

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo | 2017

N° 73



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo | 2017

N° 73

Evaluación de medidas de inflación núcleo para Argentina

Mauricio Maximiliano Gómez Aguirre

Banco Central de la República Argentina, Universidad Nacional de La Matanza

Constanza Matarrelli

Banco Central de la República Argentina, Universidad de San Andrés

Diciembre 2017



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Documentos de trabajo, N° 73

**Evaluación de medidas de inflación núcleo
para Argentina**

Mauricio Maximiliano Gómez Aguirre

*Banco Central de la República Argentina, Universidad Nacional
de La Matanza*

Constanza Matarrelli

Banco Central de la República Argentina, Universidad de San Andrés

Diciembre 2017

Diciembre de 2017

ISSN 1850-3977

Edición electrónica

Reconquista 266, C1003ABF

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina

Teléfono | 54 11 4348-3582

Correo electrónico | investig@bcra.gob.ar

Página web | www.bcra.gob.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie **Documentos de trabajo** está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

Evaluación de medidas de inflación núcleo para Argentina

Mauricio Maximiliano Gómez Aguirre *

Constanza Matarrelli **

Noviembre 2017

Resumen

En este trabajo se calculan medidas estadísticas de inflación núcleo -incluyendo el método de componentes principales, el de medias truncadas y los índices reponderados por persistencia y por volatilidad- para el índice de precios al consumidor (IPC) de la Ciudad de Buenos Aires, el de Córdoba y el de San Luis. Siguiendo los criterios que debe cumplir un buen indicador según la literatura, se encuentra que la medida de inflación núcleo calculada a partir del primer componente principal es la mejor rankeada para la Ciudad de Buenos Aires, mientras que para San Luis y Córdoba el mejor desempeño relativo lo exhibe la medida calculada a partir de la media truncada asimétrica al 30 %.

Palabras Clave: Inflación, Inflación Núcleo, Componentes Principales, Medias Truncadas.

Código JEL: C13, E31, E52, E58

* Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas.

** Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas

1. Introducción

Si bien los bancos centrales pueden diferir en su enfoque de política monetaria y sus objetivos específicos de inflación, todos se enfrentan a la necesidad de identificar cuáles de las variaciones de precios son permanentes y cuáles transitorias. Dado que la inflación medida a través del Índice de Precios al Consumidor (IPC) es sensible en cada período a la volatilidad de los ítems que lo conforman, el monitoreo de la inflación núcleo resulta una herramienta relevante porque intenta capturar los movimientos conjuntos persistentes de los cambios de precios, dejando de lado desvíos transitorios que puedan ocurrir respecto de la tendencia. El seguimiento de más de una medida de inflación núcleo suele ser relevante porque generalmente ninguna es estrictamente dominante en términos de las propiedades deseables para un buen indicador de inflación subyacente.

Cuadro 1: Indicadores utilizados por los Bancos Centrales para medir Inflación Núcleo

	Exclusión	Media Truncada	Media Truncada Asimétrica	Mediana	Componentes Principales	Otros modelos de Factores
Reserve Bank of Australia	*	*		*		
Bank Of England	*					
European Central Bank	*					
Bank of Japan	*	*				
Reserve Bank of New Zealand		*		*		*
Bank of Canada		*		*	*	
US Federal Reserve System	*	*		*		*
Banco Central de Portugal			*		*	
Reserve Bank of India	*		*			
Banco Central de Chile	*					

Fuente: Elaboración propia en base a publicaciones de Bancos Centrales

En este trabajo se calculan cinco indicadores de inflación núcleo para el IPC de la Ciudad de Buenos Aires entre agosto de 2012 y junio de 2017, el IPC de Córdoba entre agosto de 2013 y junio de 2017 y el IPC San Luis entre febrero de 2007 y junio de 2017. El objetivo del trabajo es evaluarlos de acuerdo a los criterios que debe cumplir un buen indicador según la literatura de inflación núcleo y ordenarlos según desempeño relativo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se explica el concepto de inflación núcleo y la importancia de su cálculo. La sección 3 detalla los criterios que debe cumplir un buen indicador de inflación núcleo y describe las medidas comúnmente calculadas. En la sección 4 se exhiben los resultados de la aplicación para los tres aglomerados urbanos y se evalúan los indicadores calculados. Finalmente, la sección 5 concluye.

2. La Inflación Núcleo

Cuando la autoridad monetaria fija una meta de inflación es importante que lo haga en términos de un índice de precios conocido ampliamente como el IPC que mide la evolución de los precios de

una canasta de bienes y servicios representativos del gasto de consumo urbano típico. El objetivo es generar un ambiente con una inflación previsible para facilitar las decisiones de agentes económicos.

El IPC es un índice de precios que mide la inflación para i componentes de la canasta de consumo ¹ como:

$$IPC_t = \sum_i \alpha_i \cdot IPC_{it} \quad \forall \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

donde IPC_{it} son los índices de precios de los i componentes que integran el índice agregado en el mes t y α_i son los ponderadores fijos en la base del índice y que, generalmente, se estiman a partir de información de la encuesta de gasto de hogares. Expresado en términos de las variaciones sectoriales se puede ver que la inflación puede ser escrita en base a ponderadores variables w_{it} según:

$$\pi_t = \sum_i w_{it} \cdot \pi_{it} \quad (2)$$

donde

$$\begin{aligned} \pi_t &= \left(\frac{IPC_t}{IPC_{t-1}} \right) - 1 \cdot 100 \\ \pi_{i,t} &= \left(\frac{IPC_{i,t}}{IPC_{i,t-1}} - 1 \right) \cdot 100 \\ w_{i,t} &= \alpha_i \left(\frac{IPC_{i,t}}{IPC_{i,t-1}} - 1 \right) \end{aligned}$$

La inflación medida a través del IPC puede exhibir un sesgo por ponderación porque al tratarse de un índice de tipo Laspeyres no reconsidera el cambio en la estructura de la canasta de consumo luego de un cambio de precios relativos ya que supone que los consumidores tienen funciones de utilidad de tipo Leontief en el primer período. Es decir, en los períodos siguientes consumirán la misma canasta que en el primer período a pesar de que hayan cambiado los precios relativos. Este sesgo de ponderación surge como consecuencia de la covarianza entre cambios en los precios relativos y los ponderadores por gasto correctamente contruidos. El ejemplo tradicional es el caso del sesgo de sustitución. Supongamos, en este caso, que el precio de un bien k aumenta π_k y que su proporción en la canasta de consumo es w_k . Siendo i los bienes que conforman la canasta del índice, el consumo de la familia se reorganizará para cumplir con la restricción presupuestaria en el período t : $\sum_{j=1}^n w_n \dot{\pi}_n = 0$. Sin embargo, como el índice no considera el cambio en las cantidades relativas consumidas que dependen de la elasticidad precio de los bienes y servicios, sobre-estima el impacto del aumento del precio del bien k resultando en: $w_k \dot{\pi}_k + \sum_{i \neq k} w_i \dot{\pi}_i > 0$.

¹El Índice de Precios al Consumidor elaborado por el Instituto de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC), el Índice de Precios de la Ciudad de Buenos Aires calculado por la Dirección General de Estadística y Censos de la Ciudad de Buenos Aires, y los índices de precios provinciales calculados por la Dirección General de Estadística y Censos de Córdoba y por la Dirección Provincial de Estadística y Censos de San Luis son índices de precios Laspeyres con ponderadores fijos.

El cambio en el precio del bien i en el período t puede describirse de la siguiente manera:

$$\pi_{i,t} = \pi_t^* + w_{it} \cdot x_{it} \quad (3)$$

π_t^* es la inflación núcleo o subyacente en el mes t y x_{it} es un cambio relativo idiosincrático propio del bien i en el mes t . Sustituyendo (3) en (1), la inflación IPC puede escribirse como la suma del movimiento conjunto de los precios y del promedio ponderado de los cambios idiosincráticos:

$$\pi_t = \pi_t^* + \sum_i w_{it} \cdot x_{it} \quad (4)$$

La ecuación (4) implica que shocks específicos no monetarios a un sector (cambios en precios relativos) pueden tener un impacto en la inflación IPC del mes y producir efectos de segunda ronda los siguientes meses, pero no debieran tener un efecto permanente. La inflación núcleo (π_t^*) representa, entonces, un indicador de la tendencia subyacente de la inflación una vez que se removieron las oscilaciones o “ruidos” de corto plazo.

Las medidas estadísticas de inflación núcleo excluyen del índice agregado los componentes más erráticos y transitorios o bien les asignan una menor ponderación, y deben cumplir los criterios que se describen a continuación para ser consideradas buenos indicadores de inflación subyacente.

3. Indicadores de Inflación Núcleo

3.1. Propiedades deseables

Según la literatura de inflación subyacente un buen indicador de inflación núcleo (π_t^*) debe ser menos volátil que la inflación agregada (π_t) y comportarse como “atractor” de ésta ya que, al ser una medida tendencial, en el largo plazo π_t debe converger a π^* . A pesar de que la inflación debiera ser estacionaria, para Argentina los tests de Dickey-Fuller y Phillips Perron no pueden rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en la variación mensual del IPC. De acuerdo a a Marques, Neves y Sarmento (2000) para el caso de series no estacionarias, la propiedad de “atractor” requiere que:

- π_t^* y π_t estén cointegradas. El coeficiente de cointegración debe ser unitario y π_t^* debe ser insesgada con respecto a π_t . Esto implica que la trayectoria de π_t y π_t^* no puede exhibir una tendencia sistemáticamente divergente, en cuyo caso podría generar falsas señales para la autoridad monetaria. Reordenando la ecuación (4):

$$\pi_t - \pi_t^* = \sum_i w_{i0} \cdot x_{it} = u_t \quad (4')$$

u_t sea una variable estacionaria con media cero. De no ser así, π_t^* no estaría capturando todo el componente sistemático y permanente de π_t .

- π_t^* debe ser exógena débil en relación a π_t . Es decir, debe existir un mecanismo de corrección de errores para $\Delta\pi_t$ dado por $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)$ que pueda escribirse como:

$$\Delta \pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta \pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \epsilon_t \quad (5)$$

y no a la inversa. La ecuación (5) requiere no sólo de la causalidad en sentido de Granger, de corto plazo y reflejada por $\sum_{j=1}^m \beta_j \Delta \pi_{t-j}^*$, sino también principalmente de una relación de largo plazo reflejada por el término de corrección al equilibrio $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$. Entonces, si π_t se encuentra por encima (o por debajo) de π^* , se espera que tienda a disminuir (o aumentar) y converger a π^* . Es decir, el término de corrección al equilibrio no debe aparecer en la ecuación para $\Delta \pi_t^*$ y π_t no debe causar en sentido de Granger a π^* . Esto implica que el modelo de corrección de errores para π_t^* podría escribirse como

$$\Delta \pi_t^* = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta \pi_{t-j}^* + \eta_t \quad (6)$$

Otro método para evaluar el desempeño de la inflación núcleo, propuesto por Cogley (2002), es estudiar su capacidad de predecir a la inflación futura. La capacidad predictiva de las medidas de inflación núcleo se evalúa a partir de la siguiente ecuación de regresión²:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^*) + \mu_{t+h} \quad (7)$$

La ecuación se estima *out of sample* con muestras de ventanas móviles de un mes, para cuatro horizontes de h: 6 meses, 12 meses, 18 meses y 24 meses. Se utiliza el test de Giacomini White (2003) para ordenar las medidas de inflación núcleo según su capacidad predictiva, contrastando la hipótesis:

$$H_0 : E[RMSE(\pi_{t+h}, \pi_{1,t}^*) - RMSE(\pi_{t+h}, \pi_{2,t}^*) | F_t] = 0$$

donde $\pi_{1,t}^*$ y $\pi_{2,t}^*$ corresponden a dos medidas distintas de inflación núcleo para el conjunto de información disponible F_t y siendo $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\pi_{t+h}^i - \pi_{t+h})^2}$, siendo $i=1, \dots, n$ la cantidad de datos *out of sample*. Las medidas con menor RMSE exhiben mejor capacidad predictiva para los plazos definidos a partir de h.

3.2. Descripción de Indicadores de Inflación Núcleo

La medida más simple y ampliamente difundida de inflación núcleo se obtiene aplicando el método de exclusión, llamado así precisamente porque se obtiene excluyendo del índice de precios agregado los componentes más sensibles a los *shocks* de oferta de corto plazo o con fuerte componente estacional. En Argentina, esta medida corresponde al denominado núcleo³ del Índice de Precios al Consumidor (IPC) que calculan tanto el Instituto de Estadísticas y Censos de la República Argentina como el Centro de Estadísticas de la Ciudad de Buenos Aires y la Dirección General de Estadísticas y Censos de Córdoba.

²Utilizado por Clark (2001), Hogan, Johnson and Lafleche (2001), Cutler (2001) y Lafleche y Armour (2006).

³el IPC núcleo de la DGEyC se denominó IPC-Resto hasta 2016

En cuanto a las medidas estadísticas que evalúa este trabajo, una medida de exclusión alternativa es la que surge de la aplicación de medias podadas. Este criterio se basa en la exclusión, en cada período, de los rubros cuyos precios hayan excedido un determinado porcentaje extremo de variabilidad, podando así los componentes más erráticos.

Otros métodos estadísticos son los de extracción de señales, que intentan extraer el componente persistente de la inflación y re-ponderan cada componente del índice de precios agregado según la fuerza o la calidad de la “señal” inflacionaria que cada uno provee. En este grupo se encuentra la inflación núcleo ponderada por volatilidad en la cual los rubros más volátiles participan menos y la inflación núcleo ponderada por persistencia donde se le asigna mayor importancia relativa a los componentes cuyos movimientos o alteraciones se mantienen en el tiempo. Un método alternativo de extracción de señales es el de componentes principales que, mediante un análisis estático, permite transformar un conjunto amplio de variables (los componentes del índice de inflación en este caso) en un grupo reducido de factores, asimilable a la tendencia núcleo de la inflación.

Por último, y siendo una posible extensión de este trabajo, se destaca la incorporación de un tratamiento dinámico a través del filtro de Kalman. En este método los pesos de los factores varían en el tiempo permitiendo cambios en el co-movimiento entre sectores. A su vez, este método incorpora volatilidad estocástica en el componente común y en el idiosincrático de las innovaciones permanentes y transitorias pudiendo representar, de este modo, los cambios en la volatilidad y en la persistencia de las inflaciones sectoriales.

3.2.1. Media Podada

El cálculo de la inflación núcleo mediante el método de medias podadas es utilizado por varios bancos centrales con metas de inflación. Tal es el caso del Banco Central de Canadá, el Banco de Japón, Banco Central de Nueva Zelanda, el Banco Central de Australia y la Reserva Federal de Estados Unidos. El criterio de medias podadas surge a partir de la existencia de rigideces de precios en el corto plazo, debido a costos de menú asociados a cambios frecuentes en los precios o bien por aumentos escalonados en la cadena productiva. Cuando esto sucede, un shock idiosincrático a un sector no genera reajustes en los precios de los otros sectores pero afecta el nivel agregado de precios, con lo cual los cambios de precios en los extremos de la distribución pueden contener menos información acerca del proceso inflacionario subyacente y quitarlos puede tener sentido.

Otro motivo para truncar es el exceso de curtosis en la distribución de corte transversal de las variaciones de precios. Una distribución con exceso de curtosis o leptocúrtica tiene un alto grado de concentración en los valores centrales y colas pesadas. En este caso la media truncada exhibe un mejor desempeño que la media muestral debido a que al podar un porcentaje de las colas, pone mayor peso en los cambios de precios que se sitúan en el centro de la distribución⁴

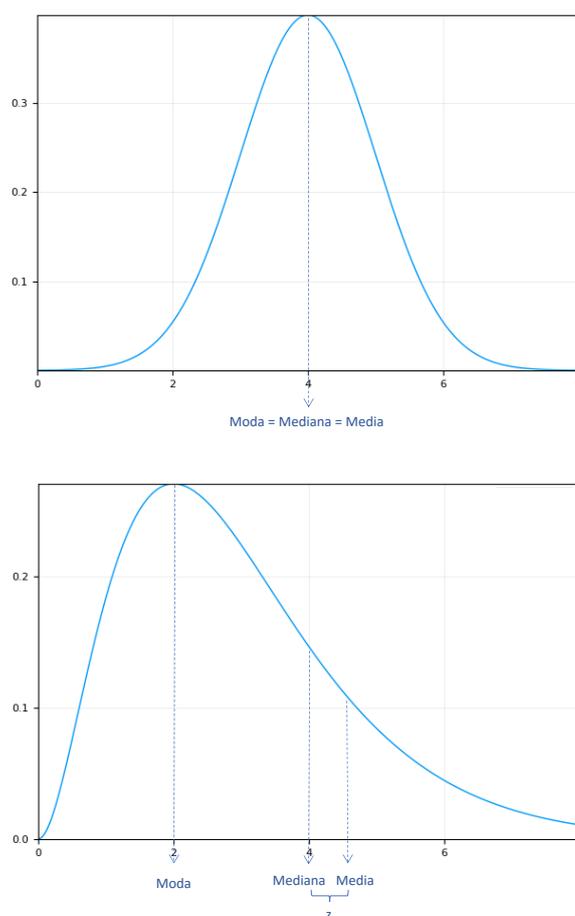
Bryan y Cecchetti (1994), Bryan Cecchetti y Wiggings (1997), y Dolmas (2005) proponen una medida de inflación núcleo basada en el cálculo de la media podada que consiste en excluir, en cada período, los rubros cuyos precios hayan excedido un determinado porcentaje extremo de

⁴Ver Bryan, et al (1997)

variabilidad, podando así los componentes más erráticos. Similarmente, Bakhshi y Yates (1999) construyen un índice de medias podadas simétrico truncando el 15% de las variaciones de precios más altas y el 15% de las variaciones de precios más bajas y reponderando los rubros restantes para que sus pesos sumen uno.

Sin embargo, como se puede ver en la Figura 1, si la distribución mensual del cambio de precios es asimétrica la media podada que trunca el mismo porcentaje de observaciones en la cola derecha y en la cola izquierda resulta un indicador sesgado de la tendencia de la inflación porque tiende a subestimarla.

Figura 1: Distribución Simétrica vs Distribución Asimétrica



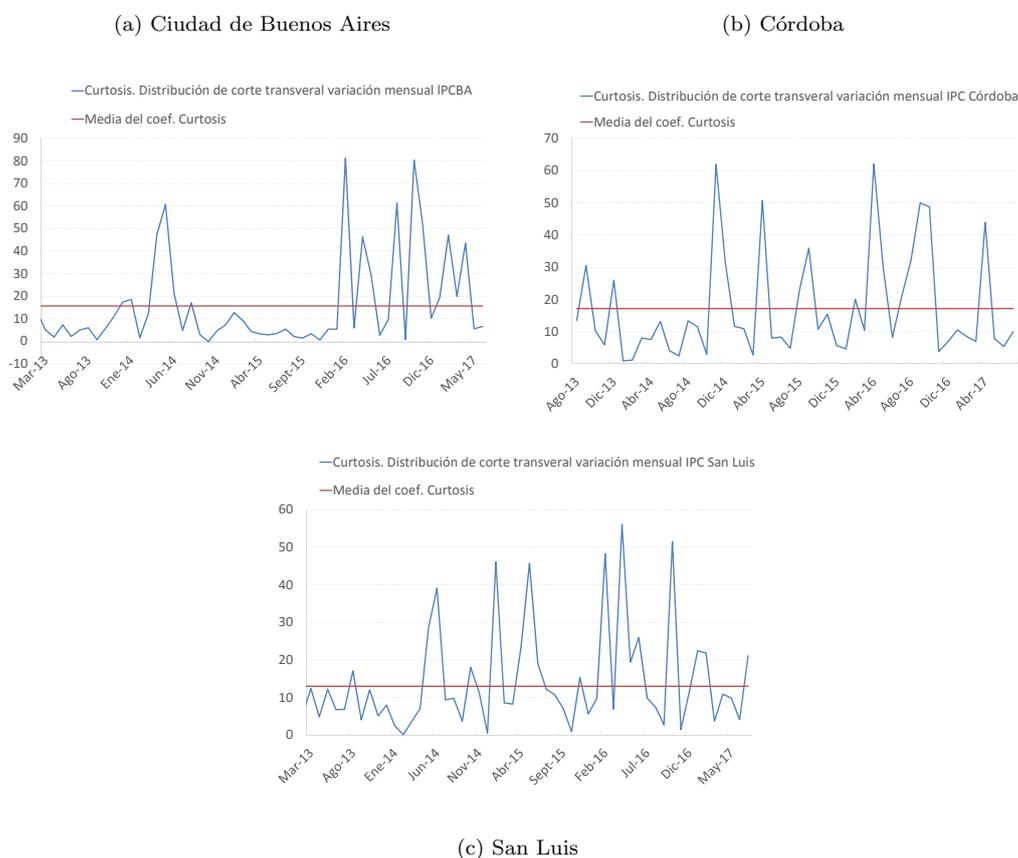
Cuando existe asimetría positiva, la media de las inflaciones de los rubros es mayor que la inflación que se ubica en la mediana de la distribución porque existen variaciones positivas a la derecha del valor central cuyo valor es tan alto que “tironea” la media. El sesgo por asimetría - representado por z en el Gráfico 1- se corrige truncando la distribución de manera asimétrica. El Banco Central de Portugal y el Banco Central de India calculan una medida de inflación núcleo siguiendo este criterio.

El análisis de las distribuciones de corte transversal de los índices de precios del IPC de Ciudad de Buenos Aires, del IPC de la Provincia de San Luis y del IPC de la Provincia de Córdoba evidencia exceso de curtosis y asimetría positiva. Esto implica que existe una mayor probabilidad de grandes variaciones de precios en relación al comportamiento de una distribución normal y que,

dentro de esas mayores variaciones, los aumentos suelen ser más comunes que las caídas.

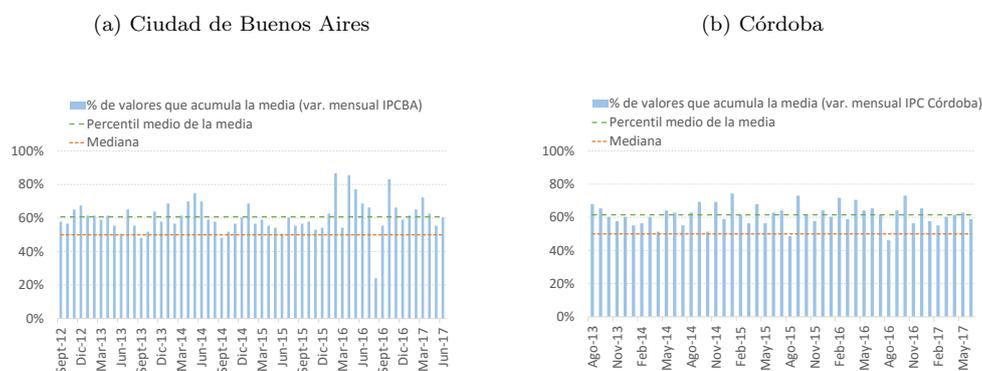
La Figura 2 muestra un coeficiente de curtosis mayor a cero y da cuenta del exceso de curtosis observado en de la Ciudad de Buenos Aires, de San Luis y de Córdoba; y en general de los índices de precios.

Figura 2: Coeficiente de curtosis en la distribución de corte transversal de la inflación IPC

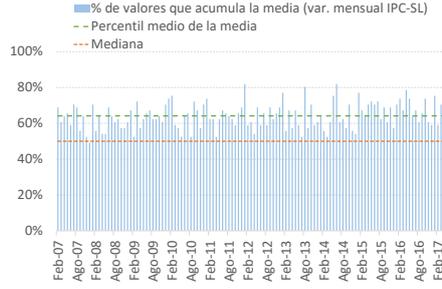


En cuanto a la asimetría, en la Figura 3 se observa que el promedio de los percentiles de la media se ubicó en torno al 60% para los tres aglomados y que la mayor parte del tiempo el percentil de la media se ubica por encima del percentil de la mediana.⁵

Figura 3: Percentil de la media de las variaciones mensuales de precios por aglomerado



⁵ Las medidas de asimetría de Karl-Pearson y de Yule Bowley corroboran la asimetría positiva para las distribuciones de corte transversal de los tres aglomerados.



(c) San Luis

Por lo tanto, dado que se encontró asimetría positiva y exceso de curtosis en los tres aglomerados, se calculan medias podadas truncando porcentajes distintos en cada cola con el objetivo de corregir el sesgo por asimetría.

3.2.2. Volatilidad

Una alternativa estadística al criterio de exclusión es recalcular el índice según una medida de volatilidad como la que proponen Dow (1994) y Diewert (1995), que re-pondera los ítems según su varianza en relación al IPC. El índice de inflación núcleo obtenido de este enfoque utiliza una nueva estructura de ponderadores w_i que surge del cociente entre la inversa de la varianza de cada ítem y la suma de todas las inversas de la varianzas:

$$w_i = \frac{\frac{1}{\sigma_i^2}}{\sum_t \frac{1}{\sigma_i^2}} \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

donde σ_i^2 es la varianza que exhibe el índice de precios del ítem i . Cabe notar que los pesos son recalculados todos los períodos y que, al ser ponderadores históricos pueden ser sensibles a cambios de régimen.

3.2.3. Persistencia

Este enfoque, propuesto por Cutler (2001), considera que la inflación núcleo es aquella que refleja el componente persistente de la inflación con lo cual cada ítem debe ser ponderado según su habilidad para predecir la inflación agregada futura. La aplicación de este concepto consiste en correr modelos auto-regresivos de primer orden para cada ítem i que conforma el índice:

$$\pi_{i,t} = b_i * \pi_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

donde $\pi_{i,t-1}$ es la inflación mensual en t del ítem i , b_i es el coeficiente auto-regresivo y $\epsilon_{i,t}$ es el término de error. Un b_i negativo y estadísticamente significativo sugiere que los cambios de precios de ese ítem se revierten rápidamente. Cuánto mayor sea el coeficiente auto-regresivo, mayor es el efecto de cambios de precios pasados en la inflación actual. Siguiendo este razonamiento, los ítems son re-ponderados según:

$$w_i = \frac{b_i}{\sum_{i=1}^n b_i} \quad (10)$$

El problema con este método es que, por ejemplo, sobre-ponderará a un ítem con una alta volatilidad reciente si éste se mantuvo invariante durante un largo período de tiempo. Esto significa que en caso de que un ítem experimente una gran variación en su precio debido a un *shock* específico no monetario, la inflación núcleo que surge de la re-ponderación por persistencia sobre-dimensionará la variación de la inflación agregada dado que le asignará un peso relativamente más alto a ese ítem. Por lo tanto, a pesar de que este método exhibe un buen desempeño al asignar baja ponderación a ítems estacionales, tiene problemas cuando se producen saltos o grandes cambios en las series.

3.2.4. Componentes Principales

Otro método de extracción de señales, utilizado por el Banco Central de Canadá y el Banco Central de Portugal, consiste en extraer el factor común a las variaciones mensuales de los componentes de la inflación IPC a partir del cálculo del primer componente principal (ver al respecto Marques, Neves y Da Silva (2001), Bai (2001), Khan Morel y Sabourin (2013) y, Stock y Watson (2016)). El primer componente principal puede ser utilizado para obtener una estimación consistente de π_t^* en la ecuación (4) porque es una medida resumida de la varianza conjunta de los componentes del índice y no está afectada por movimientos de precios específicos de algún sector.

Luego de la estandarización de las variaciones mensuales de los ítems del índice agregado de precios según $x_{i,t} = \frac{\pi_{it} - \bar{\pi}_i}{\sigma_{\Delta i}}$, se puede escribir al primer componente principal $Z_1 = X\hat{\beta}$ como:

$$z_{1t} = \sum_{i=1}^n \beta_{1i} x_{it} \quad \forall \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

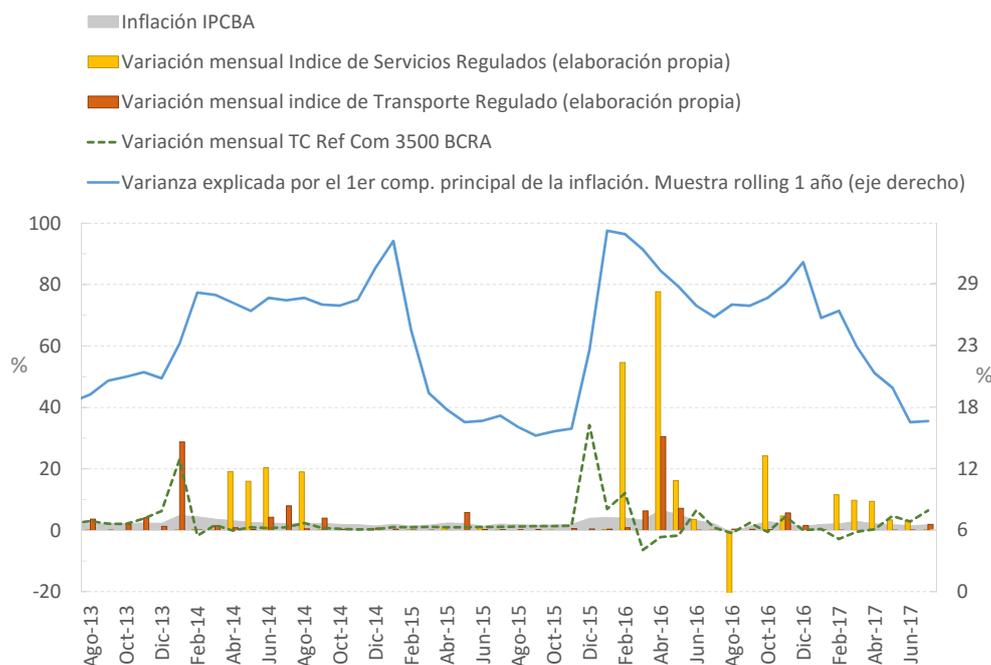
donde el vector de $\hat{\beta}_{1,i}$ representa la contribución del ítem i al primer componente principal. El nivel medio estimado en (11) es re-escalado para poder interpretarlo como una medida de inflación núcleo. El primer componente principal se calcula de manera recursiva, si bien este tipo de estimación no es perfectamente robusta a un cambio de régimen y teniendo en cuenta que Argentina está atravesando un proceso de desinflación-.⁶

A partir de la aplicación del método de componentes principales es posible obtener la proporción de la varianza conjunta que es explicada por el primer componente principal. Cuando la política monetaria tiene un sesgo expansivo sistemático, y por lo tanto la inflación exhibe un componente tendencial alto, se espera encontrar un co-movimiento persistente entre las inflaciones sectoriales y que el primer componente principal explique una proporción importante de la variabilidad conjunta. En cambio, cuando se producen cambios de precios relativos, el co-movimiento entre las series puede aumentar transitoriamente, por efectos de segunda ronda, pero no debiera perdurar en el tiempo .

La Figura 4 muestra la evolución de la varianza explicada por el primer componente principal de la inflación de CABA y es ilustrativo de lo anterior.

⁶Una extensión de este trabajo será calcular una medida de inflación núcleo que permita el tratamiento dinámico mediante el uso del filtro de Kalman.

Figura 4



Se puede observar que la varianza explicada por el primer componente principal aumentó en 2016, cuando se produjeron shocks de gran magnitud en precios relativos —a partir de la devaluación y de los ajustes de tarifas de servicios regulados y transporte— y que, luego de esos aumentos, disminuyó hasta alcanzar un valor de 15% en junio de 2017. Por el contrario, la varianza explicada por el primer componente principal permaneció relativamente estable en torno a 30% durante 2014, cuando los ajustes que se realizaron en las tarifas de los servicios públicos fueron de mucha menor magnitud a los observados en 2016 y 2017. Cabe notar que en 2015 la varianza explicada por el primer componente principal desciende a 15% y permanece en ese valor debido a que las tarifas se mantuvieron invariantes de manera artificial durante ese período, distanciándose así de la tendencia general de la variación de precios.

4. Evaluación Medidas de Inflación Núcleo por Aglomerado.

Esta sección presenta los resultados de la aplicación de cada una de las metodologías al cálculo de la inflación núcleo para el IPC Ciudad de Buenos Aires, el IPC de San Luis y el IPC de Córdoba. En particular, para los tres aglomerados se calculó la medida de inflación núcleo que surge de la extracción del primer componente principal (IPC-PC), el indicador de inflación núcleo que surge de la aplicación de la media truncada simétrica (IPC-MT) y asimétrica (IPC-MTA) y las medidas que re-ponderan los ítems según su volatilidad (IPC-Vol) y según su persistencia (IPC-Pers). La evaluación de los indicadores como medidas adecuadas de inflación núcleo se llevó a cabo siguiendo los criterios descriptos en la sección 3. El Cuadro 2 presenta los resultados de la evaluación de los indicadores calculados para Argentina ordenados según desempeño relativo.

Cuadro 2: Resultados de la Evaluación

<i>IPC Ciudad de Buenos Aires</i>	IPC-CP	IPC-MTA 30%	IPC-MTA 60%	IPC-Vol	IPC-Pers	IPC-MT 30%
Menos Volátil que Headline	√	√	√	√	×	√
$z_t = \pi_t - \pi_t^*$ es estacionaria con media cero	√	√	√	√	√	×
π_t^* anticipa temporalmente a π_t	√	√	√	√	√	-
π_t no anticipa temporalmente a π_t^*	√	√	√	√	×	-
π_t^* es exógena débil en relación a π_t	√	√	√	√	×	-
Orden según Capacidad Predictiva	1	2	3	4	-	-

<i>IPC San Luis</i>	IPC-MTA 30%	IPC-MTA 60%	IPC-Vol	IPC-CP	IPC-Pers	IPC-MT 30%
Menos Volátil que Headline	√	√	√	√	×	√
$z_t = \pi_t - \pi_t^*$ es estacionaria con media cero	√	√	√	√	√	×
π_t^* anticipa temporalmente a π_t	√	√	√	√	√	-
π_t no anticipa temporalmente a π_t^*	√	√	×	×	×	-
π_t^* es exógena débil en relación a π_t	√	√	×	×	×	-
Orden según Capacidad Predictiva	1	2	-	-	-	-

<i>IPC Córdoba</i>	IPC-MTA 30%	IPC-CP	IPC-MTA 60%	IPC-Vol	IPC-Pers	IPC-MT 30%
Menos Volátil que Headline	√	√	×	×	×	√
$z_t = \pi_t - \pi_t^*$ es estacionaria con media cero	√	√	√	√	√	×
π_t^* anticipa temporalmente a π_t	√	√	√	√	√	-
π_t no anticipa temporalmente a π_t^*	√	√	√	×	√	-
π_t^* es exógena débil en relación a π_t	√	√	√	√	√	-
Orden según Capacidad Predictiva	1	2	3	-	-	-

En el cálculo de medias truncadas se seleccionaron los porcentajes de truncamiento que minimizan el sesgo explicado en (4'). En el caso de Ciudad de Buenos Aires y Córdoba, el truncamiento óptimo al 30 % es de 27 % en la cola izquierda y de 6 % en la cola derecha. Mientras que, en el caso de San Luis, la minimización del sesgo para un truncamiento total de 30 % se obtiene podando 20 % de la cola izquierda y 10 % de la cola derecha. Adicionalmente, se estudió el efecto de ampliar el truncamiento del indicador IPC-MTA de 30 % al 60 %, encontrándose que un mayor truncamiento no modifica sustancialmente el desempeño de esta medida.

En el caso del IPC de la Ciudad de Buenos Aires la medida de inflación núcleo con mejor desempeño es la que surge del cálculo del primer componente principal, mientras que en el caso del IPC San Luis y de Córdoba el indicador con mejor desempeño surge de la media truncada asimétrica. Las Figuras 5, 6 y 7 exhiben las medidas seleccionadas para Ciudad de Buenos Aires, San Luis y Córdoba, respectivamente.

Figura 5: Inflación IPCBA y medida núcleo seleccionada

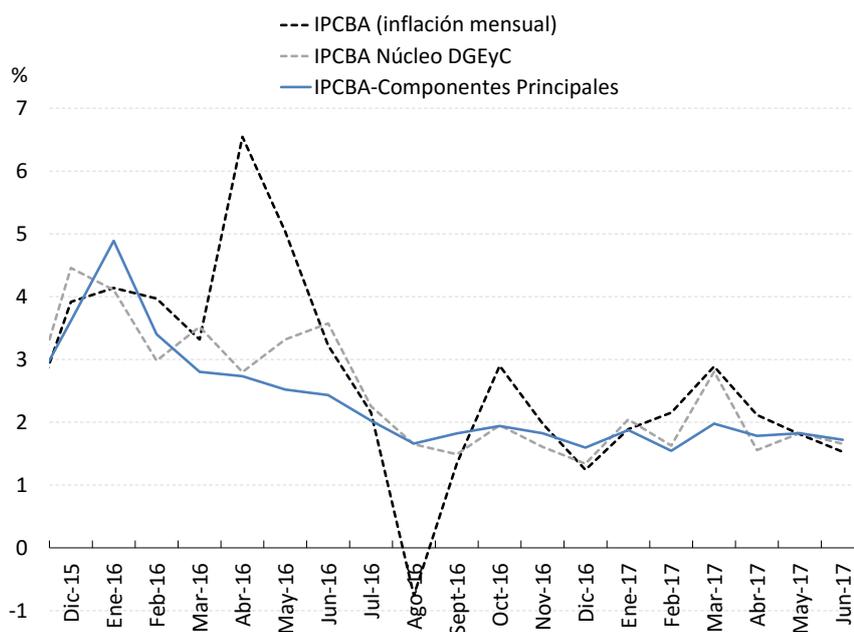


Figura 6: Inflación IPC San Luis y medida núcleo seleccionada

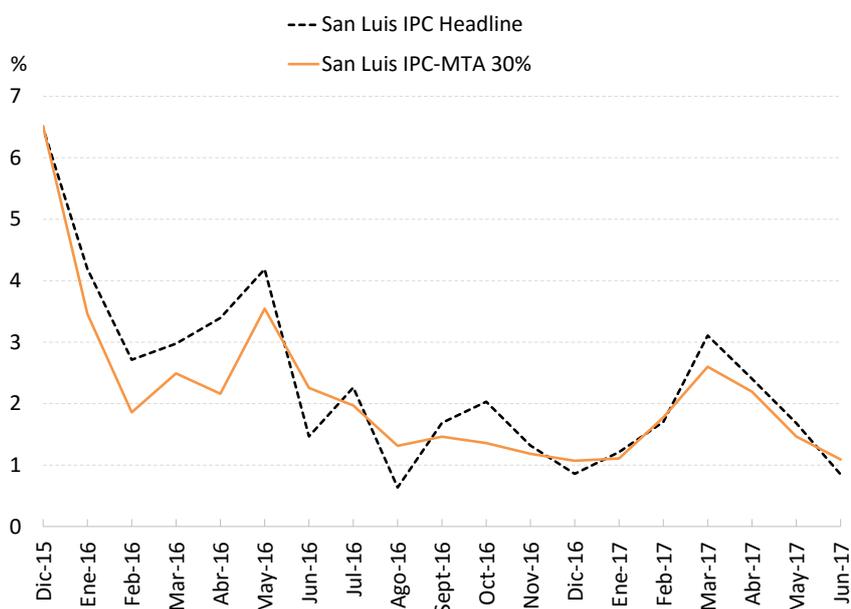
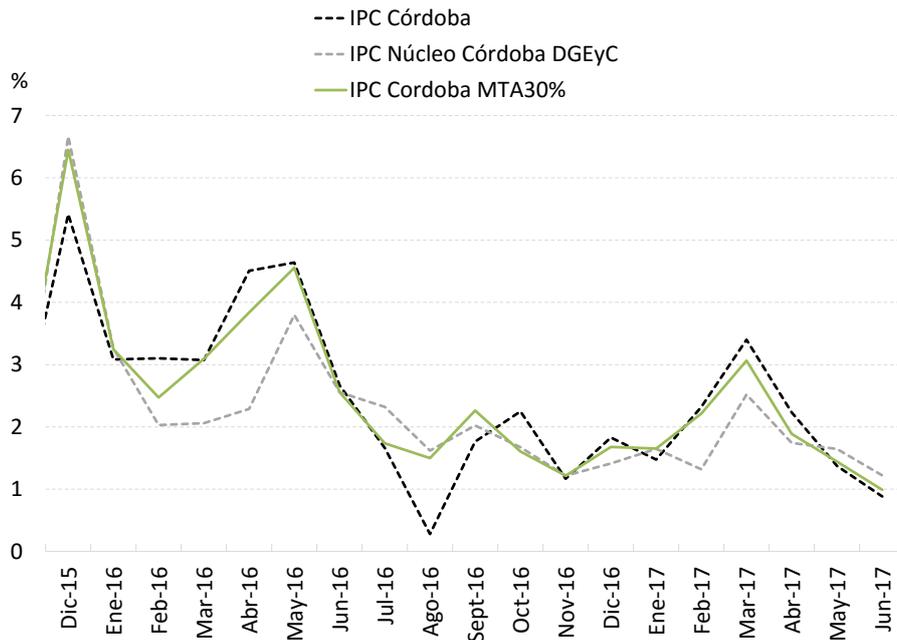


Figura 7: Inflación IPC San Luis y medida núcleo seleccionada



5. Conclusión

El presente trabajo calcula medidas estadísticas de inflación núcleo para el IPC Ciudad de Buenos Aires, el IPC San Luis y el IPC Córdoba, aplicando el método de componentes principales, el de medias truncadas y la re-ponderación de los índices según la persistencia y la volatilidad de las variaciones de precios de los ítems que los conforman. Considerando las propiedades deseables para un buen indicador de inflación núcleo se encuentra que, para el IPC de la Ciudad de Buenos Aires, el indicador calculado a partir del primer componente principal exhibe el mejor desempeño relativo; mientras que para el IPC de San Luis y el IPC de Córdoba, el mejor desempeño relativo lo exhibe la medida calculada a partir de la media truncada asimétrica al 30%.

Una extensión de este trabajo es el cálculo de una medida de inflación núcleo utilizando el filtro de Kalman para incorporar el análisis dinámico a la extracción del elemento no observable que contribuye a la inflación con carácter permanente o tendencial, el cual resulta particularmente interesante para Argentina que se encuentra atravesando un proceso de desinflación.

6. Bibliografía

- Blinder (1997). “Commentary.” Federal Reserve Bank of St. Louis Reviews, n° 79.
- Bakhshi, A and Yates, M. (1999). “To trim or not to trim?”, Bank of England. Working Paper n° 97.
- Bryan, Cecchetti and Wiggins (1997). “Efficient Inflation Estimation.” NBER, Working Paper 6183.
- Bryan and Cecchetti (1993). “The Consumer Price Index as a Measure of Inflation.” NBER Working Paper No. 4505.
- Bryan, Cecchetti and Wiggins, R (1997): “Efficient Inflation Estimation”. NBER. Working Paper. N° 6183.
- Bryan and Cecchetti (1994): “Measuring Core Inflation.” En Monetary Policy. Editado por Mankiw.
- Chamberlin (2009). “Core Inflation.” Methods Explained. Economic and Labour Market Review, Vol.3,no.3
- Clark (2001). “Comparing Measures of Core Inflation.” Federal Reserve Bank of Kansas City. Economic Review, no.2
- Cogley (2002). “A simple Adaptive Measure of Core Inflation” Journal of Money, Credit and Banking 34, no.1.
- Cuitiño, Tramontina and Vicente (2011). “Evaluación de indicadores de inflación subyacente para Uruguay” Banco Central del Uruguay.
- Cutler (2001). “Core Inflation in the U.K.” Bank of England External MPC Unit Discussion Paper no.3.
- D’Amato and Castagnino (2008). “Regime Dependence, Common Shocks and the Inflation-Relative Price Variability Relation”, Banco Central de la República Argentina, Documento de Trabajo 2008 n° 38
- D’Amato, Sanz and Paladino (2005). “Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina”, Banco Central de la República Argentina, Documento de Trabajo 2005 n° 1
- Diewert (1995). “Commentary” Federal Reserve Bank of St. Louis Reviews, n° 79
- Dolmas, J. (2005). “Trimmed Mean PCE Inflation.” Federal Reserve Bank of Dallas.” Working Paper n° 0506.
- Dow (1994) “Measuring inflation using multiple price indexes” Unpublished manuscript, Department of Economics, University of California-Riverside.

- Giacomini, R. and White, H. (2003): “Tests of Conditional Predictive Ability”, *Econometrica*, Vol.74, págs 1545-1578.
- Hogan, Johnson, and Lafleche (2001). “ Core Inflation.”Bank of Canada Technical Report no. 89.
- Khan, Morel and Sabourin (2015). “ A Comprehensive Evaluation of Measures of Core Inflation for Canada.”Bank of Canada.
- Khan, Morel and Sabourin (2013). “ The Common Component of CPI: En Alternative Measure of Underlying Inflation for Canada.”Bank of Canada. Working Paper n° 35
- Mankikar and Paisley (2004). “Core Inflation: A critical guide.”Bank of England. Working Paper n°242.
- Marques, Neves and Sarmiento (2003). “Evaluating Core Inflation Indicators..”*Economic Modelling* 20, no.4.
- Marques and Mota (2000). “Using the Asimmetric Trimmed Mean as a Core Inflation Indicator.”Banco de Portugal, Economic Bulletin.
- Marques, Neves and Mota (2001). “Using the First Principal Component as Core Inflation Indicator.”Banco de Portugal. Economic Bulletin. March 2001
- Rich and Steindel (2007). “A Comparison of Measures of Core Inflation.”FRBNY Economic Policy Review.
- Monge, Vargas and Carvajal (2011). “Medias Truncadas del IPC como indicadores de Inflación Subyacente en Costa Rica.”Banco Central de Costa Rica. Documento de Trabajo n°01.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2002a). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, n° 97
- Stock and Watson (2015). “Core Inflation and Trend Inflation.”NBER and Department of Economics Harvard University.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2016). “Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics.”In J. B. Taylor and H. Uhlig (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Volume 2.

Reconquista 266, C1003ABF
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina
Phone | 54 11 4348-3582
E-mail | investig@bcra.gob.ar
Web | www.bcra.gob.ar



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS