precios de la economía, y en definitiva la pauta relevante bajo un régimen de política monetaria activa.

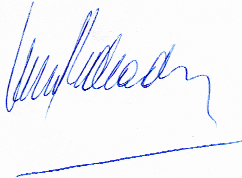
Finalmente, a través de esta serie se contribuye a un objetivo central de esta gestión, como la transparencia y la apertura del Banco Central a la sociedad civil, y en este caso específico, a la comunidad académica y financiera en particular, dando a conocer algunos instrumentos de análisis que dispone la autoridad monetaria para llevar adelante su misión de preservar el valor de la moneda. Iniciativas como la reapertura de la Biblioteca Prebisch o los Seminarios Abiertos de Economía, que desde 2005 se ofrecen quincenalmente a la comunidad con la participación de prestigiosos expositores locales y extranjeros, coadyuvan al mismo objetivo, sumándose así a las ya tradicionales Jornadas Anuales Monetarias y Bancarias y a los informes económicos de publicación regular.



Hernán Lacunza
Subgerente General de
Investigaciones Económicas



Carlos Pérez
Gerente General



Martín Redrado
Presidente

Estudios BCRA | 1

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina

Laura D'Amato / Lidia Sanz / Juan M. Sotes Paladino

Julio 2006

ie | **BCRA**



Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

D'Amato, Laura
Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina /
Laura D'Amato ; Lidia Sanz ; Juan M. Sotes Paladino - 1a ed. - Buenos Aires :
Banco Central de la República Argentina, 2006.
46 p. ; 30x21 cm. (Estudios BCRA; 1 dirigida por Hernán Lacunza)

ISBN 987-20003-2-8

1. Economía. I. Sanz, Lidia II. Sotes Paladino, Juan M. III. Título
CDD 330

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina

1ª edición

ISBN-10: 987-20003-2-8

ISBN-13: 978-987-20003-2-5

© Laura D'Amato, Lidia Sanz, Juan M. Sotes Paladino, 2005

Laura D'Amato / ldamato@bcra.gov.ar
Lidia Sanz / lsanz@bcra.gov.ar
Juan M. Sotes Paladino / jsotes@bcra.gov.ar

Serie Estudios BCRA

Director Hernán Lacunza

ISSN 1850-0137 / versión impresa

ISSN 1850-2695 / versión electrónica

Banco Central de la República Argentina

Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8

(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina

Tel.: (+5411) 4348-3710 Fax: (+5411) 4000-1257

Email: investig@bcra.gov.ar <http://www.bkra.gov.ar>

Fecha de publicación: Julio de 2006

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño editorial
Banco Central de la República Argentina
Gerencia Principal de Comunicaciones Institucionales
Área de Imagen y Diseño

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

Libro de edición Argentina

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina

Contenido

- 1. Introducción | 7
- 2. Medición de la inflación subyacente como un problema de extracción de señales | 8
 - 2.1 Índice de precios ponderado por persistencia | 9
 - 2.2 Índice de precios ponderado por volatilidad | 13
 - 2.3 Ventajas y desventajas de la utilización de índices de precios ponderados por persistencia y por varianza para medir inflación subyacente | 15
- 3. Medición de la inflación subyacente a partir del enfoque de exclusión | 16
- 4. Estimadores de influencia limitada de la inflación subyacente: las medias truncadas | 20
- 5. Evaluación de las diferentes medidas | 23
- 6. Conclusiones | 27
- Referencias | 29

Anexo I Rubros del IPC ponderados por persistencia | 30

Anexo II Criterios sistemáticos de exclusión basados en la matriz de varianzas y co-varianzas de las variaciones de los rubros del IPC | 36

- II.1 Contribución de la volatilidad de la variación de precios de cada componente a la volatilidad total de la inflación IPC | 36
- II.2 Componentes principales | 38

Anexo III Evaluación de las distintas medidas como “atractores” de la inflación IPC | 41

Anexo IV Componentes del IPC – Frecuencia relativa de exclusión para distintos valores de truncamiento | 44

Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina

Evaluating alternative core inflation measures for Argentina

Laura D'Amato* / Lidia Sanz* / Juan M. Sotes Paladino*

Resumen¹

Bajo un régimen de política monetaria activa, se hace necesario contar con un adecuado conocimiento de la dinámica de los precios y con pronósticos confiables de inflación de corto y mediano plazo. Debido a que la inflación relevante para la política monetaria puede no estar adecuadamente medida por los índices de precios al consumidor convencionales, se requiere calcular medidas de inflación subyacente que reflejen los movimientos conjuntos y persistentes en los precios de la economía. Con este propósito se construyeron ocho diferentes indicadores a partir de i) reponderar los componentes del IPC en un nuevo índice agregado según la importancia relativa de cada uno como señal inflacionaria, ii) excluir los componentes más volátiles del IPC o, directamente, aquellos relacionados con alimentos y energía, por considerárselos menos afectados por la política monetaria. iii) calcular un estimador robusto del momento de orden uno de la distribución de la inflación IPC que excluye los valores extremos. La evaluación de estos indicadores sobre la base de su habilidad para predecir la inflación de precios al consumidor reveló que el criterio i) de extracción de señales provee el indicador de mejor desempeño relativo.

Abstract¹

Monetary policymaking requires an adequate appraisal of price dynamics and reliable forecasts for short and medium term inflation. Since the relevant inflation for monetary policy purpose may not be adequately measured by conventional consumer price indexes, there is a need for core inflation measures that adequately reflect coordinated and persistent movements in the price level. With this aim, eight different measures of core inflation are constructed, based on i) re-weighting of CPI components in a new aggregate index according to the relative significance of each item as a signal of inflation, ii) excluding the most volatile CPI components, or directly those related to food and energy, considered to be less affected by monetary policy; iii) calculating a robust estimator of the first order moment for the cross sectional distribution of CPI inflation that excludes extreme values. These indicators are evaluated on the basis of their ability to predict consumer price inflation. The results indicate that the core inflation measure constructed according to criterion i) of signal extraction provides the core inflation measure with the best relative performance.

* Subgerencia General de Investigaciones Económicas

¹ Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA. *The opinions contained in this paper are the exclusive responsibility of its authors and do not necessarily represent those of the BCRA.*

1. Introducción

La idea intuitiva que está detrás del cálculo de la *inflación subyacente* o «*core inflation*» es que la inflación relevante para la toma de decisiones de política monetaria, puede no estar adecuadamente medida por los índices de precios al consumidor convencionales. Estos índices se construyen con el objetivo de medir los cambios en el poder adquisitivo de una canasta de consumo, por lo que el criterio de agregación está dado por el peso relativo de dichos bienes en esa canasta, lo que puede ser relevante desde el punto de vista de la teoría del consumo pero no para los objetivos de la política monetaria. Los bancos centrales, en cambio, están preocupados por los costos macroeconómicos de la inflación y por lo tanto se interesan por los movimientos conjuntos y persistentes en los precios de la economía.

Se puede pensar, como sugiere Wynne (1999), que cuando se observa un cambio en el precio de un bien, el mismo puede obedecer tanto a variaciones en el nivel de general de precios como a cambios en las condiciones específicas de su mercado que lleven a un cambio de precios relativos. Es decir,

$$\pi_{it} = \Pi_t + r_{it}$$

donde π_{it} es el cambio en el precio del bien i en el momento t , calculado como

$$\pi_{it} = \ln(p_{it}) - \ln(p_{it-1})$$

r_{it} es el componente de cambio en el precio relativo y

$$\Pi_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

es el componente común de variación del precio i en t .

El cálculo de la inflación subyacente tiene interés para los bancos centrales que hacen política monetaria activa, ya que ésta requiere identificar correctamente aquellas variaciones en la tasa de inflación que son relevantes para la toma de decisiones. En términos de la descomposición anterior, la inflación subyacente apunta a diferenciar cambios en el nivel general de precios de cierta persistencia, Π_t , de movimientos transitorios en los precios que obedecen a cambios de precios relativos, r_{it} .

Una revisión de la literatura permite advertir que se han adoptado cuatro caminos básicos para obtener el componente común de variación de los precios:

- i) Utilizar diferentes criterios para reponderar los precios según su importancia relativa como señal inflacionaria, como por ejemplo la persistencia de los distintos componentes o la volatilidad de precios relativos, relativa a la volatilidad promedio del índice.
- ii) Excluir en forma discrecional los componentes de alimentos y energía u otros por considerarlos más volátiles (ej. índice *Ex. Food and Energy* en Estados Unidos), o aquellos rubros cuyos precios han exhibido históricamente mayores fluctuaciones.

Excluir las colas de la distribución de corte transversal de la inflación IPC (medias truncadas o *trimmed mean*). La media truncada es un estimador robusto cuando se calcula sobre distribuciones con colas muy pesadas o leptocúrticas, como es el caso de la inflación IPC.

- iv) Separar mediante el uso de técnicas econométricas los componentes *común* o conjunto de las variaciones de los precios, del componente *idiosincrásico*. Estas técnicas van desde el uso de filtros de alguna forma de promedio móvil simple o relativamente sofisticada como el filtro de Hodrick-Prescott, hasta el uso de técnicas de vectores autorregresivos o cointegrados.

En este trabajo se construyen medidas alternativas de inflación subyacente siguiendo los caminos i) a iii),² y se las evalúa según diferentes criterios. Los tres enfoques adoptados y los indicadores obtenidos para el caso argentino se describen en las secciones 2 a 4. La sección 5 presenta los resultados de la evaluación de los indicadores contruidos según criterios alternativos. En particular, se examina la convergencia de las diferentes medidas hacia la *headline inflation* en el largo plazo y su capacidad predictiva como indicadores anticipados de esta misma medida de inflación. La sección 6 concluye y presenta posibles extensiones de este trabajo.

2. Medición de la inflación subyacente como un problema de extracción de señales

La medición de la inflación subyacente puede ser visualizada como un problema de extracción de señales. Conforme a este razonamiento, se debería ponderar

² En futuras extensiones de este trabajo se pretende avanzar sobre el camino iv) utilizando filtros pasa-banda para separar las componentes de alta y baja frecuencia de las variaciones de precios.

cada componente del IPC según la fuerza o la calidad de la «señal» inflacionaria que cada uno de ellos provee, surgiendo dos enfoques principales para realizar esta ponderación: el índice de precios ponderado por persistencia y el índice de precios ponderado por varianza. Ambos se apartan completamente del vector de ponderaciones por gasto del IPC y generan una nueva estructura de pesos según criterios que son, a vez, distintos entre sí.

2.1 Índice de Precios Ponderado por Persistencia

Argumentando que los banqueros centrales se preocupan más por la inflación futura que por la inflación pasada, Blinder (1997) sostiene que es aquella el objeto acerca del cual se busca información a partir de las señales actuales. Desde esta perspectiva, la inflación subyacente debería ser vista como el componente persistente o durable de la inflación y cada componente individual debería ser pesado por su habilidad para predecir la *headline inflation*. Esto equivaldría a otorgar un alto peso a los cambios de precios que se manifiestan como persistentes, y relativamente poco peso a aquellos que muestran escasa o ninguna persistencia, sobre la base del argumento que cambios de precios persistentes acarrearán, con una probabilidad más alta, mayor información acerca de la inflación futura.

A partir de estos lineamientos, Cutler (2001) propone una metodología para hacer operativo el concepto de inflación subyacente formulado de manera informal por Blinder.³ Específicamente, Cutler sugiere estimar la persistencia histórica de los cambios de precio de cada componente para posteriormente reponderar el índice agregado con base en esta persistencia, en dos etapas.

En la primera de ellas se estiman los coeficientes de persistencia de las series componentes del índice agregado corriendo un modelo autorregresivo de primer orden para cada una, usando datos mensuales y tasas interanuales de variación de precios. El coeficiente que acompaña al término autorregresivo resultante es una medida de la persistencia histórica de las variaciones anuales de precio de ese componente. Si el coeficiente resulta ser negativo es interpretado según Cutler como evidencia de rápida reversión a la media en la dinámica del precio de ese componente, por lo que se le asigna un peso de cero ya que exhibiría una persistencia extremadamente baja. Los ponderadores restantes se construyen como un

³ Originalmente, Cutler propuso su medida de inflación subyacente ponderada por persistencia (*persistence weighted core inflation measure*) para reponderar las 80 categorías en que puede ser desagregado el RPIX, índice de inflación minorista utilizado por el Bank of England como meta.

cociente entre el valor del coeficiente de persistencia estimado para cada serie y la suma de todos ellos, normalizándolos así para que sumen uno.

En una segunda etapa se multiplican las series de las variaciones mensuales de precio de cada componente por su ponderador de persistencia y se suman todas ellas para producir una estimación de la tasa mensual de inflación subyacente agregada, que es usada luego para construir un índice de precios inicializado en 100 en algún período.

Para construir una medida de inflación subyacente para el IPC argentino a partir del método propuesto por Cutler, se realizaron dos modificaciones metodológicas, una en cada una de las etapas descritas anteriormente. La primera consistió en asignar también ponderación cero a todos aquellos componentes cuyo coeficiente de persistencia no resultó ser estadísticamente positivo a un 5%. De esta manera se excluyeron no sólo aquellos cuyos componentes presentan rápida reversión a la media (coeficiente negativo), sino aquellos que tampoco demuestran tener persistencia positiva (cuyos coeficientes estimados resultan ser positivos, pero que no lo demuestran a partir de un test t de significatividad individual).

En la segunda etapa, la construcción del índice agregado de inflación se llevó a cabo como suma ponderada (con los pesos obtenidos en la primera etapa) de los *índices* de precio de cada componente del IPC, no a partir de sus *tasas de variación* como sugiere Cutler. Esta modificación fue realizada para contemplar la propiedad de los índices media aritmética ponderados que impide que estos sean reconstruidos exactamente como suma ponderada (con los ponderadores del índice original) de las tasas de variación de precio individuales. Con esta modificación, por lo tanto, las diferencias entre los valores del índice de inflación subyacente así construido (denominado IPCP) y los del IPC original, radican únicamente en la diferencia de valor entre los vectores de ponderación.

Por último, cabe aclarar que se utilizaron dos vectores de ponderación diferentes en el armado del IPCP con el propósito de imitar el tratamiento dado al IPC en el mismo período (enero de 1993 – enero de 2004). Específicamente, se contempló el cambio de estructura de ponderadores por gasto implementado en el cálculo del IPC a partir de octubre de 2000. De esta manera se estimó un primer vector de ponderadores por persistencia desde enero de 1993 a octubre de 2000, y un segundo que cubre el período completo. Las Tablas I.1 a I.3 del Anexo I comparan los vectores de ponderación obtenidos entre sí y en relación con los ponderadores por gasto del IPC.

Así, por ejemplo, la Tabla I.1 compara el peso que tenía en la base 1988 cada uno de los 65 ítem que componen el IPC actualmente (en su apertura a 3 dígitos), con el correspondiente peso según el vector de ponderadores por persistencia para el período 1993-2000, junto con el ranking (de mayor a menor peso) que ocupan en uno u otro caso. Analizando esta tabla puede observarse cómo rubros de alta importancia en la construcción del IPC tales como Almuerzo y cena, Electricidad, y más notablemente Ropa exterior, Funcionamiento y mantenimiento de los vehículos y Productos medicinales pierden relevancia en la medición de la inflación subyacente según este criterio.

Por el contrario, muchos bienes básicos de consumo cuyo precio está fuertemente determinado por la demanda interna mantienen (Carnes, Verduras, Productos lácteos y huevos) o aumentan significativamente (Comidas listas para llevar, Condimentos y otros productos alimenticios) su importancia en el IPC. Este no es un aspecto menor cuando se considera que muchos de estos rubros son excluidos para la medición de inflación subyacente de acuerdo con el criterio *Ex. food and energy*, mientras que de acuerdo con el enfoque de persistencia y en el caso de Argentina, estos tienen alta ponderación.

Por otro lado, muchos servicios regulados (Transporte público de pasajeros, Sistemas de salud y servicios auxiliares, Teléfono, Agua y servicios sanitarios) pierden peso en este último índice debido al carácter esporádico de los cambios en sus precios.

Algo similar se advierte cuando se comparan los ponderadores utilizados desde noviembre de 2000 (base 1999) en adelante para el cálculo del IPC con los del IPCP para el período completo, analizando la Tabla I.2. Nuevamente la tasa de variación anual de precios de los servicios muestra baja persistencia y por lo tanto se le asigna bajo peso en el indicador de persistencia, mientras que lo contrario ocurre con la mayoría de los bienes alimentarios. Sin embargo, este segundo vector de ponderaciones presenta una diferencia sustancial respecto del primero: excluye del cálculo de inflación subyacente (asignándole un peso individual de cero, lo cual no sucede en ningún caso en el vector de ponderadores descrito en el párrafo anterior) 11 ítem⁴ debido a la ausencia de persistencia (en términos estadísticos) de sus variaciones en el tiempo, de acuerdo con el criterio explicado más arriba.

⁴ Estos son: Productos medicinales, Adquisición de vehículos, Artefactos para el hogar, Equipos de audio, televisión, fotografía y computación, Transporte por turismo, Azúcar, miel, dulces y cacao, Aceites y grasas, Flores, plantas y alimentos para animales domésticos, Juguetes y juegos, Artículos de librería, Herramientas y otros artículos para mantenimiento del hogar.

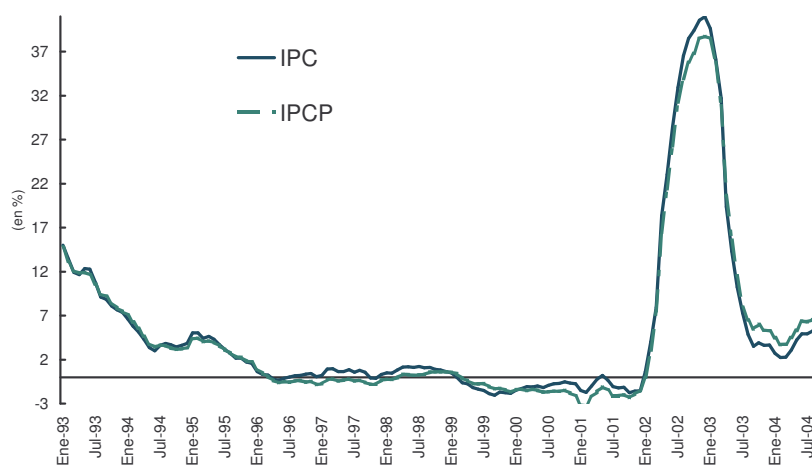
La mayoría de estos rubros comparten la característica de ser bienes importados o bienes cuyo precio, directa o indirectamente, depende fuertemente del tipo de cambio y de precios internacionales. En forma intuitiva, este fenómeno podría atribuirse al salto que experimentan los precios de estos rubros luego de la devaluación a comienzos de 2002, lo cual disminuye el poder explicativo de un modelo autorregresivo, es decir, basado en el comportamiento pasado de los precios (que es el utilizado de acuerdo al criterio de persistencia).

Por último, puede ser de utilidad comparar ambos vectores de ponderaciones entre sí, como muestra la Tabla I.3. En ésta se hacen más evidentes las similitudes señaladas anteriormente entre las dos estructuras de pesos: ambos resaltan la importancia de las variaciones de precios en alimentos para la medición de un índice de inflación subyacente de acuerdo al criterio de persistencia (y en contraposición con el enfoque Ex. food and energy) y restan peso a los cambios de precios de servicios. Esta característica refleja cierta robustez de esta medida, ya que al agregarse nuevas observaciones el peso de estos ítem se mantiene. La única diferencia relevante (además de la exclusión directa resaltada más arriba de 11 ítem en el caso del período completo) es el cambio de peso asignado al rubro Aceites y grasas, que pasa de ser el tercer componente en importancia de los 65 que forman el IPC (en su apertura a 3 dígitos) cuando se considera el primer período, a no tener peso en el vector de ponderaciones cuando se incluye la segunda parte del período.

El Gráfico 1 compara la evolución de la inflación interanual medida por IPC y por Índice de Precios ponderado por Persistencia (IPCP) durante el período enero de 1993-agosto de 2004.

Gráfico 1

Inflación interanual IPC y Subyacente por criterio de Persistencia



2.2 Índice de Precios Ponderado por Volatilidad

Consistente con la idea de ponderar los precios en términos de la calidad de la señal inflacionaria que proveen, un esquema alternativo propone fijar los pesos de acuerdo con la varianza exhibida por la tasa de variación de precios relativa⁵ de cada componente del índice de precios al consumidor en estudio (Dow (1994), Diewert (1995)). De acuerdo con este enfoque, los diferentes pesos w_i podrían ser calculados como un cociente entre el recíproco de la varianza de cada serie en el período escogido y la suma de todos los recíprocos de las varianzas de cada componente, normalizando de esta forma el vector de ponderadores a 1:

$$w_i = \frac{\frac{1}{\sigma_i^2}}{\sum_i \frac{1}{\sigma_i^2}}$$

donde σ_i^2 es la varianza del i -ésimo componente del índice de precios al consumidor.

A partir de la estructura de ponderadores obtenida se multiplica el valor de cada índice individual por el ponderador correspondiente en cada período, y luego se

⁵ Por tasa de variación de precios relativa del bien j se entiende la diferencia entre la tasa de variación de precios del j -ésimo componente (π_j) y la tasa de inflación del índice de precios agregado (π): $\pi_j - \pi$.

suman todos ellos para estimar el valor del índice agregado de inflación subyacente correspondiente.

Una manera de hacer operativa esta idea es presentada por Marques, Neves y Sarmiento (2000). Específicamente, estos autores proponen una adaptación de este esquema que usa el desvío estándar σ_{it} de cada componente i en vez de su varianza en el cálculo anterior, para obtener su peso w_{it} en cada período t , según:

$$w_{it} = \frac{\frac{1}{\sigma_{it}}}{\sum_i \frac{1}{\sigma_{it}}}$$

$$\sigma_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=t-m+1}^t [(\pi_{i,j} - \pi_j) - (\overline{\pi_{i,j}} - \overline{\pi_j})]^2}{m}} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, N \text{ componentes}$$

$$(\overline{\pi_{i,j}} - \overline{\pi_j}) = \frac{\sum_{j=t-m+1}^t (\pi_{i,j} - \pi_j)}{m}$$

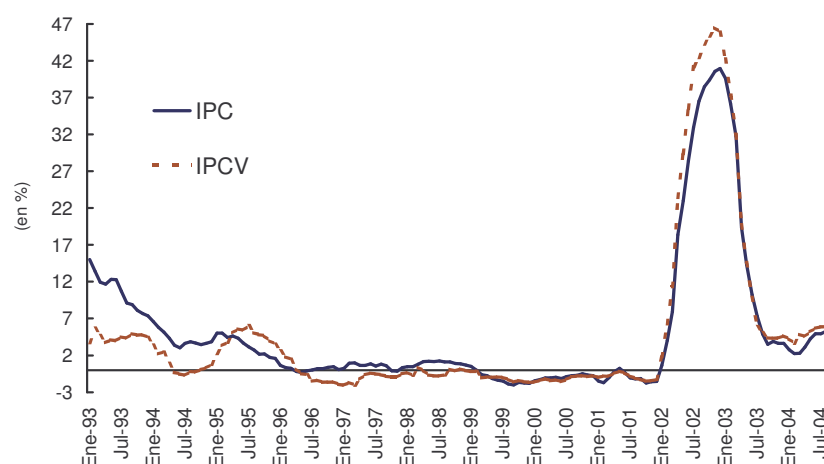
donde π_{it} representa la tasa de variación interanual del precio del ítem i en el período t , π_t la inflación IPC interanual en el mismo período, y m es el tamaño en meses de la ventana empleada para el cálculo del desvío estándar. Claramente, la velocidad con la que los ponderadores cambien en respuesta a los cambios de volatilidad de los componentes dependerá del tamaño m de la ventana utilizado.

Para calcular una medida de inflación subyacente para el IPC de Argentina según esta metodología, se utilizaron ventanas móviles de 12 meses⁶ ($m=12$). El Gráfico 2 compara las tasas de variación interanual del índice de precios ponderado por Volatilidad (IPCV) con las del IPC para el período enero de 1993 – agosto de 2004:

⁶ Si bien esta elección del tamaño de ventana es arbitraria, fue adoptada como resultado de poner en la balanza las ventajas de ampliarlo de manera de obtener una estimación más confiable del desvío estándar, por un lado, y de achicar este tamaño tanto como se pueda para captar la posible variabilidad en el tiempo del desvío estándar, por el otro.

Gráfico 2

Inflación interanual IPC y Subyacente por criterio de Volatilidad



2.3 Ventajas y desventajas de la utilización de índices de precios ponderados por persistencia y por varianza para medir inflación subyacente

Los métodos que miden inflación subyacente a partir de un enfoque de extracción de señales comparten ventajas e inconvenientes similares en su empleo.

Un aspecto por el que resultan particularmente atractivos es que, al contrario de lo que sucede con el enfoque *Ex. food and energy* y con otros métodos, estos esquemas no descartan –al menos a priori y de una forma totalmente arbitraria– información potencialmente útil que puede estar contenida en ninguno de los componentes individuales. Adicionalmente, pueden resultar herramientas útiles para los bancos centrales que no mantienen un objetivo de inflación subyacente como meta, pero aún así creen que una medida de inflación subyacente puede ser necesaria para una mejor comprensión de la dinámica de los precios, a pesar de su relativa sofisticación (y por lo tanto menor transparencia ante el público en general).

Por otra parte, la principal objeción al uso de estas técnicas se relaciona con su naturaleza puramente estadística. Es decir, al igual que el resto de las metodologías que se revisan y ponen en práctica en este trabajo, ambos indicadores carecen de una base teórica que respalde su uso desde una perspectiva microeconómica (respaldo con el que sí cuenta el índice de costo de vida) o desde la teoría monetaria. Esto, unido a la relativa sofisticación en su construcción puede dificultar

la legitimación de su empleo en aquellos países que apuntan a una meta de inflación subyacente como objetivo. Sin embargo, cabe destacar que esta técnica cuenta con una ventaja respecto de otras técnicas estadísticas / econométricas ya que no requiere una revisión permanente de los valores históricos de ambos indicadores cada vez que se incorporan nuevos datos en su cálculo.

3. Medición de la inflación subyacente a partir del enfoque de exclusión

Este método plantea calcular un nuevo índice de inflación a partir de la exclusión de aquellos componentes del índice total que exhiben movimientos de corto plazo erráticos y poco relacionados con los movimientos de la oferta o la demanda agregada. A diferencia de los indicadores basados en el criterio de extracción de señales, los indicadores de exclusión utilizan los ponderadores según gasto del IPC para la agregación de los componentes no excluidos, preservando la importancia relativa de sus pesos en el nuevo índice.

Dentro de este enfoque, las medidas de inflación subyacente que excluyen alimentos (estacionales y no-estacionales en muchos casos) y rubros relacionados con energía (*Ex. food & energy*) son las más ampliamente utilizadas. La exclusión de los alimentos es comúnmente justificada (principalmente para aquellos que exhiben estacionalidad) porque las fluctuaciones que sufren sus precios mes a mes pueden deberse a factores meramente transitorios o relacionados con el clima. Por su parte, los precios de los componentes energéticos suelen excluirse tanto por la importancia (por su alta ponderación) de sus movimientos (generalmente significativos) en la medición de la inflación, como por la percepción de que estos movimientos tienen una alta incidencia de *shocks* de oferta considerados como «auto-reversibles» (Cutler, 2001). En algunos casos, se excluyen también componentes cuyos precios están sujetos a regulación gubernamental, tales como los servicios públicos, cuyas tarifas se encuentran generalmente administradas. En todos los casos, se trata de precios que por diferentes razones quedan fuera de la influencia de la política monetaria, y su identificación se realiza sobre una base *ad hoc*.

Una alternativa al enfoque anterior consiste en adoptar una aproximación más sistemática a la determinación de los componentes a ser excluidos, a partir de la estimación de la volatilidad de sus precios o de su contribución a la volatilidad conjunta del índice agregado, así como de su persistencia (según el criterio de persistencia detallado en la sección 2.1). Esta última se debe tener en cuenta a fines de captar la información contenida en la estructura de autorrezagos inherente

a cada serie de precios componentes del IPC. Por su parte, una mayor volatilidad (de acuerdo con las tres medidas que se describen a continuación) puede ser considerada –en coincidencia con lo descrito en la sección 2.2– como indicativa de una señal inflacionaria más débil, siendo los componentes más volátiles candidatos a ser excluidos.

Para calcular la inflación subyacente de Argentina de acuerdo con el enfoque de exclusión, se siguieron tanto el camino ad hoc como el sistemático. En el primer caso (al que se refiere, de acuerdo a la práctica habitual entre los bancos centrales, como enfoque *Ex. food & energy* en el resto de este trabajo) se excluyeron los siguientes componentes: Teléfono, Agua y servicios sanitarios, Transporte público de pasajeros, Correo, Electricidad, Combustibles para la vivienda, Productos de panificación, cereales y pastas, Frutas, Carnes, Productos lácteos y huevos, Verduras, Condimentos y otros productos alimenticios, y Azúcar, miel, dulces y cacao, Infusiones, Aceites y grasas.

En el segundo caso, se dejaron de lado aquellos rubros del IPC que demostraron ser *simultáneamente* menos persistentes y más volátiles en el período considerado (1993-2004). La volatilidad de cada rubro se analizó a partir de tres criterios diferentes:

- a) La varianza de la tasa de variación interanual de precios de cada componente relativa a la del IPC, considerando como muestra la totalidad del período de estudio.
- b) La contribución marginal de cada componente a la volatilidad del IPC,⁷ dada la estructura de ponderación de este índice.
- c) El ordenamiento por volatilidad resultado de un Análisis de Componentes Principales.⁸

En todos los casos, los rubros a excluir fueron aquellos que se ubicaron simultáneamente entre el 33% menos persistente y el 33% más volátil (según cada criterio) de todos ellos. Es notable que los componentes excluidos cuando la volatilidad

⁷ Para calcular el aporte de cada ítem que compone el IPC a la variabilidad de este índice se utilizó un enfoque análogo al del CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Es decir, teniendo en cuenta que la inflación IPC puede ser aproximada a partir de un promedio ponderado de las tasas de variación en los precios de sus componentes, el aporte de cada una de ellas a la variabilidad de la inflación está dado por el cociente entre su covarianza con la inflación IPC, y la varianza de esta última, cociente que es conocido como el *beta* de un activo en la teoría de carteras. En el Anexo II.1 se explica en mayor detalle esta metodología.

⁸ Esta es una técnica de análisis multivariado que permite encontrar una medida resumen de la variabilidad total de un conjunto de variables aleatorias relacionadas. En su aplicación a los componentes del IPC, permite ordenarlos de acuerdo a sus respectivos aportes a la variabilidad de esta medida resumen, a partir de su matriz de varianzas y covarianzas y con independencia de sus pesos en el IPC. Una descripción más detallada de este método estadístico se presenta en el Anexo II.2.

se consideró según b) y c) son los mismos, debido a que los ordenamientos que generan ambos criterios coinciden.⁹ Los rubros del IPC que quedaron afuera en cada caso son:

- a) rubros correspondientes a algunos bienes transables cuyos precios están fuertemente ligados al tipo de cambio y por lo tanto se vieron afectados en forma significativa por la devaluación de 2002, o bien vinculados con servicios regulados: Educación formal, Equipos de audio, televisión, fotografía y computación, Aceites y grasas, Correo, Adquisición de vehículos, Herramientas y otros artículos para el mantenimiento del hogar, Teléfono y Agua y servicios sanitarios.
- b) y c) la mayoría de los integrantes más importantes del componente de servicios de la canasta básica de consumo, a saber: Teléfono, Agua y servicios sanitarios, Electricidad, Educación formal, Sistemas de salud y servicios auxiliares, Intervenciones quirúrgicas, internación, geriátricos y otros, y Correo. En este caso, se trata de precios en su mayoría regulados, por lo que parece adecuada su exclusión para la medición de inflación subyacente.

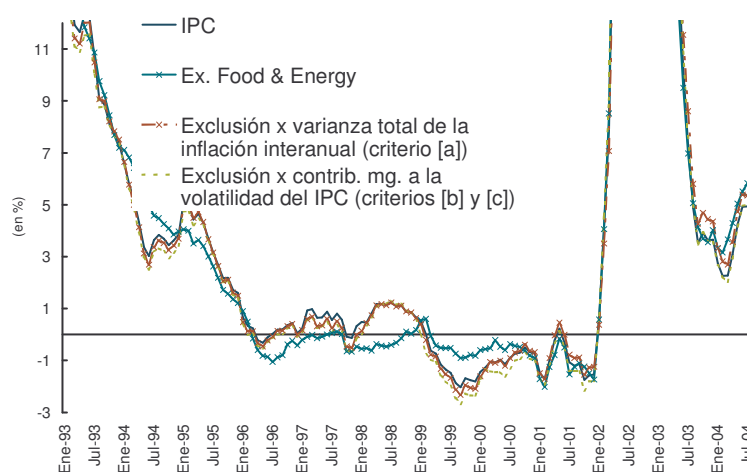
Una vez determinados los componentes a excluir del IPC según cada criterio, sus ponderaciones se distribuyeron entre los rubros restantes para su agregación y la obtención del índice a utilizar como una medida de inflación subyacente. El Gráfico 3 muestra la evolución de la inflación interanual de acuerdo con los tres criterios de exclusión considerados¹⁰ durante el período 1993-2004, comparándolos con la inflación medida por IPC.

⁹ Una posible explicación de la equivalencia encontrada en los ordenamientos obtenidos por ambos métodos es la alta covarianza hallada entre las variaciones de precios de los componentes del IPC y el índice agregado, en la muestra analizada. Esto hace que sus ponderadores en el IPC pierdan importancia relativa en la determinación del ordenamiento según el enfoque b), acercándolo al que se obtiene según c), en cuyo cálculo estos ponderadores no intervienen.

¹⁰ Teniendo en cuenta que b) y c) reflejan el mismo resultado.

Gráfico 3

Inflación interanual IPC, Subyacente excluyendo rubros más volátiles y menos persistentes, y *Ex food & energy*



Ventajas y desventajas del enfoque de exclusión para la medición de inflación subyacente

La popularidad de la utilización de este tipo de medidas, y principalmente del enfoque *Ex. food & energy* como medida de inflación subyacente, se debe en gran parte a que los criterios de exclusión que utilizan son fácilmente entendibles y reproducibles por el público en general. Esto adquiere mayor importancia para las autoridades monetarias si la variable objetivo en un esquema de metas de inflación es la inflación subyacente, ya que este aspecto hace a la transparencia y credibilidad de esta medida. Es decir, el énfasis está puesto en encontrar una medida «clara» de inflación subyacente que excluya fluctuaciones transitorias que se hallan «fuera del control» de la política monetaria.

Sin embargo, estas medidas cuentan con algunas desventajas en su implementación práctica. En primer lugar, muestran un alto grado de discrecionalidad en la elección de los componentes a excluir. Esta crítica es particularmente relevante para el caso de la medida de tipo *ad hoc* que excluye los componentes de alimentos y energía por considerarlos más volátiles, en muchos casos sin que esta mayor volatilidad relativa sea testada. Esta crítica se desvanece en cierta forma cuando los rubros a excluir son escogidos con base en alguno de los análisis de volatilidad

discutidos previamente, aunque la determinación de qué porción de los componentes más volátiles debe ser excluida sigue siendo arbitraria.

Adicionalmente, la exclusión discrecional supone implícitamente que los rubros de alimentos y energía (y eventualmente servicios u otros) no contienen información útil para la aserción de la verdadera tendencia común en los precios no sólo en el presente, sino *en cualquier momento en el futuro*. Claramente, esto puede dejar de ser cierto (en caso que en algún período lo sea) si el grupo de componentes más volátiles varía en el tiempo, por lo que la elección de los rubros a dejar de lado debería requerir una revisión continua o periódica.

A su vez, el enfoque *Ex. food & energy* suele ser criticado por no considerar la posibilidad de que otros rubros exhiban fluctuaciones temporales iguales o más marcadas que los alimentos o los rubros energéticos. De esta forma se estarían incluyendo en el cálculo de la inflación subyacente movimientos en los precios que poco tienen que ver con la tendencia inflacionaria común que ésta debería captar, pudiendo generar errores de percepción en el análisis de la dinámica inflacionaria.

Cabe aclarar que los métodos de exclusión que examinan explícitamente la volatilidad de acuerdo con alguna de las formas mencionadas anteriormente son menos vulnerables a estas dos últimas críticas —estrechamente relacionadas— en tanto la determinación de los componentes a excluir sea revisada con cierta periodicidad.

4. Estimadores de influencia limitada de la inflación subyacente: las medias truncadas

Según la evidencia empírica internacional, la distribución de corte transversal de las variaciones de precios tiene colas pesadas (es decir, es leptocúrtica). En este caso, el mejor estimador del primer momento de esta distribución surge de truncarla, ignorando algún porcentaje de los cambios más altos y más bajos de cada mes, eliminando así las observaciones extremas.

Bryan, Cecchetti y Wiggins II (1997) proponen una medida de inflación subyacente basada en el cálculo de medias truncadas. La aplicación de su metodología a los datos de Argentina también revela que la distribución de corte transversal de las

variaciones de los rubros que componen el IPC no es normal.¹¹ Dado este resultado, un buen estimador del primer momento muestral es la media truncada. Al no estar influenciado por las variaciones extremas de precios, tiene sentido la utilización de este estimador, a su vez, como un indicador alternativo de la inflación subyacente.

El procedimiento seguido para calcular medias truncadas en el caso argentino requirió el armado, para cada mes t desde julio de 1990 hasta agosto del 2004 (170 meses), de la distribución de corte transversal de las variaciones mensuales de precios de los 65 grupos del IPC a tres dígitos. Posteriormente se escogieron diferentes niveles de truncamiento a y se eliminaron los rubros cuyas variaciones de precios se ubicaron en el primer y en el último $a\%$ percentil de la distribución. Por último, los rubros restantes fueron reponderados para que sus pesos sumen 1 calculándose finalmente las medias de las distribuciones truncadas resultantes. En consecuencia, la media truncada (ponderada) al $a\%$ es:¹²

$$\bar{x}_a = \frac{1}{1 - 2 \frac{a}{100}} \sum_{i \in I_a} w_i \pi_i$$

donde $\bar{x}_a$ es la media truncada al $a\%$, I_a es el conjunto de componentes del IPC no excluidos al $a\%$, y w_i y π_i representan la ponderación y la tasa de variación de precio del i -ésimo componente del IPC.

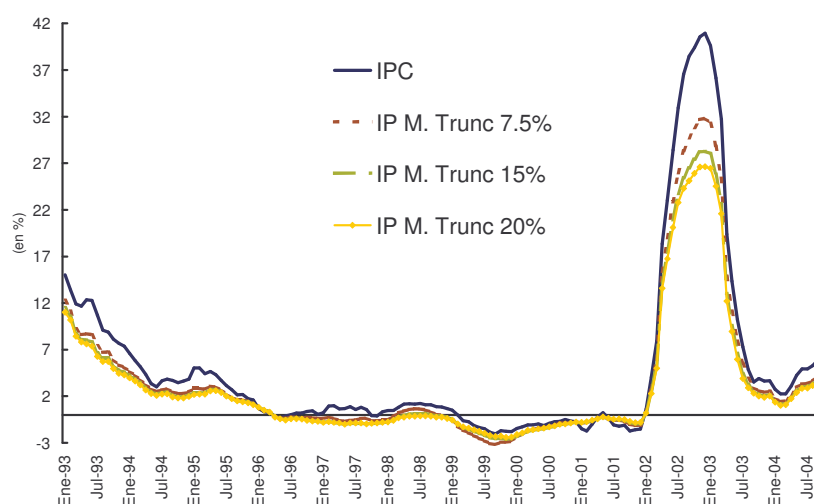
El Gráfico 4 compara la evolución de la inflación interanual IPC con la inflación interanual subyacente medida por los indicadores de medias truncadas al 7.5%, 15% y 20% durante el período 1993-2004. Un rasgo común a todas las medidas de medias truncadas es que presentan un sesgo sistemático, a lo largo de toda la muestra, a subestimar la inflación IPC.

¹¹ La distribución de corte trasversal de la inflación mensual IPC de Argentina presenta de enero de 1993 a mayo de 2004 una asimetría que oscila entre -4.98 y 10.97, mientras que la kurtosis oscila entre 1.88 y 146.63. Para una exposición detallada de las características de esta distribución ver Sanz (2004).

¹² Para más detalles acerca de la metodología de cálculo de medias truncadas, ver Bryan et al., op. cit.

Gráfico 4

Inflación interanual IPC y Subyacente según Medias Truncadas al 7.5%, 15% y 20%



Con el objetivo de identificar aquellos componentes del IPC que se ubican en forma sistemática en las colas de su distribución de corte transversal se calcularon las frecuencias de exclusión de los 65 componentes para distintos valores de a . Los resultados se resumen en la Tabla presentada en el Anexo IV, en la que se aprecia que la frecuencia de exclusión es una función creciente del nivel a de truncamiento.

Se observa que incluso a bajos niveles de truncamiento (2.5% y 7.5%), rubros como Frutas, Verduras, Alojamiento y excursiones quedan excluidos en la mayor parte de los meses. A su vez, rubros con alto peso en el IPC, como Carnes, Lácteos y huevos y Ropa exterior quedan excluidos a niveles relativamente altos de truncamiento (15% y 20%). Por el contrario, otros rubros importantes en el IPC, como Almuerzo y cena, Productos de panificación y la mayoría de los servicios, raras veces son excluidos, a cualquier nivel de truncamiento.

Ventajas y desventajas de la utilización de medias truncadas

La ventaja más importante de las medias truncadas es su robustez. A diferencia del enfoque de exclusión discrecional, esta medida excluye componentes siguiendo un criterio estadístico para el cálculo de la inflación subyacente. A su vez, la determinación del conjunto de precios excluidos puede variar mes a mes, permitiendo captar cambios en el conjunto de precios más volátiles en el tiempo.

Como desventaja podría mencionarse que se trata de una medida no fácilmente entendible por el público, lo cual debilita su transparencia.

5. Evaluación de las diferentes medidas

Debido a la propia naturaleza no observable de la inflación subyacente, la evaluación de la aptitud de las medidas alternativas para captarla es una cuestión subjetiva. Por lo tanto, se necesita la definición de ciertos criterios generalmente aceptados en relación con qué se considera una «buena» medida de inflación subyacente. Algunos de los criterios comúnmente utilizados requieren: a) que la medida sea computable en tiempo real, b) que sea entendible y reproducible por el público en general, c) que las observaciones históricas del indicador no cambien ante la incorporación de nueva información, d) que sea un buen predictor de la *headline inflation* (criterio de Blinder, señalado en el apartado 2.1).

La importancia relativa que se asigne a uno u otro criterio depende de los objetivos específicos que la autoridad monetaria persiga en cada caso, por lo que la determinación del mejor indicador se torna también una cuestión empírica. Esto da lugar a que diferentes bancos centrales utilicen distintas medidas de inflación subyacente de acuerdo con sus propias necesidades, tal como se ilustra en la Tabla 1. Su observación sugiere un predominio en el uso de indicadores de exclusión por parte de los bancos centrales de estos países.

Tabla 1

Indicadores de inflación subyacente publicados por diferentes bancos centrales en sus reportes de inflación y de política monetaria

País	Medida de Inflación Subyacente publicada
Australia	IPC menos pagos de intereses hipotecarios, precios de energía y precios controlados por el gobierno
Bélgica	IPC menos papas, frutas y vegetales
Brasil	IPCA excluyendo comidas en el hogar y precios monitoreados por el gobierno Medias podadas (<i>trimmed mean</i>) sobre el IPC (sin especificar porcentaje de poda)
Canadá	IPC menos impuestos indirectos, componentes de alimentos y energía
Colombia	Un promedio de cuatro medidas (IPC excluyendo alimentos y tres estimadores de influencia limitada)
Chile	IPC excluyendo alimentos perecederos y energía Ídem anterior menos tarifas reguladas, precios administrados por el Estado, y precios de otros artículos afectados por impuestos indirectos
EE.UU. (FRB de Cleveland)	IPC menos alimentos y energía Mediana ponderada
España	IPC menos pagos de intereses hipotecarios
Filipinas	Una línea estadística de tendencia
Finlandia	IPC menos costos de capital de vivienda, impuestos indirectos y subsidios del gobierno
Francia	IPC menos cambios en los impuestos, precios de alimentos y energía, y precios regulados
Grecia	IPC menos alimentos y combustible
Holanda	IPC menos vegetales, frutas y energía
Israel	IPC menos bienes del gobierno, vivienda, frutas y vegetales
Japón	IPC menos alimentos frescos
Noruega	IPC menos precios de electricidad e impuestos indirectos
Nueva Zelanda	IPC menos precios de bienes básicos (<i>commodities</i>), precios controlados por el gobierno, cargos por intereses y crédito
Polonia	Un conjunto de tres medidas (IPC menos precios controlados oficialmente, IPC menos precios con las volatilidades más altas, y una media podada al 15%)
Portugal	Media podada del IPC al 10%
Reino Unido	Índice de precios minoristas menos pagos por intereses hipotecarios Ídem anterior menos impuestos indirectos y locales IPC menos intereses hipotecarios, alimentos, combustible y luz
Rep. Checa	IPC menos honorarios y precios regulados o controlados
Suecia	IPC menos pagos de intereses hipotecarios, impuestos indirectos y subsidios

Fuentes: Rodríguez Figueroide (2001) y publicaciones de bancos centrales de diversos países.

A pesar de los diferentes grados de complejidad en la instrumentación de cada una, ninguna de las medidas consideradas en el presente trabajo requiere de conocimientos técnicos muy específicos para su cálculo (a diferencia, por ejemplo, del tipo de indicadores que surgen del criterio iv) mencionado en la sección 1) y son reproducibles con base en las series de precios de los diferentes rubros del IPC utilizadas.

A su vez, todas son computables a medida que surgen los nuevos datos de inflación, y éstos no modifican las estimaciones correspondientes a los períodos anteriores. Por lo tanto, la comparación del desempeño de las distintas medidas descansó sobre el último de los criterios mencionados, a saber qué tan buen predictor de la *headline inflation* es cada una de ellas. Con este propósito, cada medida fue evaluada sobre el período enero de 1993 – agosto de 2004 de acuerdo con su: i) capacidad de anticipación temporal, y ii) desempeño como «atractor» (Marques et al., 2000), en todos los casos respecto de la inflación IPC.

El desempeño según el criterio i) fue evaluado mediante el test de causalidad de Granger¹³ (TCG), para 6 y 12 períodos de anticipación. Según este criterio, se debería exigir que el indicador de inflación subyacente en evaluación anticipe temporalmente a la inflación IPC, pero que lo contrario no sea cierto, de tal forma que no haya «retroalimentación» entre una y otra variable. En la Tabla 2 se presentan las salidas de este test para cada una de las series de inflación interanual subyacente calculadas en las secciones 2, 3 y 4.

Los resultados no cambian sensiblemente cuando se consideran ambos horizontes de anticipación. El único que demuestra ser un buen indicador líder, según lo exigido en el párrafo anterior, es el IPCV. A un nivel de significatividad menor que 1%, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de causalidad de Granger a 6 y 12 meses, en tanto lo contrario ocurre en el sentido inverso, es decir no es posible rechazar la nula de no anticipación temporal del IPC al IPCV.

¹³ Éste es un test F de restricciones que compara la suma de residuos al cuadrado de un modelo autorregresivo, en este caso para la inflación:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^J a_{t-i} \pi_{t-i} + \mu_t \quad (1),$$

(donde μ_t es un ruido blanco) contra la de un modelo que incluye como regresores valores pasados de alguna medida de inflación subyacente:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^J a_{t-i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^J b_{t-i} \pi_{t-i}^* + \mu_t \quad (2),$$

donde π_t^* es alguna medida de inflación subyacente. La hipótesis nula es que estas sumas de cuadrados no difieren entre sí.

El resto de los indicadores no cumplen cabalmente este criterio, si bien se diferencian entre ellos según las razones por la que no lo hacen. Para el caso del IPCP y de los indicadores de medias truncadas al 7.5% y al 15%, la anticipación temporal ocurre en ambos sentidos. Es decir, si bien cada una de estas medidas causa en el sentido de Granger a la inflación IPC, no es posible demostrar que la causalidad inversa no ocurre. Los indicadores restantes muestran un desempeño menos satisfactorios aún, ya que no anticipan temporalmente a la inflación minorista pero sí ocurre lo contrario.

Tabla 2
TCG (6 y 12 meses) para las diferentes medidas de inflación subyacente

Hipótesis	6 meses		12 meses	
	Estadístico F	P-value	Estadístico F	P-value
Inflación IPCP no causa inflación IPC	14.37	0.000	9.84	0.000
Inflación IPC no causa inflación IPCP	9.94	0.000	7.44	0.000
Inflación IPCV no causa inflación IPC	4.71	0.000	5.49	0.000
Inflación IPC no causa inflación IPCV	1.02	0.415	1.55	0.120
Inflación IP Ex. food & energy no causa inflación IPC	0.81	0.563	0.51	0.902
Inflación IPC no causa inflación IP Ex. food & energy	230	0.000	13.64	0.000
Inflación IP Ex. Rubros Volátiles (1) no causa inflación IPC	0.98	0.440	0.59	0.846
Inflación IPC no causa inflación IP Ex. Rubros Volátiles (1)	364	0.000	33.49	0.000
Inflación IP Ex. Rubros Volátiles (2) no causa inflación IPC	0.68	0.667	0.49	0.920
Inflación IPC no causa inflación IP Ex. Rubros Volátiles (2)	178	0.000	19.93	0.000
Inflación IP M. Truncada 20% no causa inflación IPC	1.88	0.089	1.54	0.120
Inflación IPC no causa inflación IP M. Truncada 20%	3.18	0.006	2.24	0.014
Inflación IP M. Truncada 15% no causa inflación IPC	2.71	0.016	2.12	0.02
Inflación IPC no causa inflación IP M. Truncada 15%	4.55	0.000	2.97	0.001
Inflación IP M. Truncada 7.5% no causa inflación IPC	2.93	0.010	2.39	0.009
Inflación IPC no causa inflación IP M. Truncada 7.5%	5.52	0.000	3.36	0.000

Notas:

(1) Excluye los rubros de acuerdo con el criterio a) de la sección 3.

(2) Excluye los rubros de acuerdo con el criterio b) (y c), ya que ambos dan resultados idénticos a los fines relevantes) de la sección 3.

El criterio ii) que compara a los indicadores de acuerdo con su capacidad de comportarse como «atractores» de la inflación IPC es el utilizado por Marques et al. (2000). Brevemente, consiste en testear que: a) la inflación subyacente medida según cada indicador no presente divergencias sistemáticas respecto de la inflación IPC, b) que la primera sea un determinante de la segunda (mientras que la inversa no sea cierta) y que puede ser utilizada para predecirla. Esta metodología y los resultados de su aplicación a los ocho indicadores de inflación subyacente calculados se explican en forma detallada en el Anexo III. A modo de resumen, los resultados obtenidos indican que el IPCP es el indicador que exhibe el mejor des-

empeño en el período considerado, ya que satisface completa o parcialmente todos los requisitos planteados por estos autores.

6. Conclusiones

Teniendo en cuenta la importancia para la formulación de la política monetaria de contar con un mejor conocimiento de la dinámica de los precios y de pronosticar la inflación en el corto y en el mediano plazo, se examinaron en este trabajo diferentes medidas de inflación subyacente para la economía argentina. Siguiendo algunas de las metodologías más utilizadas en la literatura sobre el tema, se construyeron ocho diferentes indicadores a partir de i) reponderar los componentes del IPC en un nuevo índice agregado según la importancia relativa de cada uno como señal inflacionaria, ii) excluir los componentes más volátiles del IPC o, directamente, aquellos relacionados con alimentos y energía, por considerárseles menos afectados por la política monetaria. iii) calcular un estimador robusto del momento de orden uno de la distribución de la inflación IPC que excluye los valores extremos (las colas).

De acuerdo con el criterio i) se obtuvieron los indicadores de persistencia (IPCP) y volatilidad de precios relativos (IPCV), mientras que el enfoque ii) dio lugar a tres indicadores adicionales: dos de ellos difieren entre sí según el concepto de volatilidad utilizado (varianza total de cada componente en el período considerado y contribución marginal a la varianza total del IPC), mientras que el restante excluye los rubros de alimentos, energía y servicios regulados (*Ex. food & energy*). Aplicando el enfoque iii) se calcularon medias truncadas para distintos valores de truncamiento de la distribución, reportándose aquí tres de ellos.

Considerando que no existe una teoría sólida que favorezca algunos de estos indicadores en contra de otros, al menos *a priori*, se los evaluó por su habilidad para predecir la inflación IPC, siguiendo diferentes metodologías. La elección de este criterio de evaluación se justifica en la necesidad de los bancos centrales, en particular de aquellos que siguen una política de metas de inflación con objetivos sobre la inflación IPC (y no sobre alguna medida de inflación subyacente), de pronosticar correctamente los cambios generalizados de precios al consumidor.

De esta manera, los análisis de anticipación temporal indican que IPCV causa en el sentido de Granger al IPC, en tanto el IPCP y a los estimadores de medias truncadas al 7.5% y 15%, presentan una relación de retroalimentación con el IPC. Sin

embargo, cuando se examinó su capacidad como «atractores» de la inflación minorista, sólo el IPCP satisfizo plena o parcialmente los criterios sugeridos por Marques et al. (2000). El resto de las medidas propuestas no probó una capacidad predictiva satisfactoria a pesar de cumplir con la mayoría de los otros requisitos que comúnmente se exigen a las medidas de inflación subyacente (como ser la factibilidad de computarlos en tiempo real y la posibilidad de comprenderlos por parte del público en general).

En resumen, se considera que, en el caso de la economía argentina, el IPCP refleja más adecuadamente –aunque no en forma completamente satisfactoria– el concepto de inflación subyacente entendida como movimientos conjuntos y persistentes de los precios. En futuras extensiones a este trabajo se considerarán otros métodos de estimación de este indicador, tales como el uso de filtros pasa-banda o de técnicas econométricas multivariadas.

Referencias

- Banco Central de México (2000): «*Informe sobre la Inflación. Enero – Marzo 2000*», abril.
- Blinder, A. (1997): «*Commentary*». Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79, 157-160.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti y Rodney L. Wiggins II (1997): «*Efficient Inflation Estimation*». National Bureau of Economic Research. Working Paper N° 6183.
- Cutler, J. (2001): «*Core Inflation in the UK*». External MPC Unit Discussion Paper No.3, Marzo.
- Diewert, W. E. (1995): «*Commentary*». Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79, 127-137.
- Dow, J. (1994): «*Measuring inflation using multiple price indexes*». Unpublished manuscript, Department of Economics, University of California-Riverside.
- Jorion, P. (1997): «*Value At Risk. The New Benchmark for Controlling Market Risk*». McGraw-Hill.
- Kendall, M. (1975): «*Multivariate Analysis*». Charles Griffin & Company Ltd.
- Marques C., P. Duarte y L. Morais (2000): «*Evaluating Core Inflation Indicators*». Documento de Trabajo Nro. 3, Banco de Portugal.
- Press, S. J. (1972): «*Applied Multivariate Analysis*». Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- Rodrigues Figueredo (2001): «*Evaluating Core Inflation Measures for Brazil*». Banco Central do Brasil. Working Paper Series Nro. 14, marzo.
- Sanz, L. (2004): «*El IPC y las medias truncadas*». Mimeo, BCRA.
- Wynne, M. (1999): «*Core Inflation: A review of some conceptual issues*». European Central Bank. Working Paper N° 5.

Anexo I

Rubros del IPC ponderados por persistencia

Tabla I.1

Rubros ordenados según ponderación por persistencia (1993:1 - 2000:10) (*)

Rubro	Ponderadores IPC (base 1988)	Ponderadores por Persistencia	Ranking s/ ponderadores IPC (b. 1988)	Ranking s/ ponderaciones por persistencia
Productos de panificación, cereales y pastas	5,326	3,711	4	1
Carnes	10,013	3,659	1	2
Aceites y grasas	0,952	3,235	31	3
Verduras	3,367	2,772	8	4
Comidas listas para llevar	0,871	2,578	35	5
Productos lácteos y huevos	5,097	2,541	5	6
Productos y utensilios de limpieza	1,756	2,302	18	7
Condimentos y otros productos alimenticios	0,634	2,261	44	8
Desayuno y refrigerio	0,921	2,215	32	9
Bebidas no alcohólicas	2,115	2,159	15	10
Confección y reparación de la indumentaria	0,235	2,148	59	11
Servicios para el hogar	2,127	2,122	14	12
Consultas médicas y tratamientos odontológicos	1,227	2,096	25	13
Frutas	2,677	2,061	10	14
Infusiones	1,428	2,058	24	15
Artículos de tocador y belleza	2,351	1,905	12	16
Reparaciones y gastos comunes de la vivienda	2,655	1,862	11	17
Servicios para el cuidado personal	0,789	1,808	39	18
Servicios para audio, fotografía y video	0,193	1,794	61	19
Cines, teatros y otros espectáculos	0,868	1,761	36	20
Almuerzo y cena	3,598	1,760	7	21
Bebidas alcohólicas	1,698	1,734	19	22
Alojamiento y excursiones	0,964	1,728	30	23
Libros de estudio	0,356	1,724	56	24
Ropa exterior	5,512	1,701	3	25
Libros	0,196	1,648	60	26
Revistas	0,271	1,618	58	27
Calzado deportivo y otros	1,015	1,544	29	28
Calzado de vestir	1,173	1,544	27	29
Elementos para audio, fotografía, video y computación	0,452	1,542	49	30
Accesorios para vestir	0,438	1,519	51	31
Muebles y accesorios decorativos	1,172	1,518	28	32
Telas, hilados y artículos de mercería	0,451	1,483	50	33
Ropa interior	0,587	1,481	46	34
Educación no formal	0,562	1,427	48	35
Elementos para primeros auxilios, aparatos y accesorios terapéuticos	0,418	1,417	53	36

Cigarrillos y accesorios	1,872	1,337	17	37
Batería de cocina, cubiertos, vajilla y otros	0,397	1,328	54	38
Servicios diversos	0,896	1,316	34	39
Azúcar, miel, dulces y cacao	1,539	1,305	21	40
Textiles para el hogar	0,816	1,304	37	41
Juguetes y juegos	0,598	1,280	45	42
Artículos para deporte	0,160	1,270	62	43
Transporte público de pasajeros	3,198	1,258	9	44
Combustibles para la vivienda	1,547	1,248	20	45
Alquiler de la vivienda	2,329	1,151	13	46
Servicios para la atención de animal doméstico	0,000	1,140	65	47
Flores, plantas y alimentos para animales domésticos	0,311	1,140	57	48
Artículos de librería	0,579	1,122	47	49
Diarios y periódicos	0,666	1,045	42	50
Clubes, parques y entretenimientos	0,427	0,978	52	51
Transporte por turismo	0,809	0,969	38	52
Agua y servicios sanitarios	0,736	0,902	41	53
Funcionamiento y mantenimiento de los vehículos	5,914	0,824	2	54
Productos medicinales	3,845	0,788	6	55
Artefactos para el hogar	0,640	0,781	43	56
Intervenciones quirúrgicas, internación, geriátricos y otros	0,000	0,771	64	57
Sistemas de salud y servicios auxiliares	1,525	0,771	22	58
Educación formal	1,209	0,759	26	59
Correo	0,019	0,714	63	60
Herramientas y otros artículos para mantenimiento del hogar	0,386	0,584	55	61
Adquisición de vehículos	1,517	0,569	23	62
Teléfono	0,751	0,325	40	63
Electricidad	1,927	0,301	16	64
Equipos de audio, televisión, fotografía y computación	0,919	0,285	33	65

* Ranking hace referencia al lugar que ocupa cada rubro en el vector de ponderaciones ordenado en forma descendente.

Tabla I.2

Rubros ordenados según ponderación por persistencia (período completo) (*)

Rubro	Ponderadores IPC (base 1999)	Ponderadores por Persistencia	Ranking s/ ponderadores IPC (b. 1999)	Ranking s/ ponderaciones por persistencia
Productos de panificación, cereales y pastas	4,545	4,208	4	1
Carnes	7,369	3,958	1	2
Comidas listas para llevar	1,056	3,197	28	3
Productos lácteos y huevos	3,957	2,834	8	4
Servicios para el hogar	2,586	2,825	15	5
Desayuno y refrigerio	0,257	2,822	56	6
Consultas médicas y tratamientos odontológicos	1,113	2,783	26	7
Confección y reparación de la indumentaria	0,139	2,764	62	8
Bebidas no alcohólicas	2,001	2,537	18	9
Servicios para el cuidado personal	0,829	2,416	34	10
Frutas	1,516	2,408	22	11
Cines, teatros y otros espectáculos	0,669	2,348	39	12
Reparaciones y gastos comunes de la vivienda	3,762	2,288	11	13
Almuerzo y cena	5,107	2,202	3	14
Verduras	2,140	2,201	16	15
Alojamiento y excursiones	2,021	2,142	17	16
Libros de estudio	0,564	2,129	43	17
Bebidas alcohólicas	1,067	2,107	27	18
Infusiones	0,682	2,062	38	19
Servicios para audio, fotografía y video	1,265	2,053	25	20
Productos y utensilios de limpieza	1,352	1,998	23	21
Libros	0,233	1,942	57	22
Condimentos y otros productos alimenticios	0,432	1,927	47	23
Educación no formal	0,686	1,921	37	24
Ropa exterior	2,836	1,889	12	25
Revistas	0,141	1,847	61	26
Transporte público de pasajeros	6,377	1,796	2	27
Servicios diversos	0,367	1,745	50	28
Calzado deportivo y otros	0,847	1,733	30	29
Calzado de vestir	0,582	1,723	42	30
Ropa interior	0,404	1,708	49	31
Combustibles para la vivienda	1,621	1,605	21	32
Muebles y accesorios decorativos	0,835	1,603	33	33
Cigarrillos y accesorios	1,341	1,593	24	34
Alquiler de la vivienda	4,495	1,569	5	35
Servicios para la atención de animal doméstico	0,116	1,526	63	36
Elementos para audio, fotografía, video y computación	0,411	1,517	48	37
Artículos de tocador y belleza	1,888	1,395	20	38
Club, parques y entretenimientos	0,631	1,340	41	39
Diarios y periódicos	0,845	1,322	31	40
Telas, hilados y artículos de mercería	0,164	1,310	60	41
Artículos para deporte	0,062	1,267	65	42
Accesorios para vestir	0,212	1,264	58	43

Agua y servicios sanitarios	0,840	1,219	32	44
Elementos para primeros auxilios, aparatos y accesorios terapéuticos	0,342	1,168	52	45
Batería de cocina, cubiertos, vajilla y otros	0,205	1,160	59	46
Textiles para el hogar	0,365	1,108	51	47
Intervenciones quirúrgicas, internación, geriátricos y otros	0,543	1,037	44	48
Educación formal	2,647	1,022	13	49
Sistemas de salud y servicios auxiliares	3,893	0,988	10	50
Correo	0,064	0,909	64	51
Funcionamiento y mantenimiento de los vehículos	3,952	0,691	9	52
Teléfono	3,967	0,463	7	53
Electricidad	1,967	0,411	19	54
Productos medicinales	4,149	0,000	6	55
Adquisición de vehículos	2,605	0,000	14	56
Artefactos para el hogar	0,917	0,000	29	57
Equipos de audio, televisión, fotografía y computación	0,746	0,000	35	58
Transporte por turismo	0,729	0,000	36	59
Azúcar, miel, dulces y cacao	0,655	0,000	40	60
Aceites y grasas	0,504	0,000	45	61
Flores, plantas y alimentos para animales domésticos	0,478	0,000	46	62
Juguetes y juegos	0,317	0,000	53	63
Artículos de librería	0,301	0,000	54	64
Herramientas y otros artículos para mantenimiento del hogar	0,293	0,000	55	65

* Ranking hace referencia al lugar que ocupa cada rubro en el vector de ponderaciones ordenado en forma descendente.

Tabla I.3

Comparación del ordenamiento s/el vector de ponderaciones para el período completo (V1) y s/ ponderaciones para el período 93:1 -00:10 (V2) (*)

Rubro	V1	V2	Ranking s/V1	Ranking s/V2
Productos de panificación, cereales y pastas	4,208	3,711	1	1
Carnes	3,958	3,659	2	2
Comidas listas para llevar	3,197	2,578	3	5
Productos lácteos y huevos	2,834	2,541	4	6
Servicios para el hogar	2,825	2,122	5	12
Desayuno y refrigerio	2,822	2,215	6	9
Consultas médicas y tratamientos odontológicos	2,783	2,096	7	13
Confección y reparación de la indumentaria	2,764	2,148	8	11
Bebidas no alcohólicas	2,537	2,159	9	10
Servicios para el cuidado personal	2,416	1,808	10	18
Frutas	2,408	2,061	11	14
Cines, teatros y otros espectáculos	2,348	1,761	12	20
Reparaciones y gastos comunes de la vivienda	2,288	1,862	13	17
Almuerzo y cena	2,202	1,760	14	21
Verduras	2,201	2,772	15	4
Alojamiento y excursiones	2,142	1,728	16	23
Libros de estudio	2,129	1,724	17	24
Bebidas alcohólicas	2,107	1,734	18	22
Infusiones	2,062	2,058	19	15
Servicios para audio, fotografía y video	2,053	1,794	20	19
Productos y utensilios de limpieza	1,998	2,302	21	7
Libros	1,942	1,648	22	26
Condimentos y otros productos alimenticios	1,927	2,261	23	8
Educación no formal	1,921	1,427	24	35
Ropa exterior	1,889	1,701	25	25
Revistas	1,847	1,618	26	27
Transporte público de pasajeros	1,796	1,258	27	44
Servicios diversos	1,745	1,316	28	39
Calzado deportivo y otros	1,733	1,544	29	28
Calzado de vestir	1,723	1,544	30	29
Ropa interior	1,708	1,481	31	34
Combustibles para la vivienda	1,605	1,248	32	45
Muebles y accesorios decorativos	1,603	1,518	33	32
Cigarrillos y accesorios	1,593	1,337	34	37
Alquiler de la vivienda	1,569	1,151	35	46
Servicios para la atención de animal doméstico	1,526	1,140	36	47
Elementos para audio, fotografía, video y computación	1,517	1,542	37	30
Artículos de tocador y belleza	1,395	1,905	38	16
Clubes, parques y entretenimientos	1,340	0,978	39	51
Diarios y periódicos	1,322	1,045	40	50
Telas, hilados y artículos de mercería	1,310	1,483	41	33

Artículos para deporte	1,267	1,270	42	43
Accesorios para vestir	1,264	1,519	43	31
Agua y servicios sanitarios	1,219	0,902	44	53
Elementos para primeros auxilios, aparatos y accesorios terapéuticos	1,168	1,417	45	36
Batería de cocina, cubiertos, vajilla y otros	1,160	1,328	46	38
Textiles para el hogar	1,108	1,304	47	41
Intervenciones quirúrgicas, internación, geriátricos y otros	1,037	0,771	48	57
Educación formal	1,022	0,759	49	59
Sistemas de salud y servicios auxiliares	0,988	0,771	50	58
Correo	0,909	0,714	51	60
Funcionamiento y mantenimiento de los vehículos	0,691	0,824	52	54
Teléfono	0,463	0,325	53	63
Electricidad	0,411	0,301	54	64
Productos medicinales	0,000	0,788	55	55
Adquisición de vehículos	0,000	0,569	56	62
Artefactos para el hogar	0,000	0,781	57	56
Equipos de audio, televisión, fotografía y computación	0,000	0,285	58	65
Transporte por turismo	0,000	0,969	59	52
Azúcar, miel, dulces y cacao	0,000	1,305	60	40
Aceites y grasas	0,000	3,235	61	3
Flores, plantas y alimentos para animales domésticos	0,000	1,140	62	48
Juguetes y juegos	0,000	1,280	63	42
Artículos de librería	0,000	1,122	64	49
Herramientas y otros artículos para mantenimiento del hogar	0,000	0,584	65	61

* Ranking hace referencia al lugar que ocupa cada rubro en el vector de ponderaciones ordenado en forma descendente.

Anexo II

Criterios sistemáticos de exclusión basados en la matriz de varianzas y covarianzas de las variaciones de los rubros del IPC

II.1 Contribución de la volatilidad de la variación de precios de cada componente a la volatilidad total de la inflación IPC

Considerando que el IPC es un promedio ponderado de los distintos rubros de precios que los componen, este enfoque consiste en aplicar a este índice una metodología análoga a la que utiliza la teoría de Valor a Riesgo (VAR) para determinar qué activos contribuyen en mayor medida a la volatilidad en el retorno de una cartera que es una combinación lineal de todos ellos (Jorion, 1997).

Específicamente, si se aproxima la inflación del IPC a partir de las tasas de variación en los precios de cada uno de sus componentes como:

$$\pi_t \cong \sum_{i=1}^N w_i \pi_{i,t}$$

donde π_t es la inflación (interanual) del IPC en el período t , $\pi_{i,t}$ es la tasa de variación (interanual) del precio del i -ésimo componente del IPC y w_i es su ponderación en este índice, la varianza de la inflación del IPC está dada (aproximadamente) por:

$$\text{var}(\pi) = \sigma^2 \cong \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j < i}^N w_i w_j \sigma_{ij}$$

donde σ^2 es la varianza de la inflación (interanual) del IPC, σ_i^2 es la varianza de tasa de cambio (interanual) del precio del i -ésimo componente del IPC y σ_{ij} es la covarianza entre las tasas de variación (interanual) de los precios de los componentes i y j .

La contribución marginal a la volatilidad de la inflación del IPC del rubro i puede medirse diferenciando (parcialmente) la ecuación anterior con respecto a w_i :

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial w_i} \cong 2w_i \sigma_i^2 + 2 \sum_{j=1, j \neq i}^N w_j \sigma_{ij} = 2\text{Cov}(\pi_i, \pi)$$

y teniendo en cuenta que:

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial w_i} = 2\sigma \frac{\partial \sigma}{\partial w_i}$$

el cambio relativo en la volatilidad de la inflación del IPC ante un cambio en la ponderación de su i -ésimo componente está dado por:

$$\frac{\partial \sigma}{\sigma \partial w_i} \equiv \frac{Cov(\pi_i, \pi)}{\sigma^2} = \beta_i$$

El coeficiente beta obtenido de esta manera es análogo al utilizado en el enfoque de CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) para medir la contribución de un activo al riesgo total de una cartera. Se lo utiliza aquí como una medida del aporte de los precios de los distintos rubros del IPC a la variabilidad de este índice. Esta medida se usa como criterio de exclusión –según se explica en la sección 3– que tiene en cuenta tanto la matriz de covarianzas de las variaciones de precios individuales, como su peso relativo en el cálculo del índice agregado.

En este punto cabe aclarar que la aplicación de un enfoque similar al análisis VAR de un portfolio podría sugerir un examen más detallado de esta matriz de covarianzas para, puntualmente, estudiar la dinámica conjunta de los precios de los distintos componentes del IPC, tomados de a pares. Este tipo de análisis resulta particularmente útil cuando se examinan los rendimientos y volatilidades de los múltiples activos financieros que componen una cartera determinada para identificar, por ejemplo, aquellos cuya covarianza es negativa, de manera que la inclusión de ambos en un mismo *portfolio* disminuya su riesgo conjunto.

Sin embargo, la aplicación directa de este tipo de análisis a la matriz de covarianzas de precios estimada no arroja resultados demasiado reveladores. En todos los casos, las covarianzas de los diferentes pares de precios en el período considerado tienen signo positivo demostrando que, en promedio, todos los precios han covariado linealmente en el mismo sentido.

Esto puede parecer sorprendente a primera vista, pero resulta razonable si se tiene en cuenta la diferencia entre la naturaleza económica de los rubros componentes del IPC y la de los componentes de un *portfolio* de activos financieros. En este último caso puede existir cierta sustitución en determinadas circunstancias

entre activos diferentes, cuando los inversores venden algunos de ellos para reposicionarse en otros activos. En esta situación es esperable observar que los precios de ambos grupos de activos varíen en sentidos opuestos,¹⁴ por lo que su covarianza estimada debería tener signo negativo.

Los componentes del IPC, sin embargo, son grupos de bienes que integran una canasta de consumo y satisfacen necesidades diferentes. Por lo tanto, no cabría esperar el mismo tipo de efectos sustitutivos entre ellos, ni las consecuentes variaciones opuestas en sus precios.¹⁵ Por el contrario, es esperable que predominen movimientos conjuntos de sus precios en el mismo sentido (favoreciendo la estimación de covarianzas positivas) ante, por ejemplo, *shocks* de oferta provocados por un aumento en el costo de materias primas o de los insumos básicos comunes, o ante variaciones de la demanda global cuando empeoran o mejoran las condiciones de ingreso de la población.

II.2 Componentes principales

Una manera alternativa a la descrita en II.1. para medir el aporte de cada rubro del IPC a su variabilidad conjunta es aplicar el método de componentes principales a las tasas de variación de los precios de los rubros que lo componen. Se presenta a continuación una breve descripción de este método multivariado.¹⁶

La metodología de *componentes principales* permite obtener una medida sintética de la variabilidad conjunta de una colección de variables aleatorias relacionadas, a partir de calcular aquellas combinaciones lineales de estas variables cuya varianza es máxima. Este método es muy ventajoso cuando se trabaja con un gran número de variables ya que permite, con una pérdida de información lo más pequeña posible, reducir la dimensión del problema. Como señala Kendall (1975), es habitual en economía el uso de medidas resumen del comportamiento de variables relacionadas que fuerzan a sistemas con n dimensiones a proveer información en una dimensión, ponderando a sus componentes según algún criterio de importancia relativa (como por ejemplo, su peso en la canasta de consumo). Este autor cita

¹⁴ Sin pretender ahondar en un tema que no es el objeto de investigación de este trabajo, puede mencionarse el caso de la diversificación internacional de activos y los cambios opuestos de precios que, por ejemplo, ocurren sobre los bonos soberanos de EE.UU. y Europa cuando los fundamentos macroeconómicos de ambas regiones difieren sustancialmente.

¹⁵ Dentro de la desagregación a 3 dígitos adoptada en este trabajo, cada grupo contiene a su vez diferentes pares (o subgrupos) de bienes sustitutos entre sí en el consumo, pero las variaciones contrarias de precios que la teoría microeconómica predice en estos casos tiende a diluirse con la agregación.

¹⁶ Para una muy buena y detallada explicación de la metodología de componentes principales, ver Press (1972) y Kendall (1975) op.cit.

como ejemplo el caso de los índices de precios y enfatiza que la metodología de componentes principales construye medidas resumen que generan ponderadores obtenidos siguiendo un criterio de optimización, a diferencia del criterio habitualmente usado para la construcción del IPC.

Dado un conjunto de p variables aleatorias que se conoce están relacionadas, se espera que un número relativamente reducido de combinaciones lineales de éstas –los componentes principales– pueda explicar una proporción grande de la variabilidad total de esas variables. En ese sentido el método permite resumir en un conjunto reducido de $n < p$ componentes principales y sus varianzas la información contenida en un vector X : $p \times 1$ de variables aleatorias y su matriz de varianzas y covarianzas Σ .

Dado un vector de variables aleatorias X : $p \times 1$ con $E(X) = \Phi$, $var(X) = \Sigma$, es posible definir $\alpha \equiv (\alpha_i)$ como un vector de ponderadores desconocidos de los componentes de X y z_1 como un escalar tal que:

$$z_1 = \alpha' X = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_i$$

Si los elementos de X están medidos en las mismas unidades se puede imponer:

$$\alpha' \alpha = \sum_{i=1}^p \alpha_i = 1$$

De esta manera es posible encontrar un vector de ponderadores α tal que maximice $var(z_1) = \alpha' \Sigma \alpha$, sujeto a $\alpha' \alpha = 1$.

Entonces el problema de:

$$\begin{aligned} & \max_{\alpha} (\alpha' \Sigma \alpha) \\ & s.a. \quad \alpha' \alpha = 1 \quad (1) \end{aligned}$$

puede escribirse como:

$$L = \alpha' \Sigma \alpha - \lambda (\alpha' \alpha - 1)$$

Diferenciando L con respecto a α e igualando a 0 se tiene que:

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = 2 \sum \alpha - 2 \lambda \alpha = 0$$

y

$$(\sum - \lambda I) \alpha = 0 \quad (2)$$

y dado que:

$$\alpha \neq 0$$

Existe una solución si:

$$|\sum - \lambda I| = 0 \quad (3)$$

Esto implica que λ es una raíz característica de la matriz de varianzas y covarianzas de X , Σ , y α es un vector característico de esa matriz. Dado que Σ es una matriz $p \times p$ existen p raíces características λ que satisfacen (3) y p combinaciones lineales ortogonales asociadas a p vectores característicos α . Teniendo en cuenta (2):

$$\sum \alpha = \lambda \alpha$$

y premultiplicando por α' :

$$\alpha' \sum \alpha = \lambda \alpha' \alpha = \lambda$$

El mayor valor de λ es aquel que maximiza la varianza de z . La solución al problema (1) está dada por (α_1, λ_1) ; $z_1 = \alpha_1' X$ y z_1 se conoce como el primer componente principal de ese conjunto de variables aleatorias.

A partir de la aplicación del método de componentes principales a la inflación anual del IPC se obtuvo un primer componente que explica el 94.4% de la variabilidad de esa variable. Este resultado permitió utilizar los coeficientes del vector característico α_1 calculado como una medida del aporte del precio de cada ítem a la variabilidad conjunta de todos ellos. Esta medida, a su vez, fue usada para determinar la exclusión de un grupo de rubros del IPC según se detalla en la sección 3.

Anexo III

Evaluación de las distintas medidas como «atractores» de la *headline inflation* (Marques et al., 2000)

Marques et al. (2000) critican los criterios usualmente adoptados para evaluar la calidad de distintas medidas de inflación subyacente, descritos en la sección 5, y proponen un criterio alternativo que consiste en evaluar si cumplen con la propiedad de ser «atractores» de la inflación IPC. Para el caso de series no estacionarias I(1), la propiedad de «atractor» de la inflación subyacente requiere, de acuerdo con estos autores:

- (i) Que ambas series, inflación IPC e inflación subyacente, estén cointegradas, es decir, que no presenten tendencias persistentemente divergentes. Se pide adicionalmente que el coeficiente de cointegración sea unitario y que la diferencia entre ambas series

$$z_t = \pi_t - \pi_t^* \quad (1)$$

sea una variable estacionaria con media cero, donde π_t en (1) es la inflación IPC y π_t^* es la inflación subyacente

- (ii) Que exista un mecanismo de corrección de errores para $\Delta\pi_t$, dado por (1) y que puede ser representado por

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + v_t \quad (2)$$

donde v_t es un ruido blanco.

- (iii) *Exogeneidad fuerte* a la inflación IPC, propiedad que implica:
 - a. Exogeneidad débil de la inflación subyacente a la inflación de precios al consumidor. En otras palabras, se requiere que mientras se verifica la validez del modelo condicional (2), no resulte válido un modelo condicional de la inflación subyacente en la inflación del IPC. Es decir, que el coeficiente λ en (3) no resulte significativo.

$$\Delta \pi_t^* = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta \pi_{t-j}^* - \lambda(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + v_t \quad (3)$$

- b. Que la inflación del IPC no cause en el sentido de Granger a la inflación subyacente.

Para el caso de series I(0), como es el de la inflación del IPC en Argentina, Marques et al. sugieren:

- (iv) Que la diferencia promedio de la inflación subyacente respecto de la inflación IPC sea nula para la muestra, lo que implica comprobar la validez de suponer que ambas series tienen igual media incondicional

$$E(\pi_t - \pi_t^*) = 0 \quad (4)$$

y también se verifiquen las condiciones (i) a (iii) antes descriptas.

La validez de (iv) se puede evaluar testeando las restricciones $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ en la relación:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^* + \mu_t \quad (5)$$

La condición (ii) se evalúa verificando la significatividad de γ en (2). La condición (iii) se testea evaluando la validez de $\lambda=0$ en (3), dado $\gamma \neq 0$. También requiere que la inflación del IPC no cause en el sentido de Granger a la inflación subyacente. Ello implica que un test F de restricciones para un modelo condicional de la inflación en la inflación subyacente, como el descrito en la nota al pie 13, indique que los coeficientes b_{t-j} de la ecuación (2) en esa nota, no son conjuntamente significativos.

Resultados empíricos

Tanto la serie de inflación IPC como las 8 medidas de inflación subyacente consideradas aquí son series estacionarias para el período bajo análisis, de acuerdo al

test ADF convencional.¹⁷ Sobre la base de este resultado se siguió el camino sugerido por Márques et al. para el tratamiento de series $I(0)$.

Los resultados de la evaluación de las distintas medidas según los criterios (i) a (iv) se presentan en la Tabla III.1. Previo a estimar la relación (5) y testear la validez de las restricciones $\beta_0=0$ y $\beta_1=1$, se evaluó la estacionariedad de z_t en (1) para cada una de ellas (columna [1]). Se puede observar que, con excepción del IPCV, se rechaza no estacionariedad de z_t .

Adicionalmente, sólo en los casos del IPCP y del índice Ex. Rubros Volátiles (1) no se rechaza la nula de $\beta_0=0$ en (5) y sólo para este último no se rechaza la nula de $\beta_1=1$ (columna [2]). En cuanto a la validez de los criterios (ii) y (iii), éstos se cumplen parcialmente sólo en caso del IPCP. Para el *Ex. food & energy*, y las tres medidas evaluadas de media truncada, se encuentra que resulta válida la representación (2) pero no se verifica exogeneidad débil de esas medidas respecto a la inflación IPC, ya que el parámetro λ que acompaña a la relación de largo plazo, si bien no resulta estadísticamente menor que 0, es positivo, lo que indica que no se tiene corrección al equilibrio, sino, por el contrario, divergencia.

En resumen, los resultados obtenidos indican que ninguna de las medidas satisface plenamente el criterio sugerido por Marques et. al. En todo caso, el IPCP es el indicador que se encuentran más cerca de cumplir la condición de “atractor” de la inflación IPC, por lo que resulta el mejor predictor de la *headline inflation* de acuerdo con este criterio.

¹⁷ En el caso del IPCV la hipótesis nula de una raíz unitaria se rechaza a un nivel de confianza de 0.07, mientras que en el resto de los casos se rechaza a menos de 0.05.

Tabla III.1

Evaluación de las distintas medidas como “atractores” de la inflación IPC

Variable	ADF test para $(\pi_t - \pi_t^*)$ [1]	(a) $\beta_0=0$ y (b) $\beta_1 = 1$ [2]	$\gamma=0$ [3]	$\lambda=0$ [4]	$b_{t-1}=b_{t-2}=\dots$ $b_{t-s}=0$, dado $\lambda=0$ [5]	Conclusión [6]
IPCP	-3.526***	(a) Sí P-value = 0.076 (b) No P-value = 0.004	No P-value=0.000	Sí P-value = 0.072	No P-value=0.000	Cumple (i), (ii) y parcialmente (iii) y (iv)
IPCV	-2.463	(a)No P-value=0.000 (b)No P-value=0.000	Sí P-value=0.219	Sí P-value=0.591	Sí P-value=0.415	No cumple (i) a (iii)
IP Ex. Rubros Volátiles (1)	-3.093**	(a) Sí P-value = 0.771 (b) Sí P-value = 0.505	No $\gamma > 0$	No P-value = 0.001	No P-value=0.000	No cumple (ii) a (iii) y cumple (iv)
IP Exc. Rubros Volátiles (2)	-3.475**	(a) No P-value = 0.000 (b) No P-value=0.000	No $\gamma > 0$	No P-value = 0.005	No F(6,140)=0.000	No cumple (ii) a (iv)
IP Ex. food & energy	-3.526***	(a) No P-value=0.627 (b) Sí P-value=0.033	No P-value=0.002	No $\lambda > 0$	No P-value=0.000	Cumple (i) y (ii)
Media Truncada (0.075)	-3.038**	(a) No P-value 0.000 (b) No P-value 0.000	No P-value=0.001	No $\lambda > 0$	No P-value=0.006	Cumple (i) y (ii)
Media Truncada (0.15)	-3.969***	(a) No P-value 0.000 (b) No P-value 0.000	No P-value=0.001	No $\lambda > 0$	No P-value=0.000	Cumple (i) y (ii)
Media Truncada (0.20)	-4.002**	(a) No P-value 0.000 (b) No P-value 0.000	No P-value=0.001	No $\lambda > 0$	No P-value=0.000	Cumple (i) y (ii)

Notas:

(1) Excluye los rubros de acuerdo con el criterio a) de la sección 3.

(2) Excluye los rubros de acuerdo con el criterio b) (y c), ya que ambos dan resultados idénticos a los fines relevantes) de la sección 3.

significativo al 5%, *significativo al 1%. La hipótesis nula es que $(\pi_t - \pi_t^*)$ tiene una raíz unitaria.

Anexo IV

Componentes del IPC - Frecuencia relativa de exclusión (%) para distintos valores de truncamiento (Número de observaciones: 170)

Nombre	Código	Valor para truncar a cada lado de la distribución en %							
serie	serie	2,5	5	7,5	10	12,5	15	17,5	20
Panes, cereal, pasta	111	1,18	2,35	3,53	5,29	7,06	9,41	10,59	19,41
Carnes	112	0,00	7,06	12,35	23,53	35,29	42,94	58,82	64,12
Aceites y grasas	113	7,06	17,65	31,76	44,12	50,59	57,06	62,94	67,06
Lácteos y huevos	114	4,71	12,94	30,59	37,06	44,71	52,35	59,41	65,88
Frutas	115	47,65	67,65	74,71	83,53	88,24	89,41	90,00	92,35
Verduras	116	46,47	64,12	74,71	77,65	82,94	85,88	87,65	88,82
Azúcar, miel, dulces y cacao	117	2,35	4,12	7,06	11,76	20,59	26,47	35,29	41,18
Condimentos, otros alimentos	118	0,00	2,35	5,88	9,41	17,06	23,53	28,82	38,24
Comidas listas para llevar	119	0,00	0,59	1,76	3,53	6,47	11,18	15,88	22,35
Bebidas no alcohólicas	121	2,35	7,65	10,00	15,29	22,94	31,18	35,29	38,82
Bebidas alcohólicas	122	4,12	10,00	12,94	17,65	24,12	30,59	35,88	40,59
Infusiones	123	2,94	5,88	11,18	18,82	26,47	31,18	37,06	40,59
Desayuno y refrigerio	131	0,00	0,59	2,94	7,06	9,41	14,71	20,00	28,82
Almuerzo y cena	132	0,00	0,59	1,18	4,71	8,24	12,94	18,82	23,53
Ropa interior	211	0,59	1,18	1,18	4,12	4,71	8,82	15,29	18,82
Ropa exterior	212	12,35	27,06	41,18	47,65	50,59	55,88	60,59	63,53
Calzado de vestir	221	2,35	7,06	15,88	26,47	35,29	42,35	46,47	49,41
Calzado deportivo y otros	222	1,18	2,35	6,47	15,29	23,53	33,53	37,65	41,76
Telas, hilados, artículos mercería	231	2,94	4,12	8,24	12,35	16,47	20,00	27,65	33,53
Accesorios para vestir	232	0,00	0,59	2,35	5,29	10,00	15,29	20,59	25,88
Confección, reparación indumentaria	233	0,00	0,00	3,53	7,06	11,76	17,65	23,53	30,59
Alquiler de la vivienda	311	1,18	4,71	11,76	14,71	18,24	21,18	27,06	30,00
Combustibles para la vivienda	321	5,29	17,06	24,12	27,65	34,12	42,94	52,35	57,65
Electricidad	322	10,00	16,47	20,59	25,29	30,00	34,71	38,24	42,35
Agua y servicios sanitarios	323	11,18	14,12	17,65	20,00	23,53	27,65	30,00	34,12
Reparaciones, gastos de la vivienda	331	0,59	1,76	1,76	4,12	4,71	7,65	10,59	17,06
Muebles y accesorios decorativos	411	0,59	1,18	3,53	6,47	8,82	10,59	13,53	20,59
Artefactos para el hogar	412	1,76	4,71	10,59	16,47	24,12	35,88	42,35	47,06
Textiles para el hogar	413	0,59	1,76	4,71	13,53	20,59	28,24	35,29	37,65
Batería de cocina, cubiertos, vajilla y otros	414	0,59	4,12	6,47	12,94	20,00	24,71	32,35	36,47
Productos y utensilios de limpieza	421	1,18	2,94	7,06	12,35	15,29	17,06	20,59	23,53
Herramientas, art. mantener el hogar	422	2,94	5,88	10,00	12,94	18,82	22,35	27,06	30,59
Servicios para el hogar	423	0,00	0,59	1,18	2,94	5,29	8,82	11,76	17,06
Productos medicinales	511	1,76	3,53	5,88	10,59	15,29	21,18	24,12	32,94
Elementos primeros auxilios, aparatos y accesorios terapéuticos	512	0,59	2,35	7,06	12,94	22,94	28,82	35,88	42,35
Consultas médicas, trat odontológicos	521	1,18	2,94	6,47	9,41	13,53	18,24	22,35	27,65
Intervenciones quirúrgicas, internación, geriátricos y otros	522	0,00	0,00	0,00	0,00	2,35	4,71	7,06	8,24
Sistemas de salud, servicios auxiliares	523	1,76	4,71	8,82	11,18	15,88	19,41	23,53	29,41
Transporte público de pasajeros	611	4,71	5,88	7,65	10,00	13,53	15,88	17,65	20,59

Adquisición de vehículos	612	2,94	8,82	15,29	21,18	27,65	32,35	37,65	42,35
Funcion.,y manten. de vehículos	613	0,59	2,35	6,47	11,76	14,12	17,06	22,94	28,82
Correo	621	5,88	7,06	8,24	10,59	12,94	14,71	15,88	17,06
Teléfono	622	4,12	7,65	10,59	11,18	13,53	16,47	18,24	20,00
Transporte por turismo	711	13,53	28,82	41,76	48,82	52,35	58,82	63,53	67,65
Alojamiento y excursiones	712	44,71	61,76	68,24	72,94	77,06	80,00	81,76	85,29
Equipos audio, TV, fotografía, computación	721	11,76	22,94	32,94	40,00	49,41	59,41	65,29	68,24
Elementos audio, fotografía, video, computación	722	4,12	7,06	13,53	18,24	22,94	27,65	31,18	36,47
Servicios para audio, fotografía y video	723	1,18	3,53	5,88	11,76	17,06	21,18	25,88	31,18
Diarios y periódicos	731	1,18	4,71	6,47	8,82	12,35	15,88	18,82	20,59
Revistas	732	4,12	8,82	14,12	15,88	17,06	20,00	21,76	24,12
Libros	733	2,35	4,71	7,06	11,76	18,24	22,94	28,82	32,94
Juguetes y juegos	741	1,18	4,71	12,35	17,65	27,06	31,76	41,18	45,88
Artículos para deporte	742	2,94	10,59	18,82	25,29	35,88	44,71	46,47	51,76
Flores, plantas, alim. p/ animales domésticos	751	11,18	27,65	41,18	44,71	51,18	59,41	64,12	67,65
Servicios para atención animal doméstico	752	1,18	1,76	4,12	5,29	6,47	8,82	9,41	11,18
Cines, teatros y otros espectáculos	761	4,71	12,35	18,82	24,71	27,65	32,94	37,06	41,76
Club, parques y entretenimientos	762	1,18	4,71	8,24	13,53	16,47	21,76	28,82	32,94
Educación formal	811	2,35	6,47	9,41	10,59	13,53	16,47	17,06	21,76
Educación no formal	812	2,94	5,88	10,59	15,29	20,00	22,94	26,47	31,18
Libros de estudio	821	1,76	4,12	7,65	12,94	15,88	17,06	22,94	28,24
Artículos de librería	822	1,18	4,71	7,06	11,76	19,41	22,35	27,06	31,18
Cigarrillos y accesorios	911	5,88	9,41	11,18	11,76	12,35	13,53	18,82	20,00
Artículos de tocador y belleza	921	0,00	2,35	4,12	9,41	18,82	23,53	26,47	29,41
Servicios para el cuidado personal	922	1,18	2,35	7,06	8,82	17,06	23,53	29,41	34,71
Servicios diversos	931	1,76	4,12	6,47	10,59	12,35	15,88	20,00	21,76

Bajo un régimen de política monetaria activa, se hace necesario contar con un adecuado conocimiento de la dinámica de los precios y con pronósticos confiables de inflación de corto y mediano plazo. Debido a que la inflación relevante para la política monetaria puede no estar adecuadamente medida por los índices de precios al consumidor convencionales, se requiere calcular medidas de inflación subyacente que reflejen los movimientos conjuntos y persistentes en los precios de la economía. Con este propósito se construyeron ocho diferentes indicadores a partir de i) reponderar los componentes del IPC en un nuevo índice agregado según la importancia relativa de cada uno como señal inflacionaria, ii) excluir los componentes más volátiles del IPC o, directamente, aquellos relacionados con alimentos y energía, por considerárselos menos afectados por la política monetaria, iii) calcular un estimador robusto del momento de orden uno de la distribución de la inflación IPC que excluye los valores extremos. La evaluación de estos indicadores sobre la base de su habilidad para predecir la inflación de precios al consumidor reveló que el criterio i) de extracción de señales provee el indicador de mejor desempeño relativo.



ISBN-10: 987-20003-2-8
ISBN-13: 978-987-20003-2-5

ie | BCRA



Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina