



MERCADO COMÚN DEL SUR MERCOSUR

GRUPO DE MONITOREO MACROECONÓMICO GMM

ESTUDIO GMM 1/2019

INFLACIÓN NÚCLEO EN EL MERCOSUR

JULIO DE 2019



Resumen ejecutivo

Los bancos centrales trabajan con distintos indicadores para perseguir su objetivo de estabilidad de precios. Un aspecto relevante es el de distinguir variaciones transitorias y permanentes en el IPC: captar movimientos conjuntos persistentes, dejando de lado desvíos transitorios (debidos, por ejemplo, a cambios en precios relativos). Para ello, se utilizan las llamadas medidas de inflación “núcleo”, en contraste con las reflejadas en variaciones del nivel general de precios.

Todos los países del Mercosur utilizan medidas de inflación núcleo. Las más usuales en el bloque son las de exclusión: todos los países publican alguna versión del IPC excluyendo algún conjunto de sus componentes. Asimismo, existen medidas que apelan a algún tipo de procedimiento estadístico a fin de captar la inflación núcleo, tales como las medias podadas o truncadas, los índices reponderados (por volatilidad o persistencia de sus componentes), las medidas basadas en componentes principales o incluso en modelos monetarios.

Los criterios para evaluar medidas alternativas incluyen el insesgamiento, la variabilidad relativa al IPC, la “atracción” respecto de la medida de nivel general y la capacidad predictiva de aquella. En los países del bloque se han llevado a cabo distintas evaluaciones, y no surge con claridad una única medida “óptima”; no obstante, puede afirmarse que las medidas estadísticas presentan en general mejores propiedades que las basadas en la exclusión mecánica de algún componente. Estas últimas, sin embargo, son las más habituales en ser publicadas (al ser más fáciles de comunicar); mientras que no todos los países del bloque publican las medidas estadísticas (que se usan como insumo para toma de decisiones, de todos modos).

El análisis econométrico muestra que en tres de los cuatro países miembros, ciertos shocks (tipo de cambio, precios regulados, nivel de actividad, precios internacionales) tendrían un impacto limitado en la dinámica de la inflación núcleo durante el período 2012-2019. En esos casos, la propia inflación núcleo sería el determinante más importante en la descomposición de varianza: esto puede interpretarse como que otros elementos, incluyendo la política monetaria y la persistencia inflacionaria, son muy significativos para explicar los llamados “efectos de segunda ronda” en los precios.

Luego de la propia inflación núcleo, el tipo de cambio y los precios regulados tienden a ser los factores individualmente más importantes en la descomposición de varianza de la inflación núcleo en el Mercosur. La descomposición histórica de varianza sugiere que en todos los países hubo episodios donde los precios regulados o la depreciación del tipo de cambio contribuyeron a la dinámica inflacionaria de corto plazo.

En general, y en base tanto a descomposición de varianza como a las funciones impulso-respuesta, cabría contrastar un subgrupo de países con del tipo de cambio es más importante para la inflación núcleo (Argentina, Uruguay), con otro donde no lo es (Brasil, Paraguay).



ÍNDICE

Introducción.....	5
1. La inflación núcleo y su relevancia para la política monetaria	5
1.1 Definición	
1.2 Metodologías alternativas para la medición de la inflación núcleo	
1.3 Criterios de selección de indicadores de inflación núcleo	
2. Medidas de inflación núcleo en los países del Mercosur	12
2.1 Argentina	
2.2 Brasil	
2.3 Paraguay	
2.4 Uruguay	
2.5 Bolivia	
3. Análisis econométrico de los países miembros del MERCOSUR.....	33
3.1 Estadísticas descriptivas	
3.2 Modelos econométricos	
3.3 Resultados comparados	
4. Conclusiones.....	53



INFLACIÓN NÚCLEO EN EL MERCOSUR

Introducción

Los bancos centrales trabajan con distintos indicadores para perseguir su objetivo de estabilidad de precios. Un aspecto relevante es el de distinguir variaciones transitorias y permanentes en el IPC; captar movimientos conjuntos persistentes, dejando de lado desvíos transitorios (debidos, por ejemplo, a cambios en precios relativos). Para ello, se utilizan las llamadas medidas de inflación “núcleo”, en contraste con las reflejadas en variaciones del nivel general de precios. Esta distinción es útil para la política monetaria: permite captar cambios en el IPC más asociados a la propia política (aumentos generalizados vs. cambios de precios puntuales); los shocks no monetarios deberían tener un efecto de primera ronda, pero limitado de segunda ronda; y pueden evitar la sobrestimación de cambios en la inflación (asociada a sesgos por sustitución, presentes en índices tipo Laspeyres).

Este trabajo analiza la relevancia de medidas de inflación núcleo para la política monetaria en los países del Mercosur, incluyendo un análisis comparativo de sus determinantes. ¿Qué medidas se usan para describir movimientos “tendenciales” de la inflación en estos países? ¿Cuáles son las más apropiadas, bajo ciertos criterios deseables? ¿Los shocks cambiarios o de precios relativos tienen impacto sobre esas medidas, esto es, dan lugar a efectos “de segunda ronda”? Estas preguntas se abordan con una perspectiva regional. Así, el trabajo debe verse como un complemento del producido por la Comisión de Diálogo Macroeconómico (CDM, 2018).

El informe se estructura como sigue. La sección 1 trata la definición de inflación núcleo, y sus metodologías de medición; incluye también un análisis de las propiedades que tal indicador debería cumplir. La sección 2 describe los indicadores usados en cada país del bloque: Argentina, Brasil, Paraguay, Uruguay y Bolivia (estado en proceso de adhesión). La sección 3 presenta un trabajo econométrico para comparar la respuesta de la inflación núcleo a posibles determinantes, en particular aquellos que se mostraron importantes para la dinámica inflacionaria en CDM (2018). La sección 4 presenta las conclusiones.

1. La inflación núcleo y su relevancia para la política monetaria

1.1 Definición

El control de la inflación es el principal cometido de un Banco Central y por ende ocupa un rol primordial en el diseño de la política monetaria. Atendiendo a este mandato, generalmente estos organismos eligen como referencia un índice de precios al consumo que resume el comportamiento de una amplia canasta de bienes. Este indicador está determinado por los cambios en cada uno de los artículos que lo componen, con distintas características en cuanto a volatilidad, persistencia y correlación con el índice agregado.

Para la política monetaria es importante distinguir entre cambios transitorios y permanentes, y entre tendencias comunes y factores específicos, que reflejan cambios en precios relativos. Si se acepta que la inflación es en el largo plazo un fenómeno monetario, los Bancos Centrales deberían reaccionar a novedades permanentes y comunes antes que a cambios transitorios y de precios relativos.



Al intentar distinguir estos componentes en la práctica, los hacedores de política se enfrentan a un problema de extracción de señal. Este concepto (Lucas, 1973) consiste en identificar en cada variación del conjunto de rubros del IPC $\pi_{i,t}$ un componente o tendencia común Π_t , ligado a desarrollos macro, y un componente específico $\mu_{i,t}$, que refleja *shocks* idiosincrásicos al mercado de un rubro en particular y generan cambios en los precios relativos:

$$\pi_{i,t} = \Pi_t + \mu_{i,t}$$

En este marco, suele definirse inflación subyacente como el componente común y más permanente de los movimientos en el nivel general de precios Π_t , siendo el componente ante el cual la política monetaria debería reaccionar (Wynne, 2008).

1.2 Metodologías alternativas para la medición de inflación núcleo

1.2.1 Indicadores de exclusión *ad hoc*

Este es un indicador muy popular que excluye del IPC general en forma sistemática aquellos componentes más volátiles con el objetivo de eliminar *shocks* de oferta de corto plazo (Gordon, 1975). Los componentes excluidos en países de la OCDE son usualmente alimentos y energía. En economías emergentes la participación de los alimentos en la canasta de consumo es mucho más elevada: en general se suele eliminar únicamente frutas y verduras, que son los productos cuyos precios presentan mayor variabilidad.

Algunos países del Mercosur también trabajan con un indicador que excluye los precios que están sujetos a fijación administrativa o regulación, integrados, entre otros, por las tarifas energéticas.

1.2.2 Indicadores de influencia limitada: medias truncadas

Este grupo de indicadores se deriva del enfoque de inflación subyacente como un problema de extracción de señal, por lo que busca eliminar el “ruido” de corto plazo causado por factores efímeros y volátiles.

Bryan y Cecchetti (1993) señalaron la necesidad de utilizar estimadores de influencia limitada en los casos en que la distribución de precios presenta valores de curtosis superiores a los de la distribución normal. Este indicador resulta robusto ya que elimina las observaciones extremas. A su vez, si la distribución de precios no es simétrica, las medias truncadas simétricas resultan indicadores sesgados. Por lo tanto, en estos casos proponen el cálculo de medias truncadas asimétricas; Bryan *et al* (1997) fueron los primeros en aplicar estos estimadores para Estados Unidos. Posteriormente su uso se ha generalizado, siendo estimadores muy difundidos actualmente¹.

El procedimiento de cálculo implica en primer término ordenar las variaciones mensuales de precios de menor a mayor para cada mes, con sus ponderaciones correspondientes, y calcular la ponderación acumulada. Este ejercicio se realizó para distintos niveles de truncamiento en ambas colas de la distribución.

¹ Ver por ejemplo Clark (2001), Cutler (2001), Hogan *et al* (2001), Mankikar y Paisley (2004), Dolmas (2005), Laflèche and Armour (2006). En la región lo aplican por ejemplo D’Amato *et al* (2006), Córdova *et al* (2008), y en Uruguay Furest y Vaz (1997), Pereira (2009).



En el caso de las medias simétricas se elimina el mismo porcentaje de ambos lados, mientras que en las asimétricas la proporción de truncamiento difiere entre las colas.

Siguiendo a Bryan *et al* (1997), se puede plantear más formalmente el problema de la siguiente forma: sea la muestra seleccionada $\{x_1, \dots, x_n\}$, y las ponderaciones $\{w_1, \dots, w_n\}$, ordenadas según lo explicado anteriormente. La suma de ponderadores hasta i se representa por $W_i = \sum_{j=1}^i w_j$. Las observaciones a ser

promediadas son las i tales que $\frac{a}{100} < W_i < \left(1 - \frac{b}{100}\right)$. La media truncada al (a%, b%) se define como:

$$\bar{x}_{a,b} = \frac{1}{1 - (a/100) - (b/100)} \sum_{i \in I_{a,b}} w_i \cdot x_i.$$

1.2.3 Indicadores de reponderación: ponderación por variabilidad

Siguiendo la misma idea del indicador anterior, Dow (1994) propuso obtener un indicador que se basa en ponderar a cada uno de los componentes del IPC por el inverso de su varianza. De esta manera, aquellos subrubros que exhiben mayor volatilidad tendrán menor peso relativo. Diewert (1995) operativizó esta idea, mientras que en otros trabajos, como Marques *et al* (2000), se utilizó el desvío estándar de la serie en lugar de la varianza como *proxy* a su variabilidad. Estos indicadores en su estado original fueron criticados debido a que no usaban las ponderaciones originales del IPC. Como respuesta a esta crítica, Laflèche (1997) propuso incorporar una doble ponderación, utilizando los ponderadores que surgen del inverso de la varianza junto a las ponderaciones originales del IPC².

Para operativizar el indicador original de Dow, se calculó la varianza de la variación de precios relativa (diferencia entre la variación mensual de precios de cada componente respecto a la del IPC general). Luego se construyó el ponderador de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$w_j = \frac{\frac{1}{\sigma_j^2}}{\sum_j \left(\frac{1}{\sigma_j^2} \right)}$$

Por último, se multiplicaron estos ponderadores por los índices de cada componente del IPC y se agregaron.

² Algunos trabajos relevantes que aplican este criterio son Hogan *et al* (2001), Laflèche and Armour (2006). En la región lo aplican por ejemplo D'Amato *et al* (2006), Córdova *et al* (2008), y en el caso uruguayo, Fernández (2005, 2006) y Pereira (2009).



Por otra parte, Diewert (1995) y Laflèche (1997) proponen calcular la varianza sobre la variación de precios

de cada componente. Algebraicamente sus propuestas consisten en: $\pi_t^{Diewert} = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{\pi_{jt}}{\sigma_j^2}}{\sum_{j=1}^N \frac{1}{\sigma_j^2}}$

$$\pi_t^{Laflèche} = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{w_j \pi_{jt}}{\sigma_j^2}}{\sum_{j=1}^N \frac{w_j}{\sigma_j^2}}$$

donde π_{jt} refleja la inflación del j-ésimo componente, σ_j^2 su varianza y w_j su participación en la estructura original del IPC. Como ya se comentara, la diferencia entra ambos es que el indicador de Laflèche repondera por las participaciones originales en el IPC.

1.3 Criterios de selección de indicadores de inflación núcleo

1.3.1 Criterios estadísticos

Insesgamiento

Dado que la inflación subyacente (IS) extrae señales firmes de la variación del IPC, un indicador de IS (IIS) razonable debería ser un estimador insesgado de la inflación *headline*. De lo contrario, no estaría capturando totalmente el componente permanente de la variación de precios. En este caso, se ubicaría sistemáticamente por encima (por debajo) de la inflación del IPC, generando una sobre (sub) estimación que daría señales falsas, no cumpliendo con su función.

Para testear insesgamiento la literatura se basa en dos criterios (ver por ejemplo Roger, 1997; Cutler, 2001; Laflèche y Armour, 2006). En primer lugar, se comparan las medias incondicionales en la muestra de cada IIS y de la inflación *headline*.

A continuación, con aquellos más cercanos a cumplir con este criterio, se regresa la inflación *headline* con respecto a cada IIS y se realiza una prueba de hipótesis conjunta utilizando el test de Wald. Para ello se estima la siguiente regresión:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \pi_t^* + v_t,$$

y se pone a prueba la hipótesis nula $\beta_0 = 0$; $\beta_1 = 1$

Este ejercicio constituye un test muy exigente. Si bien está ampliamente difundido en la literatura, puede presentar algunas falencias. Tal es el caso de un *shock* transitorio y profundo que eleve la inflación *headline* por algunos meses para luego retornar a sus niveles anteriores. Este es el caso típico de, por ejemplo, un *shock* sobre el precio del petróleo. Un buen indicador de IS no debería reaccionar a esta situación, generando entonces un sesgo negativo que en este caso sería adecuado. Si en el resto de la muestra este IIS está cercano a la variación del IPC es posible que este sesgo se mantenga en todo el periodo, con lo que se estaría



excluyendo este IIS según este criterio el que, sin embargo, habría desempeñado muy bien su función de mostrar una señal firme en la coyuntura posterior al *shock*.

Variabilidad

Siempre enfocados en el carácter de señal firme y suave de la IS se requiere que este indicador tenga menor volatilidad que la inflación *headline*, debido a que esta última está sujeta a *shocks* transitorios de oferta y cambios de precios relativos en el corto plazo que no deberían incidir sobre la primera (Hogan *et al*, 2001; Laflèche y Armour, 2006).

Se pueden utilizar dos medidas sugeridas en la literatura. En primer lugar, se compara la volatilidad relativa de cada IIS con la volatilidad de la inflación *headline* y se requiere que la varianza incondicional del indicador sea menor a la del IPC general. Este criterio simple se utiliza como selección.

Otro criterio descansa en la idea de que la IS debe presentar una evolución suave a la vez que debe brindar señales oportunas. Si se desea únicamente una serie suavizada se podrían utilizar como indicadores de IS distintos tipos de medias móviles o filtros estadísticos. Sin embargo, estos filtros no son útiles para brindar señales de alerta, pues atrasan a la inflación *headline*. Por lo tanto, se utiliza como criterio alternativo la desviación de cada IIS con respecto a una medida de inflación suavizada que, en este caso, siguiendo a la literatura tradicional desde Cecchetti (1996), se aproxima por una media móvil centrada de 36 meses. Como estadístico de resumen se utiliza la raíz del error cuadrático medio (RECM). Este estadístico se utiliza como criterio de ordenamiento.

Este criterio tiene el inconveniente de la elección subjetiva de la metodología de suavización del IPC general. Por ello en la literatura también se utilizan otros filtros, como Hodrick-Prescott y Henderson, sin que se encuentren grandes cambios en los resultados finales (ver Cecchetti, 1996; Bryan *et al*, 1997; Clark, 2001, Hogan *et al*, 2001; Córdova *et al*, 2008).

Atractor del IPC

La idea continúa siendo que el IIS debe aportar una señal fuerte respecto a la inflación. Para ello, además de insesgamiento y suavidad, se requiere que, cuando se producen desvíos entre ambas series, la IS atraiga al IPC general (Marques, Neves y Sarmiento, 2000; Mankikar y Paisley, 2004).

El desarrollo operativo de este concepto se formalizó en Marques *et al* (2000). Estudiando el caso de series de inflación I(1), el carácter de atractor de un indicador de IS viene dado por los siguientes requerimientos:

i) Ambas series deben estar cointegradas y debe existir un mecanismo de corrección de error (MCE) para forzar a la inflación *headline* a converger en el largo plazo a su tendencia pautada por la IS:

$$\Delta\pi_t = \sum_j \alpha_j \cdot \Delta\pi_{t-j} + \sum_j \beta_j \cdot \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

En esta ecuación debe existir un vector de cointegración \mathbf{z} y un MCE cuya velocidad está pautada por γ , el cual debe ser significativamente distinto de 0.

ii) Adicionalmente, se requiere que π_t^* sea exógena débil para los parámetros de esta ecuación, lo que se prueba si no se rechaza la hipótesis de $\lambda=0$ en la siguiente ecuación:



$$\Delta\pi_t^* = \sum_j \alpha_j \cdot \Delta\pi_{t-j} + \sum_j \beta_j \cdot \Delta\pi_{t-j}^* - \lambda \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

Existe una amplia discusión en la literatura con respecto al grado de integración de las series de inflación: la evidencia está dividida entre grado I(1) e I(0). Cuando la inflación es una serie estacionaria I(0) no puede aplicarse cointegración ni MCE, por lo que deben buscarse alternativas para probar los criterios propuestos por Marques *et al* (2000).

i) La condición (i) de atractor común puede reformularse como sigue: el atractor entre ambas series sería la propia media; por lo tanto, estas series deben tener igual media incondicional. Esto ya se mencionó como test del criterio de insesgamiento.

ii) Una alternativa para la condición (ii) de exogeneidad de π_t^* es computar un test de Granger tradicional, donde debe encontrarse que la IS causa *à la* Granger a la inflación *headline* y que además el recíproco no se cumple.

Capacidad de pronóstico

La IS, al ser el componente más persistente de la inflación, debe captar los nuevos desarrollos de la misma y por ende debe estar correlacionado con la inflación futura (Blinder, 1997). Esta idea es recogida entre otros por Cutler (2001), quien plantea que la IS debería tener cierto poder de proyección pues excluye los movimientos transitorios de la inflación, y Hogan *et al* (2001), que sostienen que las mediciones más útiles de IS deben minimizar las señales borrosas sobre la coyuntura y los desarrollos futuros de la inflación.

La idea del poder predictivo ha sido incorporada de diversas formas. Una opción sencilla y pragmática es simplemente computar las correlaciones temporales entre los IIS y la inflación *headline* a varios pasos en el futuro (Hogan *et al*, 2001).

Otra alternativa, más sofisticada, consiste en testear la pertinencia de la IS para proyectar la inflación *headline*. Para ello existen varias opciones de planteo econométrico y una interesante discusión en la literatura.

Originalmente, Cogley (1998, 2002) propone testear la siguiente ecuación:

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

en la cual el único argumento de proyección de inflación h pasos en adelante $(\pi_{t+h} - \pi_t)$ es la diferencia corriente entre la inflación *headline* y la IS $(\pi_t - \pi_t^*)$.

La prueba de hipótesis propuesta es: $\alpha_h = 0$, $\beta_h = -1$.

Si β es menor (mayor) a uno en valor absoluto la inflación subyacente sobre (sub)estima los cambios futuros en la inflación *headline* (IH). Esto impone que el único argumento para la predicción de la inflación sea la IS, lo cual es un requerimiento muy exigente.



Esta relación lineal puede resultar atractiva por su sencillez de cálculo. Sin embargo, no sería una buena representación, pues es muy probable que los errores del modelo no sean bien comportados en los periodos en los que la inflación presenta oscilaciones bruscas, lo que a su vez se correlaciona con periodos de alta inflación relativa, como es el caso de 2002-2003 en Uruguay.

Adicionalmente, se plantea que esta ecuación estaría mal especificada, al omitir variables importantes, como por ejemplo rezagos de IH, IS, centrales en el ajuste dinámico. Por ende, no es sorprendente que en general β no sea significativo (Catte y Sløk, 2005). Este criterio entonces no solo es muy restrictivo, sino que omite variables relevantes.

En realidad, cambios en IS pueden ayudar a predecir IH una vez que otras variables relevantes se incluyen en la ecuación. Esto deriva en una forma alternativa de plantear este criterio que puede resultar muy interesante y paliar en parte esta restricción: investigar si la información brindada por la IS mejora el desempeño o aporta información adicional para proyectar la inflación *headline*.

Una vez reconocido este aporte se plantea el dilema de cuál es el modelo base sobre el cual incorporar el IIS y observar su desempeño predictivo. Generalmente se parte de modelos autorregresivos (desde Bryan y Cechetti, 1993; luego por ejemplo Cutler, 2001; Hogan *et al*, 2001; Da Silva Filho y Figueiredo, 2009). Bryan y Cechetti (1993), además de usar un modelo autorregresivo, incorporan una ecuación estructural con dinero, tasa de interés, producto y precios, y hacen el mismo ejercicio de incorporar IS y reevaluar el poder predictivo del modelo.

Tratando de incorporar la larga discusión sobre este criterio, en este documento se utilizan tres medidas para evaluarlo, considerando los horizontes temporales $h=1, 3, 6, 12, 18$:

- Primero se calculan simples correlaciones temporales de los diferentes IIS con respecto a la inflación *headline* h pasos adelante, extrayendo conclusiones generales.
- Luego, para evaluar el desempeño relativo de los distintos IIS se utiliza el Error Cuadrático Medio:

$$ECM = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{T-h} (\pi_t^* - \pi_{t+h})^2$$
 , donde π_t^* es la inflación subyacente interanual en el periodo t , π_{t+h} es la inflación *headline* interanual adelantada h períodos.
- Finalmente, se prueba si cada indicador agrega información a un modelo de proyección del IPC. Para eso se corre la siguiente regresión: $\pi_{t+h} = \alpha + [\phi_p(L)\pi_t \cdot \theta_q(L)a_t] + \beta \cdot \pi_t^* + \varepsilon_t$, donde se proyecta la inflación *headline* h pasos hacia adelante π_{t+h} a partir de un modelo ARIMA de predicción (término entre paréntesis) y se incorpora como argumento adicional a la inflación subyacente corriente π_t^* . La razón de la elección de este modelo es que es un modelo de muy buen desempeño predictivo y disponible³. Luego, se testea la significación del coeficiente β , el que debe ser positivo. Este criterio, muy difundido en la literatura, se considera como de ordenamiento⁴.

³Ver Cuitiño *et al* (2010).

⁴ Ver, además de los citados, Lafleche (1997), Wynne (1999), Clark (2001), Cristadoro *et al* (2003), Dolmas (2005), D'Amato *et al* (2006), Lafleche y Armour (2006), así como Carballo (2008) y Pereira (2009) para Uruguay.



Otros criterios a tener en cuenta

Además de los criterios estadísticos existen otras características deseables que deberían cumplir los indicadores, las que son planteadas por Roger (1997) y luego Wynne (1999). En todos los casos son criterios de ordenamiento para este documento.

- *Robustez ante nueva información.* La idea es que, puesto que el indicador debe dar señales claras en la coyuntura, debe ser un indicador estable, por lo que tiene que estar sujeto a escasas y poco significativas revisiones ante la incorporación de nueva información.
- *Disponible en tiempo real, oportunamente.* En el mismo sentido que el punto anterior, este es un requisito deseable si se enfoca al IIS como instrumento útil para dar señales de avance en la coyuntura⁵.

En síntesis, la batería de criterios incluye cuatro estadísticos y dos no estadísticos deseables. Entre ellos se entiende que los más importantes del punto de vista conceptual son los de insesgamiento, variabilidad y atractor.

2 Medidas de inflación núcleo en los países del Mercosur

2.1 Argentina

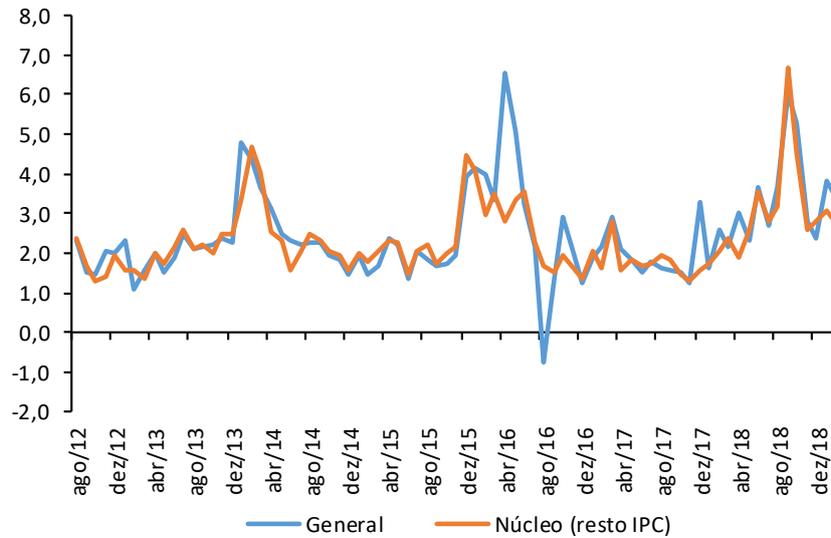
2.1.1 Medidas calculadas

Los indicadores públicos de inflación núcleo son de exclusión, contruidos a partir del IPC Nacional y el IPC de la Ciudad de Buenos Aires (CABA). A nivel provincial, la provincia de Córdoba también publica una medida de inflación núcleo junto con el IPC nivel general.

En el caso del IPC-CABA, se utiliza como proxy de la inflación subyacente la categoría “Resto IPC”: bienes y servicios que no son estacionales ni regulados (gráfico 2.1); ella representa el 78,15% de la canasta. Entanto, los bienes y servicios estacionales (8,91% de la canasta) incluyen: servicios relacionados con el turismo (hoteles, paquetes vacacionales, pasajes aéreos y ómnibus de larga distancia), frutas y verduras, y prendas de vestir. Finalmente, los bienes y servicios regulados o con alto componente impositivo (12,94% de la canasta) incluyen: transporte público de pasajeros, agua corriente, gas, energía eléctrica, combustibles, telefonía fija, cigarrillos, peajes. La serie comienza en julio de 2012 y es elaborada por la Dirección General de Estadística y Censos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

⁵ Además de estos dos criterios la literatura cita el de “entendible y reproducible por el público en general”. Este criterio es más importante cuando se utiliza al IIS para difusión y rendición de cuentas, con lo que no se considera aquí pues este no es el objetivo del paper. Este enfoque es seguido, por ejemplo, por el *Bank of Canada* (1997, 1999, 2001, 2006).

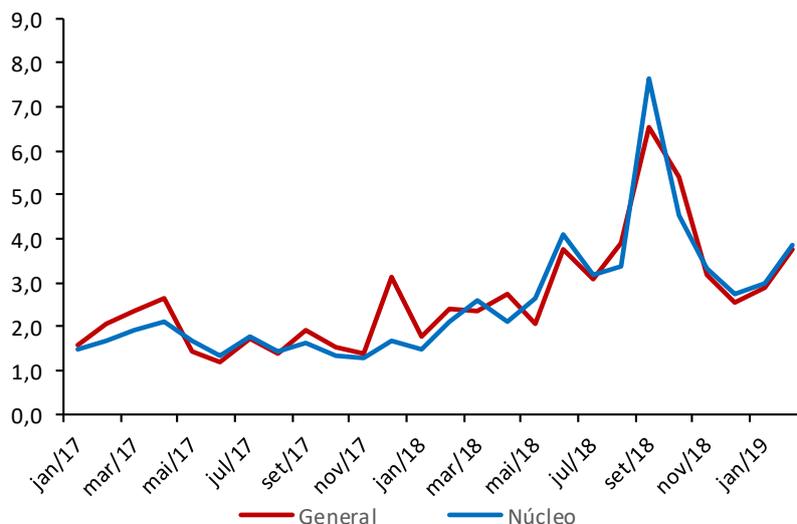
Gráfico 2.1. IPCBA general y núcleo (var. % mensual)



Fuente: Dirección de Estadísticas de CABA.

Para el IPC-Nacional, el IPC núcleo corresponde al grupo de bienes y servicios que no son estacionales ni regulados (69,9% de la canasta del IPC). Por su parte, los bienes y servicios estacionales incluyen: frutas, verduras, ropa exterior, transporte por turismo y alojamiento y excursiones (10,8% de la canasta). Los bienes y servicios regulados o con alto componente impositivo incluyen: combustibles para la vivienda, electricidad, agua y servicios sanitarios, sistemas de salud y servicios auxiliares, transporte público de pasajeros, funcionamiento y mantenimiento de vehículos, correo, teléfono, educación formal y cigarrillos y accesorios (19,4% de la canasta). La serie (gráfico 2.2) es publicada desde diciembre de 2016 por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

Gráfico 2.2. IPC Nacional general y núcleo (var. % mensual)



Fuente: INDEC.

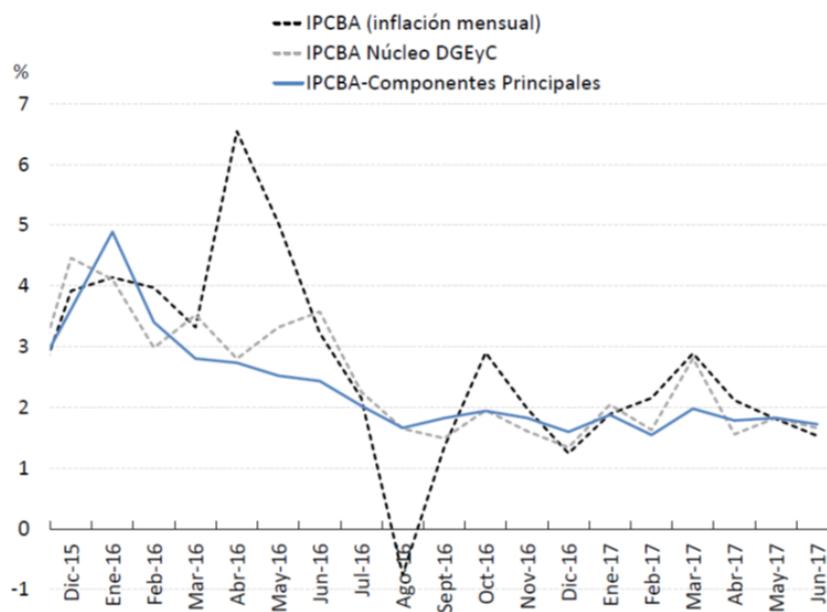
Las medidas “estadísticas” (que aplican algún tipo de procedimiento o filtro de los datos, más allá de la exclusión mecánica de algunos rubros) no son publicadas. Un trabajo reciente de Gómez Aguirre y Matarrelli

(2017) construye y compara medidas alternativas de inflación núcleo a partir de los índices de inflación nivel general de CABA, Córdoba y San Luis. Ellas comprenden: a) extracción del primer componente principal de la serie (IPC-PC); b) aplicación de la media troncada simétrica (IPC-MT); c) media troncada asimétrica (IPC-MTA); d) reponderación de los ítems según su volatilidad (IPC-Vol) y e) según su persistencia (IPC-Pers). En lo que sigue se muestra la evaluación respecto de la inflación de CABA.

2.1.2 Criterios de selección

Al computar las medias troncadas los autores seleccionaron los porcentajes de truncamiento que minimizan el sesgo de la inflación núcleo respecto de la del nivel general. En el caso de Ciudad de Buenos Aires, el truncamiento óptimo al 30% es de 27% en la cola izquierda y de 6% en la cola derecha. Adicionalmente, estudiaron el efecto de ampliar el truncamiento del indicador IPC-MTA de 30% al 60 %; hallaron que un mayor truncamiento no modifica sustancialmente el desempeño de esta medida.

Gráfico 2.3. Inflación Núcleo y General vs inflación núcleo por componentes principales



Fuente: Gómez Aguirre y Matarrelli (2017), basados en Dirección de Estadísticas de CABA.

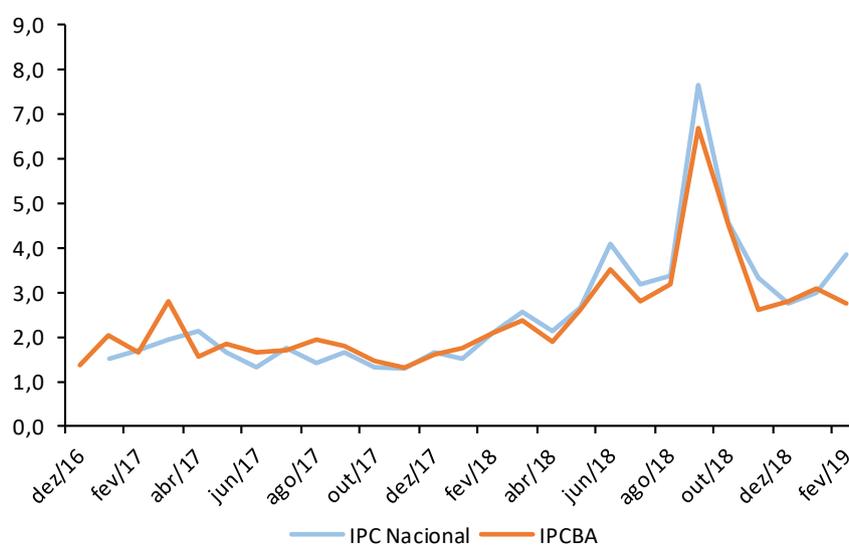
En el caso del IPC de la Ciudad de Buenos Aires, la medida de inflación núcleo con mejor desempeño es la que surge del cálculo del primer componente principal (gráfico 2.3). El desempeño se evalúa según los criterios generales reseñados en la sección 1: menor volatilidad que la inflación nivel general; carácter estacionario de la diferencia entre inflación general y núcleo; anticipación temporal; exogeneidad débil; y capacidad predictiva (ver Gómez Aguirre y Matarrelli, 2017). La inspección visual también revela un comportamiento más “suave” o tendencial de la inflación núcleo en base al componente principal respecto de las medidas públicas.

En el resto del documento se utilizan las medidas de inflación núcleo de carácter público (resto IPC CABA e IPC Nacional núcleo), por ser las que están disponibles periódicamente.

2.1.3 Evolución reciente y estadísticas descriptivas

La inflación resto del IPC CABA y la inflación núcleo del IPC Nacional exhiben una dinámica similar en años recientes (gráfico 2.4). Examinando la serie más larga (CABA), encontramos una inflación media comparable entre el núcleo y el nivel general, aunque con una menor volatilidad en la primera (como cabría esperar una medida que indique un comportamiento más tendencial). Las distribuciones son asimétricas (con medias positivas) y leptocúrticas, sin evidencia de una distribución normal (cuadro 2.1).

Gráfico 2.4. IPC Núcleo Nacional vs CABA (var. % mensual)



Fuente: INDEC y Dirección de Estadísticas de CABA.

Cuadro 2.1. Estadísticas descriptivas de inflación: nivel general y núcleo (CABA)

	Período jul-12 - feb-19	
	Var. % mensuales	
	IPC General	IPC Núcleo
Media	0,0245	0,0234
Mediana	0,0216	0,0206
Máximo	0,0654	0,0668
Mínimo	-0,0076	0,0129
Desvío est.	0,0116	0,0092
Sesgo	1,1649	1,9712
Curtosis	5,3938	8,3093
Coef. variación	0,4722	0,3949
Jarque-Bera	36,7286	14,3949
Probabilidad	0,0000	0,0000
Observaciones	79	79



2.2 Brasil

2.2.1 Medidas calculadas

De manera general, estas medidas buscan minimizar la influencia de los ítems de mayor volatilidad en el indicador agregado, para evaluar la tendencia de la inflación sin los efectos de perturbaciones temporarias sobre el comportamiento de los precios. Las medidas calculadas por el Banco Central de Brasil son las siguientes.

- **EX0:** excluye los precios de alimentos consumidos en el domicilio y precios regulados.
- **EX1:** excluye 10 ítems de alimentación en el domicilio, combustibles domésticos y combustibles de vehículos.
- **EX2:** excluye precios regulados, servicios ex-subyacentes, industriales ex-núcleo y alimentos más volátiles.
- **EX3:** excluye alimentos en el domicilio, regulados, servicios ex-subyacentes e industriales ex-núcleo.
- **Medias truncadas (MT):** excluye ítems con variación mensual por encima del percentil 80 o por debajo del percentil 20.
- **Medias truncadas con suavización (MS):** semejante a la medida anterior, pero antes de la exclusión, las variaciones infrecuentes son suavizadas.
- **Doble ponderación (DP):** reponderación de los pesos originales por los respectivos grados de volatilidad relativa.

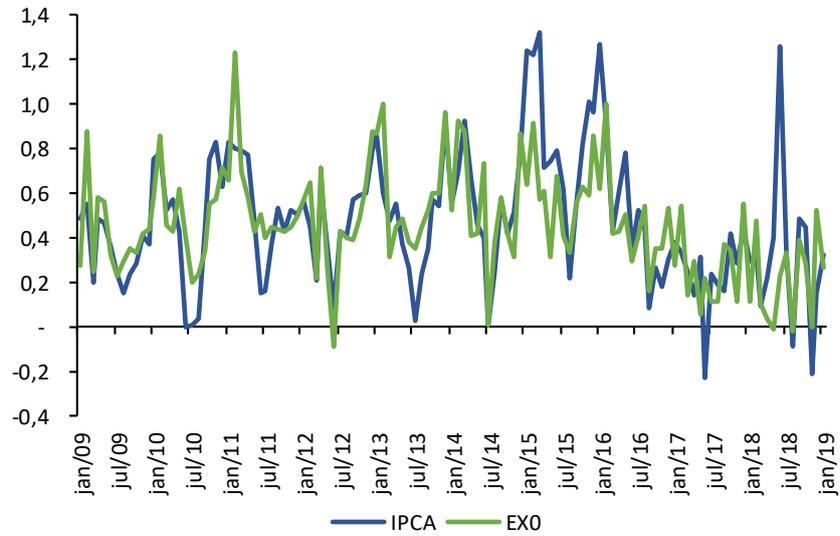
2.2.2 Criterios de selección

En la literatura, no existe consenso sobre la inflación núcleo ideal; de forma que normalmente se utiliza un conjunto de criterios para evaluar las distintas medidas. Como, en general, ninguna medida núcleo es superior a las demás en todos los criterios (ver sección 1), es común que los analistas monitoreen más de una medida. En ese sentido, la evaluación constante de nuevas metodologías para la construcción de medidas de inflación núcleo forma parte del proceso de monitoreo y análisis de la inflación. El Banco Central de Brasil monitorea actualmente siete medidas de inflación núcleo. De modo general, esas métricas buscan minimizar la influencia de los ítems de mayor volatilidad en el indicador agregado, con el objetivo de evaluar la tendencia de la inflación sin los efectos de perturbaciones temporarias sobre el comportamiento de los precios.

2.2.3 Evolución reciente y estadísticas descriptivas

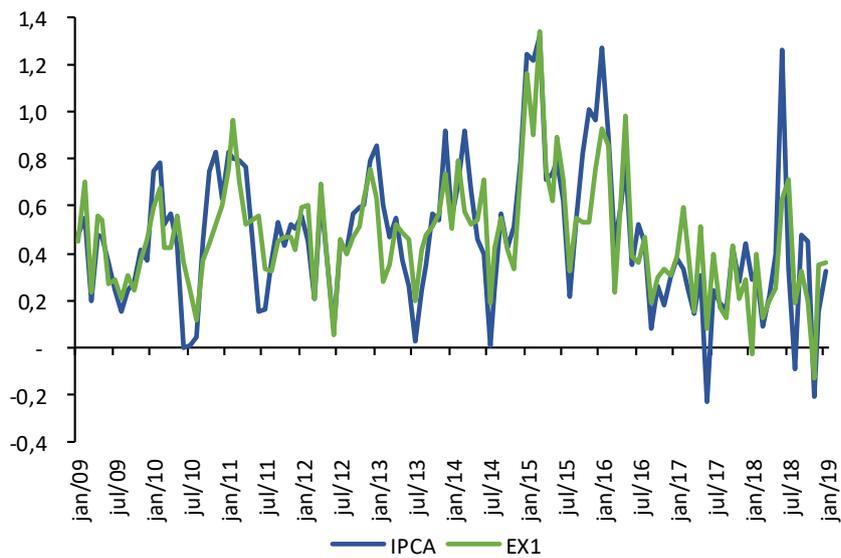
Ninguna de las medidas de inflación núcleo analizadas en el período de estudio demostró superioridad en relación a las demás en todos los criterios. Los núcleos EX-1, DP y MS no presentaron sesgos significativos en el período de estimación. En términos de capacidad de predicción y suavización, se destacan los núcleos MS, DP y MT (corregidos por sesgo). Los núcleos EX-0, EX-2, EX-3 y Mt presentan una mayor relación con el ciclo económico. El BCB destaca que trabaja no solo con una medida de núcleo, mas con un conjunto de ellas, con distintas propiedades.

Gráfico 2.5. EX0: excluye alimentación en el domicilio y regulados (var. % mensual)



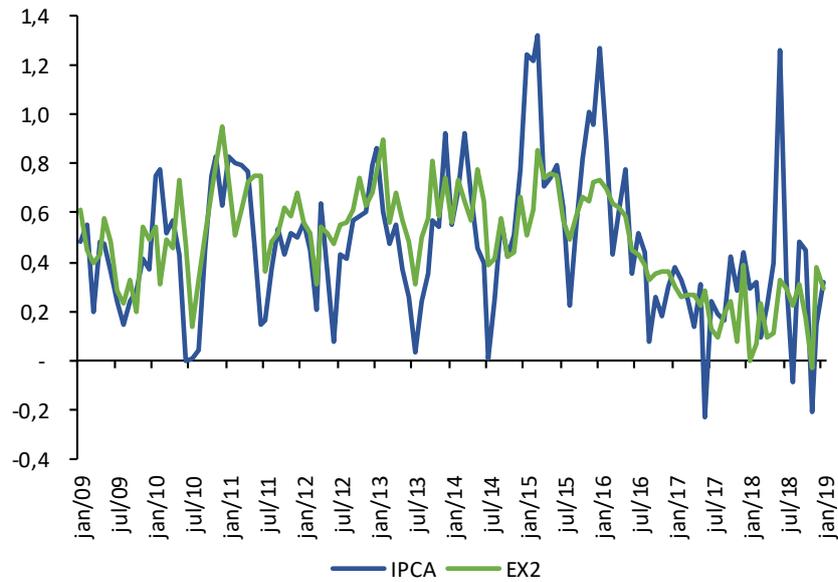
Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.6. EX1: excluye 10 ítems de alimentación en domicilio, combustibles domésticos y combustibles de vehículos (var. % mensual)



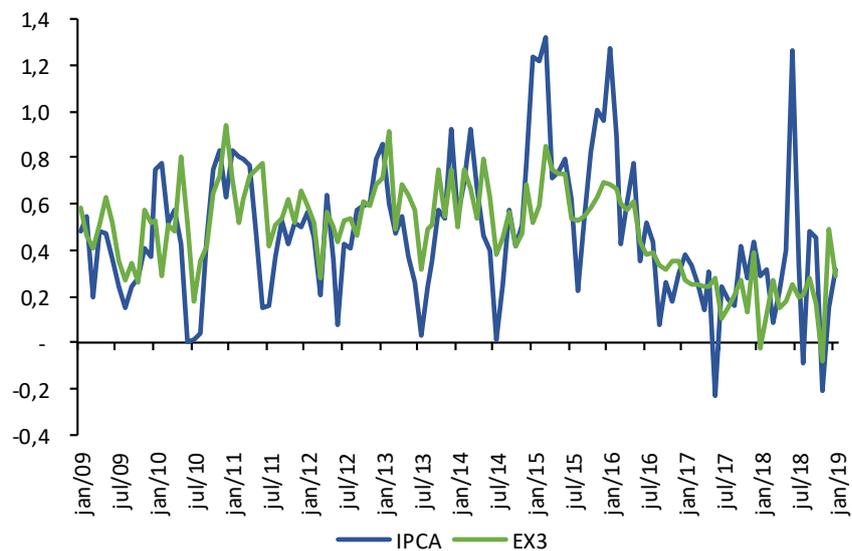
Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.7. EX2: excluye precios regulados, servicios ex-subyacentes, industriales ex-núcleo y alimentos más volátiles (var. % mensual)



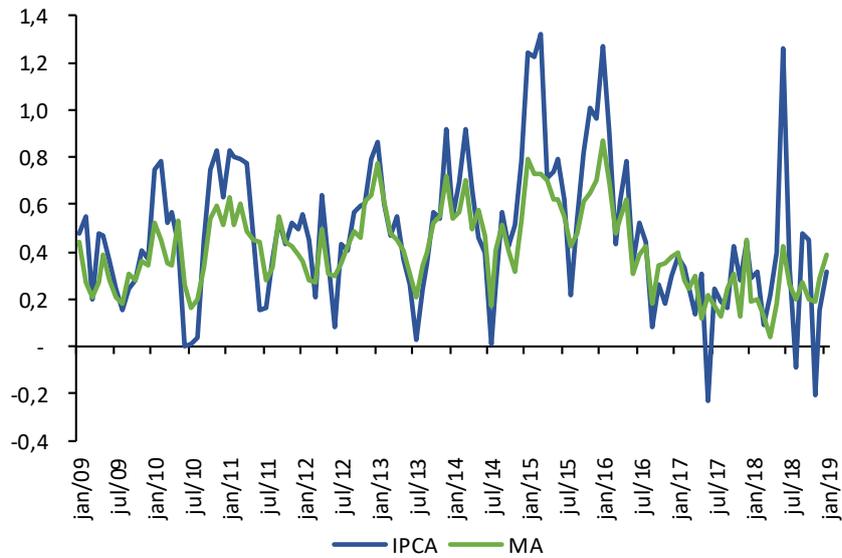
Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.8. EX3: excluye alimentos en el domicilio, regulados, servicios ex-subyacentes e industriales ex-núcleo (var. % mensual)



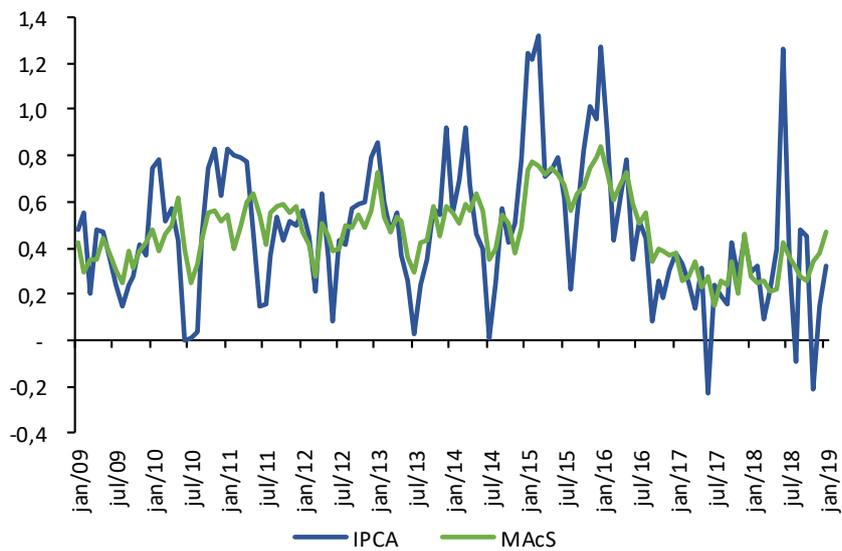
Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.9. Médias truncadas (MT): excluye ítems con variación mensual por encima del percentil 80 o por debajo del percentil 20 (var. % mensual)



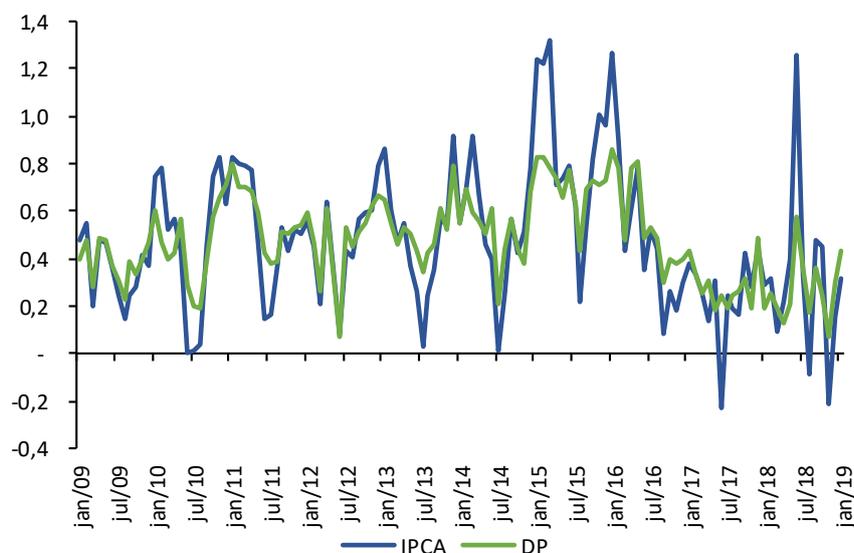
Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.10. Medias truncadas con suavización (MS): semejante a la medida anterior, pero antes de la exclusión, las variaciones infrecuentes son suavizadas (var. % mensual)



Fuente: Banco Central de Brasil.

Gráfico 2.11. Doble ponderación (DP): reponderación de los pesos originales por los respectivos grados de volatilidad relativa (var. % mensual)



Fuente: Banco Central de Brasil.

2.2.4 Evaluación y comunicación de las medidas

Como se mencionó antes, debido a la dificultad de determinar una medida ideal, normalmente se utiliza un conjunto de criterios para evaluar alternativas. Se espera que las medidas de inflación núcleo no presenten sesgos respecto de la inflación observada; que ayuden a prever y suavizar la inflación, anticipando el nivel de precios luego de que cesen los efectos de shocks temporarios; y que tengan una buena correlación con la brecha de producto, reflejando el componente cíclico de la demanda agregada (que reacciona a la política monetaria). En ese sentido, el BCB viene evaluando el desempeño de sus medidas de inflación núcleo por medio de tres criterios: i) sesgo; ii) capacidad predictiva y de suavización; y iii) correlación con el ciclo económica.

Sesgo

El sesgo de las medidas de núcleo puede ser testeado por la siguiente ecuación:

$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^n) + \varepsilon_{t+h}$ (1), donde π_t^n representa la variación mensual/MM3M de núcleo a ser testeado; π_t denota la variación mensual/MM3M del IPCA; y π_{t+h} representa la variación anual del IPCA h meses por delante. La ausencia de sesgo es representada por $\alpha_h = 0$. Si α_h fuere estadísticamente mayor (menor) que cero, la inflación tiende a ser subestimada (sobrestimada) por el núcleo. El desvío de corto plazo entre la inflación y la medida de núcleo es denotado por $(\pi_t - \pi_t^n)$. Cuando este componente transitorio es integramente filtrado por el núcleo, $\beta_h = -1$. Si β_h fuere mayor (menor) que -1, entonces hay una probable sobrestimación (subestimación) del desvío de corto plazo (Cogley, 2002; Amstad, Potter & Rich, 2017).

Capacidad de predicción y suavización

El desempeño de las medidas de inflación núcleo en términos de capacidad de predicción y suavización del IPCA puede ser evaluado de distintas formas. Una de ellas consiste en computar directamente el error medio



absoluto de las variaciones mensuales (o MM3M) anualizadas y desestacionalizadas de los núcleos respecto de medidas diversas del IPCA (inflación acumulada en tres, seis y doce meses por delante, por ejemplo). La capacidad predictiva de los núcleos también puede ser calculada después de corregir el sesgo. Para ello, basta computar los errores medios absolutos fuera de la muestra de (1).

Correlación con el ciclo económico

La sensibilidad de los núcleos a la brecha es testeada en base a una estimación de la curva de Phillips: $\pi_t^n = \alpha\pi_{t-1} + \beta E(\pi_{t+4}) + (1 - \alpha - \beta)\pi_t^* + \gamma h_{t-i} + \varepsilon_t$ (2), donde π_t^n denota la medida de núcleo a ser testeada; π_t representa el IPCA; π_t^* denota la inflación externa, medida por las variaciones del índice de *commodities*, en R\$ (IC-BR, en R\$); y h_{t-i} representa la brecha de producto, calculada en base a datos de utilización de la capacidad instalada y el desempleo. Los valores y la significatividad encontrados para γ indican la sensibilidad de los núcleos a las fluctuaciones económicas.

Las siete medidas de núcleo monitoreadas por el Banco Central de Brasil pueden ser consultadas en el *Sistema Gerenciados de Séries Temporais* (SGS) disponible en el sitio del BCB ([www.bcb.gov.br/Estatísticas/SériesTemporais\(SGS\)](http://www.bcb.gov.br/Estatísticas/SériesTemporais(SGS))). Eventualmente, se publican apartados sobre el asunto en los informes trimestrales de inflación, también disponibles en el sitio del BCB. Una revisión más detallada sobre la inflación núcleo en los documentos del BCB puede consultarse en el *Trabalho para Discussão 356* "Revisitando as medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil", de 2014, disponible en <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/default.asp>.

2.3 Paraguay

En Paraguay, se calculan diferentes medidas de inflación subyacente o núcleo, las cuales pretenden reflejar la tendencia de la inflación total y convertirse así en fuente de información útil y precisa para la toma de decisiones de política monetaria.

2.3.1 Medidas calculadas

Se calculan un total de nueve medidas de inflación subyacente o núcleo, las cuales se exponen a continuación.

- **Inflación subyacente:** este indicador se obtiene excluyendo a los subgrupos de frutas y verduras de la canasta familiar utilizada para el cálculo del IPC general. Luego se reponderan los artículos restantes de la canasta y se usan los nuevos pesos para el cálculo del índice.
- **Inflación subyacente X1:** este indicador se obtiene excluyendo, además de los subgrupos de frutas y verduras, a los servicios tarifados y a los combustibles de la canasta familiar utilizada para el cálculo del IPC general. Luego se reponderan los artículos restantes de la canasta y se usan los nuevos pesos para el cálculo del índice.
- **IPC exclusión o IPC-EX:** este índice se obtiene excluyendo de la canasta familiar a aquellos grupos que presentan mayor volatilidad. La volatilidad de los grupos se estima mediante la desviación estándar relativa de las variaciones mensuales de los índices de precios de los diferentes grupos a lo largo de un periodo determinado. Se excluyen de la canasta aquellos grupos con desviación estándar relativa superior a dos. En Paraguay, el periodo utilizado para el cálculo de la desviación estándar es una *muestra de ventana expansible* que inicia en diciembre de 2007 y se actualiza cada doce meses. De esta manera, los grupos excluidos pueden variar de un año a otro dependiendo del resultado de la



desviación estándar relativa calculada hasta el fin del año inmediatamente anterior. Los grupos considerados más volátiles bajo esta definición, a diciembre del 2018, son los siguientes: carnes, pescados, frutas, hortalizas, azúcares, vehículos, servicio postal, turismo, educación preescolar y protección social. Luego se reponderan los grupos restantes de la canasta y se usan los nuevos pesos para el cálculo del índice.

- **IPC doble ponderación o IPC-DP:** este índice se obtiene reponderando los grupos de la canasta familiar de acuerdo a su volatilidad. La volatilidad en este caso se estima como la desviación estándar relativa de las variaciones mensuales de los índices de precios de los diferentes grupos durante los últimos doce meses. La reponderación de los pesos se realiza mediante la siguiente fórmula:

$$\tilde{w}_{i,t} = \frac{1/\sigma_{i,t}}{\sum_{i=1}^n 1/\sigma_{i,t}} w_{i,t}$$

Donde:

$\tilde{w}_{i,t}$: peso nuevo del grupo i en el periodo t

$\sigma_{i,t}$: desviación estándar relativa de las variaciones mensuales de los índices de precios del grupo i de los últimos doce meses

$w_{i,t}$: peso original del grupo i en el periodo t calculado como el cociente entre el monto gastado en el grupo i y el total del costo de la canasta en ese periodo

- **Media truncada simétrica no suavizada o IPC-MTS no suavizada:** este índice se obtiene a través de la eliminación del veinte por ciento de las menores y mayores variaciones mensuales de precios de la distribución de variaciones de precios de los cincuenta y seis grupos de la canasta familiar. La eliminación es simétrica, en el sentido que el veinte por ciento de las observaciones extremas son eliminadas de ambas colas de la distribución, quedando el sesenta por ciento de las observaciones centrales para el cálculo del índice resultante. Luego se reponderan los grupos restantes de la canasta y se usan los nuevos pesos para el cálculo del índice.
- **Media truncada simétrica suavizada o IPC-MTS suavizada:** este índice, al igual que el anterior, se obtiene tras eliminar el veinte por ciento de las observaciones extremas de ambas colas de la distribución de variaciones de precios. No obstante, antes de realizar el corte, se suavizan las variaciones infrecuentes de precios dividiéndolas en doce parcelas iguales que luego se distribuyen en el mes en que ocurren y en los once meses siguientes. En Paraguay, se consideró que nueve ítems presentan variación infrecuente: servicios de electricidad y combustible para el hogar, transporte público, vacaciones y turismo, gastos en educación preescolar y primaria, gastos en educación secundaria, gastos en educación post secundaria, gastos en educación terciaria, gastos en otros cursos y estudios, seguros.
- **Media truncada asimétrica no suavizada o IPC-MTAno suavizada:** debido a la elevada curtosis y al sesgo positivo que presenta la distribución de las variaciones mensuales de precios de los 56 grupos componentes de la canasta del IPC, para calcular este índice, se procede a eliminar las observaciones extremas de la distribución, pero de manera asimétrica, de manera a que el índice resultante no presente sesgo negativo con respecto al índice general. De esta manera, el nivel de truncamiento óptimo que minimiza la volatilidad y a su vez elimina el sesgo con respecto a la inflación total es el de

excluir el cuarenta por ciento de las observaciones extremas de la siguiente manera: el veinte y cuatro por ciento de las variaciones de precios son excluidas del extremo inferior de la distribución, y el dieciséis por ciento de las variaciones de precios son excluidas del extremo superior de la distribución.

- **Media truncada asimétrica suavizada o IPC-MTA suavizada:** para obtener este índice, al igual que con el IPC-MTS suavizada, las variaciones infrecuentes de los precios son suavizadas antes del corte. La suavización se realiza dividiendo las variaciones infrecuentes de precios en doce parcelas iguales y distribuyéndolas en el mes en el que ocurren y en los once siguientes. Luego, el veinte y cuatro por ciento de las variaciones de precios son excluidas del extremo inferior de la distribución, y el dieciséis por ciento de las variaciones de precios son excluidas del extremo superior de la distribución.
- **IPC núcleo o core:** Promedio simple de los índices IPC-MTS Suavizada, IPC-MTS No suavizada, IPC-MTA Suavizada, IPC-MTA No Suavizada, IPC-EX e IPC-DP.

2.3.2 Criterios de selección de indicadores

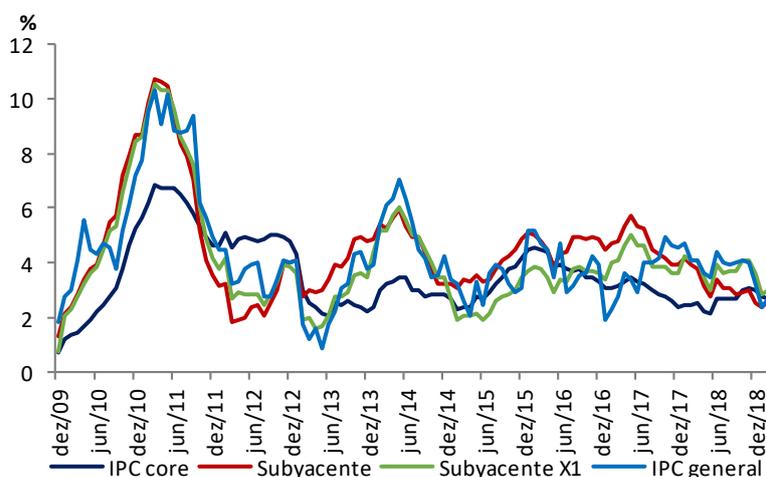
Debido a que no existe un consenso respecto a qué medida de inflación sería la ideal, en el Banco Central del Paraguay se analizan y evalúan simultáneamente las distintas medidas arriba mencionadas.

2.3.3 Evolución reciente y estadísticas descriptivas

La inflación núcleo es utilizada en Paraguay como una fuente de información importante que refleja la tendencia de la inflación total. Al observar las trayectorias de las variaciones interanuales de las medidas principales (gráfico 2.12), se puede observar que la de la inflación núcleo o core presenta una menor volatilidad que las inflaciones subyacente y subyacente X1, además de ubicarse, por lo general, en torno a la media de la serie de inflación total.

Si bien no es una medida perfecta de la tendencia de la inflación total, la inflación núcleo pretende brindar información adicional relevante para la toma de decisiones de política monetaria. En este caso, refleja en mayor o menor medida, la variación de los componentes menos volátiles de la inflación calculadas mediante diversos métodos estadísticos.

Gráfico 2.12. Trayectoria de medidas de inflación subyacente o núcleo



Fuente: Banco Central del Paraguay.



Adicionalmente, todas las medidas presentan elevados índices de correlación (indicador de Pearson) con respecto a la inflación total, como se observa en el cuadro 2.2.

Cuadro 2.2: principales estadísticas descriptivas de las distintas medidas de inflación subyacente o núcleo calculadas en Paraguay⁶

	Sesgo respecto al IPC General	Asimetría	Curtosis	Desviación estándar	Correlación con el IPC General
Subyacente	0,13	1,51	5,44	1,90	0,82
Subyacente X1	-0,19	1,64	5,61	1,95	0,91
IPC-EX	-0,41	0,50	2,21	1,49	0,56
IPC-DP	-0,58	0,78	3,53	1,39	0,75
IPC-MTS no suavizad	-1,61	0,73	3,26	1,20	0,69
IPC-MTS suavizada	-1,23	0,61	3,38	1,21	0,61
IPC-MTA no suavizac	-0,49	0,91	3,22	1,44	0,68
IPC-MTA suavizada	-0,41	0,75	3,22	1,37	0,61
IPC núcleo o core	-0,80	0,78	3,17	1,29	0,68
IPC general	0,00	1,38	5,06	1,86	1,00

Fuente: Banco Central del Paraguay.

2.3.4 Comunicación de las medidas

En Paraguay, la comunicación de los resultados del IPC se realiza a través de la publicación mensual de un informe y la actualización de los anexos estadísticos con las series de las distintas medidas relevantes para la interpretación del resultado del IPC general.

Las series que son publicadas tanto en el informe como en los anexos estadísticos son: el IPC general, el IPC subyacente y el IPC subyacente X1, con sus respectivas variaciones mensuales, acumuladas e interanuales.

Por otro lado, el IPC núcleo se presenta únicamente en el informe mensual con su respectiva variación mensual, acumulada e interanual, no así en los anexos estadísticos. Finalmente, las demás medidas de inflación subyacente o núcleo (IPC-MTS Suavizada, IPC-MTS No suavizada, IPC-MTA Suavizada, IPC-MTA No Suavizada, IPC-EX e IPC-DP) no se publican en la página web, sino son medidas de uso interno.

2.4 Uruguay

2.4.1 Medidas calculadas

Los indicadores de inflación núcleo se calculan a partir de los datos de IPC publicados mensualmente por el INE. De las medidas de inflación subyacente que se enumeran a continuación las primeras dos se publican trimestralmente en su versión Tendencia Ciclo en el Informe de Política Monetaria (IPOM), el tercero se

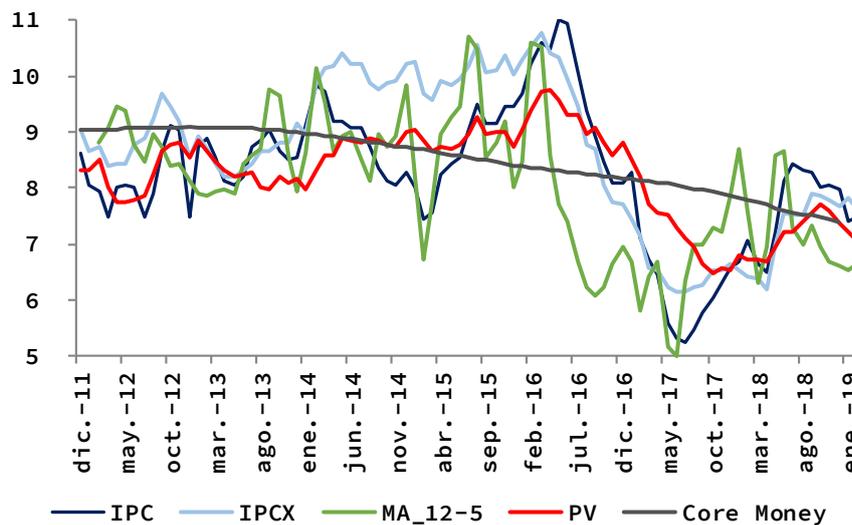
⁶ Los estadísticos para cada medida se calculan teniendo en cuenta la variación interanual de los índices para el período desde diciembre del 2009 hasta marzo del 2019.



calculó específicamente para este trabajo y el último se estima trimestralmente, siendo de uso interno de los servicios del Banco Central.

- **Indicadores de exclusión *ad hoc* o con fundamento económico.** IPC excluyendo volátiles (Frutas y Verduras) y Administrados. Núcleo sobre el que la PM tiene más poder: **IPCX**
- **Indicadores de exclusión variable: medias truncadas.** Se excluye la porción de precios más volátiles mes a mes en la distribución de precios de la canasta, truncamiento Asimétrico: α, β : **MA_12,5%**
- **Indicadores de reponderación por variabilidad.** Repondera rubros IPC en forma inversa a su varianza, Variantes: sobre el índice (simple), sobre var mes (Diewert), doble ponderación (Lafèche): **PV**
- **Indicadores basados en un modelo monetario de inflación:** precios implícitos en desequilibrio de largo plazo del mercado monetario: Core Money (**CM**).

Gráfico 2.13. Medidas de inflación núcleo



Fuente: Banco Central del Uruguay.

2.4.3 Criterios de selección

A continuación, se presentan los criterios con los cuales se hará el torneo de indicadores. Los criterios más importantes refieren a principios estadísticos, donde se hará la distinción entre criterios de selección y de ordenamiento. Los indicadores candidatos deberían cumplir con todos los criterios del primer tipo, mientras que aquellos de ordenamiento se utilizan para clasificar a los indicadores en función de su desempeño relativo. Se mencionan además otros criterios más allá de los estadísticos, como algunas características deseables que deberían cumplir los indicadores.

A fin de comparar los diferentes indicadores, se emplearon los siguientes criterios.

- **Insesgamiento:** dado que la inflación subyacente (IS) extrae señales firmes de la variación del IPC, un indicador de IS (IIS) razonable debería ser un estimador insesgado de la inflación *headline*.



- **Variabilidad:** se requiere que este indicador tenga menor volatilidad que la inflación *headline*, debido a que esta última está sujeta a *shocks* transitorios de oferta y cambios de precios relativos en el corto plazo que no deberían incidir sobre la primera (Hogan *et al*, 2001; Laflèche y Armour, 2006).
- **Atractordel IPC (selección):** el IIS debe aportar una señal fuerte respecto a la inflación. Para ello, además de insesgamiento y suavidad, se requiere que, cuando se producen desvíos entre ambas series, la IS atraiga al IPC general
- **Capacidad de Pronóstico:** el componente más persistente de la inflación debe captar los nuevos desarrollos de la misma por lo que tiene estar correlacionado con la inflación futura.

Torneo: insesgamiento

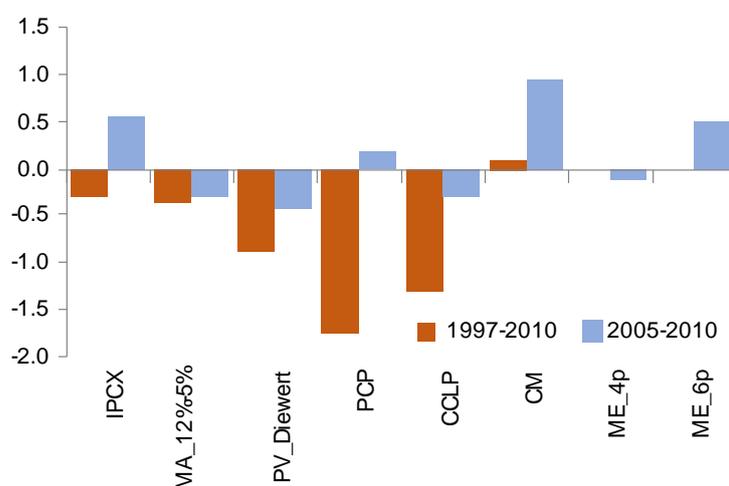
El siguiente cuadro presenta los resultados obtenidos. Las primeras dos filas muestran la media de la variación interanual del IPC para las muestras “larga” y “corta”, que es la norma de referencia. Las primeras dos columnas muestran media y sesgo de cada indicador para la muestra larga, mientras que las dos últimas lo hacen para la muestra corta.

Cuadro 2.3. Insesgamiento

Indicador (1)	1997-2010		2005-2010	
	Media	Sesgo	Media	Sesgo
IPC (mar1999 a dic2010)	8.34			
IPC (ene2006 a dic2010)	7.23			
IPCX	8.02	-0.31	7.78	0.55
Medias asimétricas				
MA_8%2%	8.78	0.45	7.53	0.29
MA_12%5%	7.98	-0.36	6.93	-0.30
MA_15%5%	8.55	0.21	7.55	0.32
Ponderación por variabilidad				
PV_Diewert	7.42	-0.91	6.80	-0.43
Análisis factorial				
PCP	6.58	-1.75	7.39	0.16
CCLP	7.19	-1.33	7.02	-0.30
Modelos				
CM	9.28	0.11	7.76	0.92
ME_4p			6.71	-0.12
ME_6p			7.50	0.49

Este criterio sencillo de insesgamiento requiere un umbral de tolerancia para las diferencias de las medias, lo que introduce un elemento *ad hoc* al análisis. Como sucede en estos casos, los extremos son transparentes (es decir, los IIS de menor y mayor sesgo), existiendo una zona media borrosa. Dado que este es un criterio de selección, se consideró un umbral relativamente permisivo, eliminando a los IIS que presentan un sesgo mayor a 0.6% (lo que implica un desvío de 8% de la inflación promedio del periodo de la muestra corta).

Gráfico 2.14. Diferencia de medias: IPC_NG - IIS



Torneo: variabilidad

Este criterio se evalúa a través de dos pruebas. Por un lado, el IIS debería presentar una menor varianza incondicional que la IH (criterio de selección). Por otra parte, se analiza el desvío del IIS con respecto a una medida de inflación suavizada, como la media móvil centrada de 36 meses (criterio de ordenamiento).

Cuadro 2.4. Variabilidad

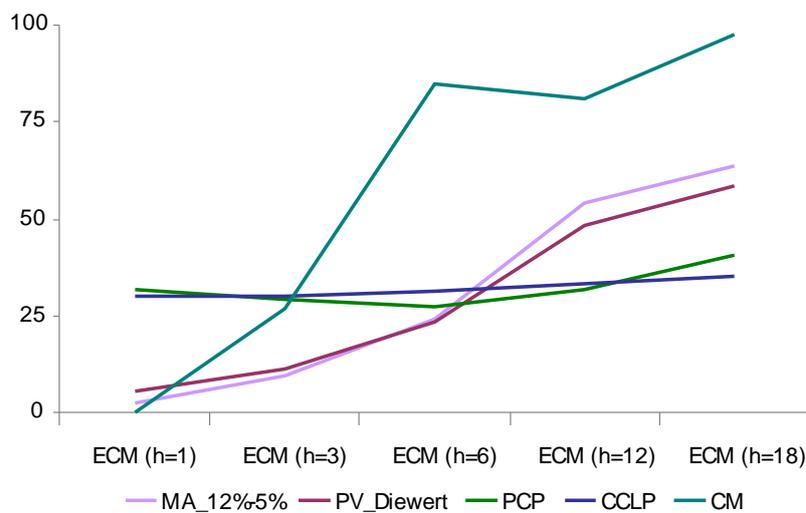
Indicador (1)	1997-2010		
	Varianza	¿Cumple criterio?	RECM
<i>IPC (mar1999 a dic2010)</i>	28.86		
IPCX	34.91	NO	4.62
Medias asimétricas			
MA_8%2%	27.90	SI	4.02
MA_12%5%	24.93	SI	3.81
MA_15%5%	26.62	SI	3.92
Ponderación por variabilidad			
PV_Diewert	17.19	SI	3.39
Análisis factorial			
PCP	6.98	SI	3.76
CCLP	1.56	SI	4.11
Modelos			
CM	7.50	SI	2.29
ME_4p	-	NO	-

Los resultados muestran que la mayor parte de los indicadores que superaron el criterio de incesgamiento también cumplen el criterio de variabilidad. Así, únicamente el de exclusión ad hoc (IPCX) exhibe una varianza mayor a la del IPC.

Torneo: capacidad de pronóstico

A partir del análisis del ECM a distintos horizontes se observa que los indicadores de influencia limitada presentan un mejor desempeño en horizontes cortos (1 a 3 pasos en adelante), mientras que al avanzar hacia horizontes más lejanos los indicadores basados en análisis factorial muestran una mejor performance relativa. Adicionalmente, tanto PCP como CCLP muestran errores relativamente estables a medida que se avanza en el tiempo; en particular, el PCP alcanza su mínimo en $h=6$, confirmando el análisis de correlaciones simples.

Gráfico 2.15. Capacidad de Pronóstico



Luego del torneo, cinco indicadores cumplieron con todos los criterios de selección: un indicador de la familia de medias asimétricas; otro de los que ponderan por variabilidad; los dos indicadores basados en análisis factorial (PCP y CCLP) y uno de los basados en modelos (*core money* - CM), los que surgen entonces como candidatos a incluir en un set de indicadores de inflación subyacente para el seguimiento de la coyuntura inflacionaria.

Dentro de este grupo, las medias asimétricas presentan un mejor desempeño en horizontes cortos, CM muestra una mejor *performance* relativa en horizontes más lejanos y los indicadores basados en análisis factorial, especialmente el CCLP se comportan en forma adecuada en todos los horizontes. Asimismo, CM presenta dificultades en la coyuntura por ser calculado en forma trimestral al tiempo que el análisis de episodios mostró un mejor desempeño de CCLP y CM y parcialmente del PCP y las medias asimétricas.

El indicador de exclusión fija (IPCX) no cumplió con algunos criterios; sin embargo, debería integrar la batería de indicadores, aunque con baja ponderación, dadas su sencillez de cálculo, poder comunicacional, relevancia en las proyecciones de corto plazo y solidez conceptual. Asimismo, el indicador basado en proyecciones solo está disponible para la muestra corta, con lo que se necesita un periodo más largo para evaluarlo más profundamente.

En cuanto a los indicadores de persistencia, si bien son sólidos conceptualmente, su desempeño en el torneo fue pobre, quizás por incluir ponderadores fijos en un periodo muy cambiante. Queda entonces en la agenda



incorporar ponderadores variables con coeficientes autorregresivos calculados con ventanas móviles, junto a la construcción de un indicador que pondere simultáneamente por persistencia y volatilidad.

2.4.4 Evolución reciente y estadísticas descriptivas.

En el siguiente cuadro se muestra una batería de estadísticas con datos actualizados a 2018 compatibles con los criterios utilizados para evaluar a los indicadores. Como se puede observar, tanto el IPC como el resto de las medidas de IIS presentan valores un tanto mayores a los del período analizado anteriormente. Cabe destacar que los IIS mantienen valores altos de correlación con la inflación.

Cuadro 2.5. Estadísticas descriptivas IPC e Indicadores de Inflación Subyacente

Indicador	IPC	IPCX	PV	MA_12-5	Core Money
Media	8.2	8.6	8.2	8.0	8.5
Mediana	8.3	8.7	8.3	8.3	8.6
Máximo	11.0	10.8	9.7	9.4	9.1
Mínimo	5.2	6.1	6.5	6.2	7.4
Desvío est.	1.2	1.4	0.8	1.0	0.5
Sesgo	-0.3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.5
Curtosis	3.2	2.0	2.3	1.8	2.0

Cuadro 2.6. Correlaciones entre IPC e Indicadores de Inflación Subyacente

	IPC	IPCX	PV	MA_12-5	Core Money
IPC	1.00	0.83	0.80	0.52	0.39
IPCX	0.83	1.00	0.87	0.78	0.60
Diewert	0.80	0.87	1.00	0.52	0.66
Lafleche	0.80	0.88	0.98	0.49	0.55
MA (12%5%)	0.52	0.78	0.52	1.00	0.71
Core Money	0.39	0.60	0.66	0.71	1.00

Por más información visitar: <http://www.bvrie.gub.uy/local/File/doctrab/2011/11.2011.pdf>

2.5 Bolivia

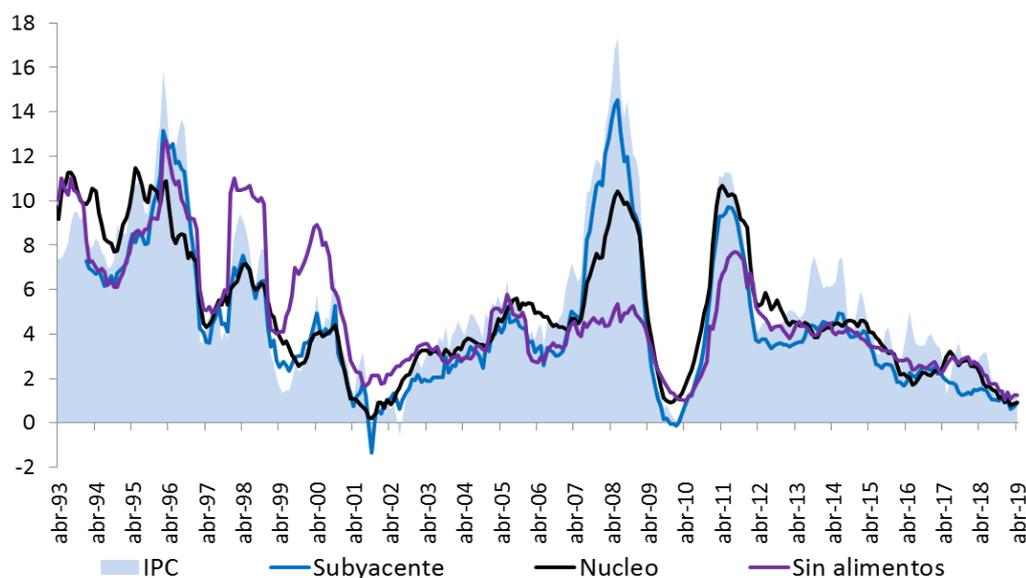
En el Banco Central de Bolivia (BCB) se utilizan medidas alternativas que reflejen con mayor precisión los cambios del nivel de precios internos, conocidos como Indicadores de Tendencia Inflacionaria (*core inflation*). Estos indicadores han contribuido a las autoridades de la institución poder determinar si existían presiones inflacionarias por el lado de la demanda o por el lado de la oferta, lo cual coadyuvó a tomar de decisiones acertadas y oportunas de política monetaria. El BCB cuenta con tres indicadores de tendencia los cuales han sido construidos a partir de diferentes metodologías. Estos indicadores son:

- **IPC-Núcleo:** Corresponde a la metodología de Exclusión fija. Excluye los alimentos con mayor volatilidad de precios (vegetales, frutas, carnes y otros), junto con los productos cuyos precios son regulados (pan, combustibles, servicios de transporte, de educación, entre otros), que representan el 43,4% del IPC con base 2016 (antes era el 50,8% del IPC Base 2007). Este indicador presenta buena capacidad de proyección de la inflación en el corto plazo y muestra un bajo grado de incesgamiento.

- **IPC-Sin alimentos:** Corresponde a la metodología de Exclusión fija. Excluye todos los productos alimenticios dentro del IPC que representan el 41,8% del IPC con base 2016 (antes era el 39,0% del IPC Base 2007). Es el menos volátil de los tres indicadores y también presenta un bajo grado de inestabilidad. Es un indicador útil para aproximar la persistencia de la inflación.
- **IPC- Subyacente:** Corresponde a la metodología de Media truncada. Se quita por ciudades los cinco artículos con las mayores variaciones mensuales positivas y los cinco con mayores variaciones negativas, además de los bienes cuyos precios varían por factores estacionales (que van cambiando por meses). Los artículos que se eliminan varían de un mes a otro y no se elimina por completo algún ítem puesto que el cálculo se lo hace por ciudades. Es un indicador más flexible que los anteriores, puesto que no elimina siempre los mismos ítems ni tampoco por completo, por lo que resulta útil para contrastar y corroborar los resultados de las metodologías de exclusión fija.

Se cuenta con información de estos tres indicadores desde inicios de los años noventa. A lo largo del tiempo han sido capaces de reflejar variaciones más acotadas que la inflación general. Asimismo, las diferencias en sus formas de construcción han permitido a los hacedores de política poder comprender, desde diferentes puntos de vista, que factores podrían explicar el comportamiento de la inflación.

Gráfico 2.16. Inflación General e Indicadores de Tendencia Inflacionaria (var. % interanual)



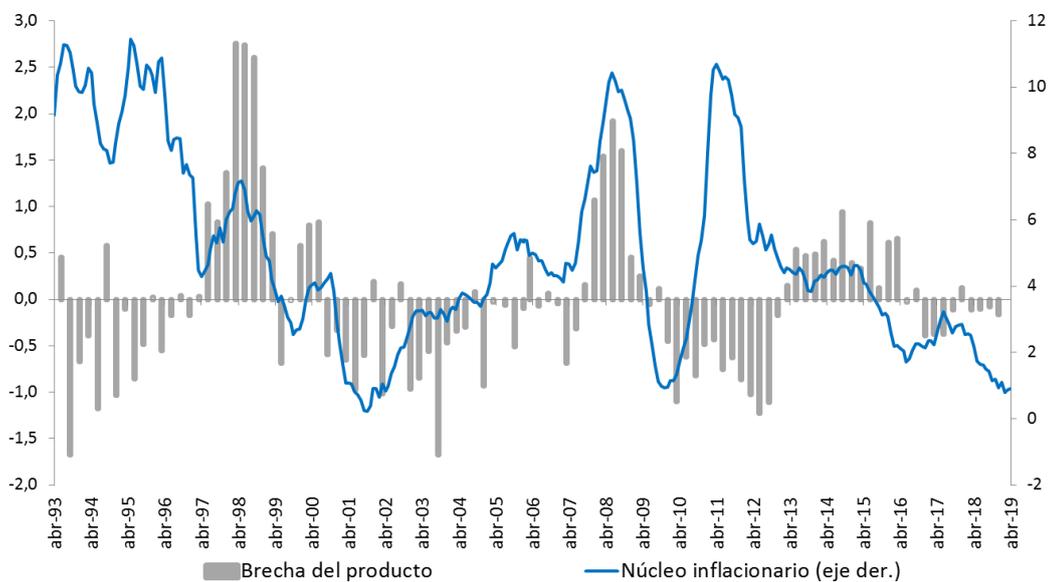
Fuente: Instituto Nacional de Estadística - Banco Central de Bolivia.

Estos indicadores son utilizados para diferentes propósitos. Por una parte, mensualmente se realizan presentaciones a las autoridades del BCB explicando las principales características de la variación del nivel de precios que se observaron en el mes precedente. El análisis de los indicadores de tendencia inflacionaria permite a las autoridades comprender mejor si son los factores por el lado de la demanda son los que están ejerciendo mayor influencia sobre la inflación total, o si son factores por el lado de la oferta.

Para la toma de decisiones de política al interior del BCB, no solo se observa el comportamiento de la inflación total, sino también otras variables entre las cuales se incluye los indicadores de tendencia. Asimismo, estos indicadores permiten aproximar/adelantar el comportamiento de otras variables de interés. Por ejemplo, el

comportamiento del núcleo inflacionario ha mostrado una relación significativa con el crecimiento del PIB potencial nacional. En ese sentido, se constituye en una buena medida para medir las presiones de demanda, especialmente porque su información se obtiene de forma más oportuna (los datos de inflación son de frecuencia mensual y se calculan rápidamente, mientras que los datos del Producto Interno Bruto se obtienen trimestralmente y con un rezago de hasta más de un trimestre).

Gráfico 2.17. Brecha del Producto e Inflación Núcleo (en porcentaje)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística - Banco Central de Bolivia.

Adicionalmente, los indicadores de tendencia inflacionaria del BCB han demostrado tener una buena capacidad de pronóstico puesto que contienen información estructural de mediano plazo. En ese sentido, al realizar las proyecciones de inflación (las cuales se realizan de forma semestral normalmente) se compara los resultados con los últimos datos de los indicadores de tendencia, puesto que existe una significativa probabilidad de que en los siguientes meses (especialmente hasta el sexto mes) la inflación presente tasas similares a las de los indicadores de tendencia inflacionaria. Asimismo, se realizan ejercicios de proyección considerando la información del núcleo inflacionario para poder contrastar con los de la inflación total.

Finalmente, los indicadores de tendencia del BCB son conocidos por el público en general puesto que los mismos son analizados y explicados en el Informe de Política Monetaria (publicado semestralmente), en la Memoria Institucional (publicado anualmente), y en diversos seminarios o foros a los cuales es invitado el BCB. Los mismos han sido de gran utilidad para explicar cambios abruptos en el comportamiento de la inflación general, que ciertos repuntes o caídas se debían a factores transitorios o estacionales. Por ejemplo, entre 2013 y 2014, la inflación general reflejó repuntes sustanciales (alcanzando tasas entre 6,1% y 7,5%) los cuales se debían a shocks de oferta, puesto que los indicadores de tendencia se mantuvieron estables (en torno a 4,2%). En ese sentido, comenzaron a constituirse en una referencia para el público en general, contribuyendo a mantener moderadas las expectativas de los agentes, especialmente en los últimos siete años.

Asimismo, han coadyuvado a explicar la postura de la política monetaria. Por ejemplo, a finales de 2014, la política monetaria adoptó una postura expansiva (ante el inicio de un contexto externo adverso) considerando que los indicadores de tendencia se mantenían estables.



Cabe mencionar que al interior del BCB en los últimos años se ha llevado adelante una evaluación exhaustiva de los indicadores de tendencia inflacionaria con los cuales opera actualmente el BCB, con el fin de conocer si estos todavía cumplen con propiedades adecuadas para aproximar la tendencia inflacionaria. Paralelamente, se han estudiado metodologías alternativas con el propósito de ampliar el conocimiento que se tiene del comportamiento de la inflación y complementar la información que ofrecen los otros indicadores.

Al repasar la literatura al respecto, uno se puede encontrar con distintas características que deben tener los indicadores y diferentes combinaciones de criterios para evaluarlos. También se pueden encontrar diferentes metodologías las cuales cuentan con diversas ventajas y desventajas. Entre las metodologías que se estimaron y evaluaron se encuentran:

- Medias truncadas simétricas
- Medias truncadas asimétricas
- Indicadores de reponderación por volatilidad
- Indicadores de reponderación por persistencia
- Filtro de Kalman
- Filtro con Función Wavelet
- Filtro No paramétrico
- Indicador latente, estimado a partir de un modelo SVAR considerando la restricción de largo plazo de Quah y Vahey (1995).
- Indicador basado en análisis factorial, se consideró la técnica del componente principal.

A partir de una amplia revisión bibliográfica, se determinó cuáles serían los criterios más adecuados y pertinentes para evaluar la capacidad y el desempeño de cada uno de los indicadores para el caso de Bolivia y corroborar si cuentan con mejores propiedades respecto al IPC total. Los criterios seleccionados fueron los siguientes:

- **Volatilidad:** Un indicador de persistencia debe presentar un menor grado de volatilidad que la inflación total, puesto que esta última está sujeta a shocks transitorios de oferta y cambios de precios relativos en el corto plazo que no deberían incidir sobre la primera (Hogan et al, 2001). Como en otras economías emergentes y en desarrollo, en Bolivia uno de los grupos que tiene mayor peso son los alimentos, los cuales son sensibles a shocks de oferta y, por lo tanto, presentan cambios temporales de sus precios, ejerciendo una alta influencia sobre la inflación total. En ese sentido, se escogió como primer criterio de evaluación que los ITI deban presentar un menor grado de volatilidad que el IPC.
- **Persistencia:** Reducir la volatilidad de un ITI no necesariamente implica eliminar los efectos de los shocks transitorios, se debe complementar analizando la persistencia (Khan et al, 2015).



- **Insesgamiento:** Dado que un ITI extrae señales firmes de la variación del IPC, un indicador razonable debería tener un nivel promedio similar al de la inflación observada (Jaramillo et al, 1999 y Cuitiño et al, 2011). Dado que los ITI son construidos con el fin de eliminar cambios de precios transitorios o estacionarios (positivos o negativos), no debería existir una razón para que se desvíen sistemáticamente de la trayectoria histórica de la inflación. Con la elección de este criterio se busca evitar el uso de un ITI que se sitúe sistemáticamente por encima o por debajo de la inflación medida con el IPC, puesto que estaría generando una sobre (sub) estimación de la evolución del componente permanente de la inflación, generando señales erróneas a los hacedores de política.
- **Capacidad de pronóstico:** Este es uno de los criterios más utilizados puesto que permite evaluar el contenido informativo de los ITI. Los ITI tienden a reflejar información estructural de mediano plazo, filtrando los choques de oferta de corto plazo (Jaramillo et al, 1999). En ese sentido, un ITI debería tener cierto poder de proyección (Cutler, 2001). Bajo esa premisa, los ITI deberían ser mejores variables para proyectar la inflación, puesto que la inflación calculada a partir del IPC se encuentra afectada por variaciones de precios transitorias.

Se debe mencionar que todas las pruebas se realizaron sobre las variaciones interanuales de los indicadores seleccionados y del IPC total. Cada criterio contó con al menos dos pruebas para poder contrastar y/o ratificar los resultados. Adicionalmente, se consideran dos muestras para evaluar la robustez de los indicadores a lo largo del tiempo, toda la muestra disponible (2009–2017) y una submuestra (2012–2017). La muestra se debe a que se tomó en cuenta como base toda la información desagregada del IPC Base 2007.

Los resultados mostraron que ninguna metodología de cálculo es superior al resto, todas presentan tanto ventajas como desventajas. En cuanto a los ITI utilizados actualmente por el BCB (IPC Núcleo, Sin Alimentos y Subyacente), todos cumplieron con los criterios establecidos.

En cuanto a las nuevas metodologías, después de considerar 27 indicadores, los que tienen un mejor desempeño, según los criterios de evaluación empleados, fueron los reponderados por volatilidad, las medias truncadas asimétricas, no paramétrico y modelo latente. En ese sentido, estos últimos se encuentran en una etapa de revisión final.

3. Análisis econométrico de los países miembros del MERCOSUR

En esta sección se busca estudiar posibles determinantes de la inflación núcleo en los países del MERCOSUR a través de una metodología homogénea. El objetivo es aproximarse a los factores que pueden influir sobre el componente más tendencial de la inflación, que impactan en ella más allá de los llamados efectos de “primera ronda”; y hacerlo con una perspectiva regional, de manera comparable entre los países del bloque.

Se emplean modelos econométricos de vectores autorregresivos (VAR), utilizando funciones de impulso-respuesta, descomposición de varianza y descomposición histórica de varianza. Los modelos incluyen la propia inflación núcleo, precios regulados, tipo de cambio, precios internacionales y nivel de actividad. Se busca determinar en qué medida estas variables influyen en la dinámica de corto plazo de la inflación núcleo. En principio, cabría esperar que tengan una influencia limitada, teniendo en cuenta que son impactos que deberían sentirse “en primer ronda”, pero disiparse en la medida en que la política monetaria no los convalide; o, dicho de otra manera, que logre anclar las expectativas de inflación. Esta sección busca medir si este patrón se encuentra en los países del Mercosur, y en qué medida difiere entre ellos.



Los datos tienen frecuencia mensual y abarcan el período comprendido entre enero de 2012 y marzo de 2019, entendiendo que factores de corto plazo deben corresponder a un período muestral no muy extenso. Como alternativa (no informada en esta sección) se trabajó con un período más largo (2007-2019), que permite captar la crisis financiera internacional; allí donde hay diferencias significativas en los hallazgos, se indican. Las estadísticas descriptivas corresponden a este período más largo.

Las medidas de inflación núcleo utilizadas están dentro de las descritas en la sección previa, y se detallan a continuación. Son indicadores individuales de exclusión, excepto en el caso de Brasil; allí se promedian varias medidas, algunas de las cuales son de exclusión.

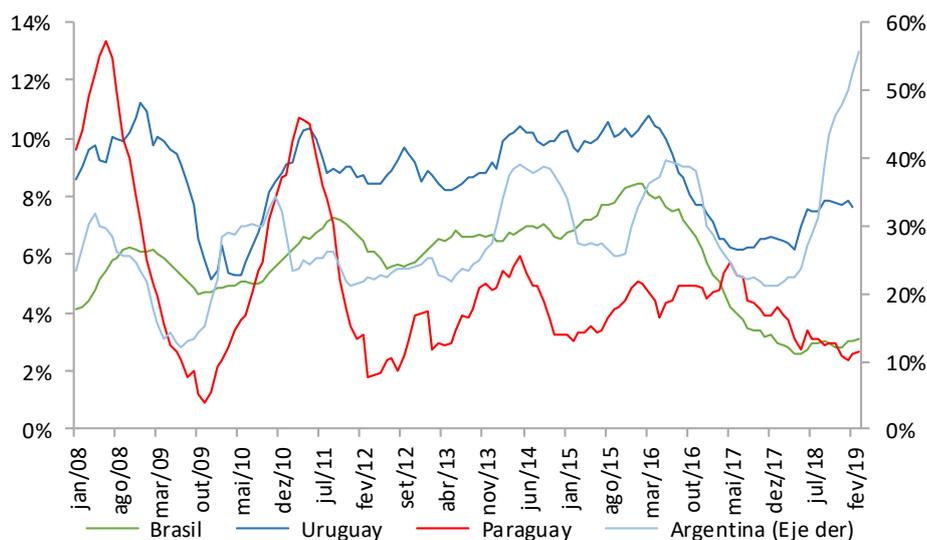
- Argentina: núcleo del IPC Nacional desde 2017 (excluye bienes y servicios con comportamiento estacional y regulados); empalme IPC GBA (2016), IPC S. Luis e IPC CABA (2012-2015).
- Brasil: promedio de siete medidas de IPC núcleo.
- Paraguay: inflación Subyacente X1 (excluye frutas y verduras, combustibles y bienes y servicios tarifados).
- Uruguay: IPCX (excluye frutas y verduras y precios administrados).

En esta etapa del proyecto, el análisis se limitó a los miembros plenos del Mercosur, pudiendo ampliarse en el futuro a los países en proceso de adhesión o a los asociados.

3.1 Estadísticas descriptivas

La inflación núcleo mensual muestra trayectorias disímiles en la región en el período 2007-2019, como se evidencia en la baja correlación que se observa entre los índices de los países. Sin embargo, la dinámica parecer estar sujeta a algunos shocks comunes: la crisis financiera global en 2009, el “taper tantrum” en 2013, y una desaceleración en 2016-2017 (ver Gráfico 3.1).

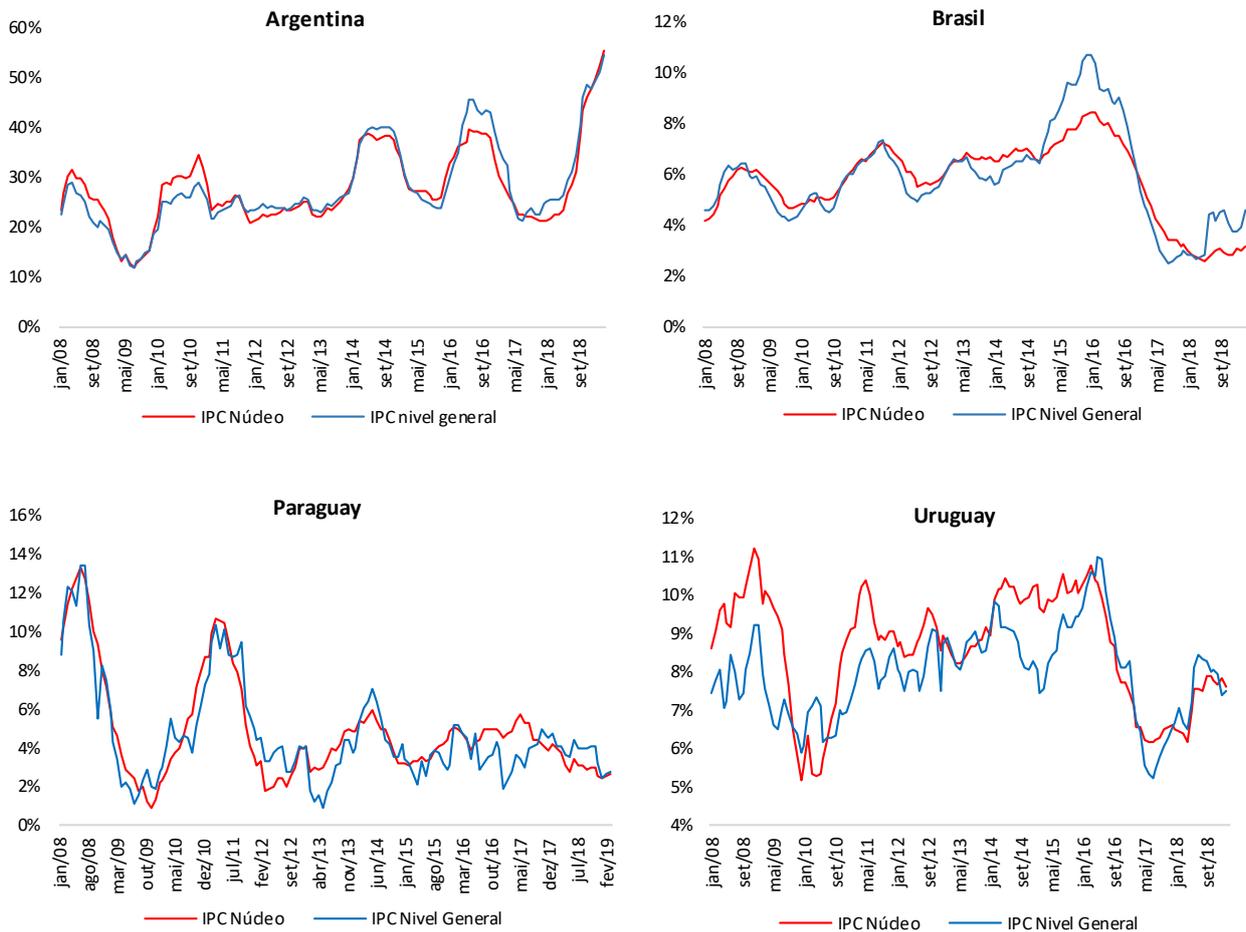
Gráfico 3.1. IPC núcleo (variación % interanual)



Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

La relación entre la inflación núcleo y el nivel general de inflación corrobora que la primera describe movimientos más tendenciales, como es deseable por la propia construcción de las medidas (ver Gráfico 3.2).

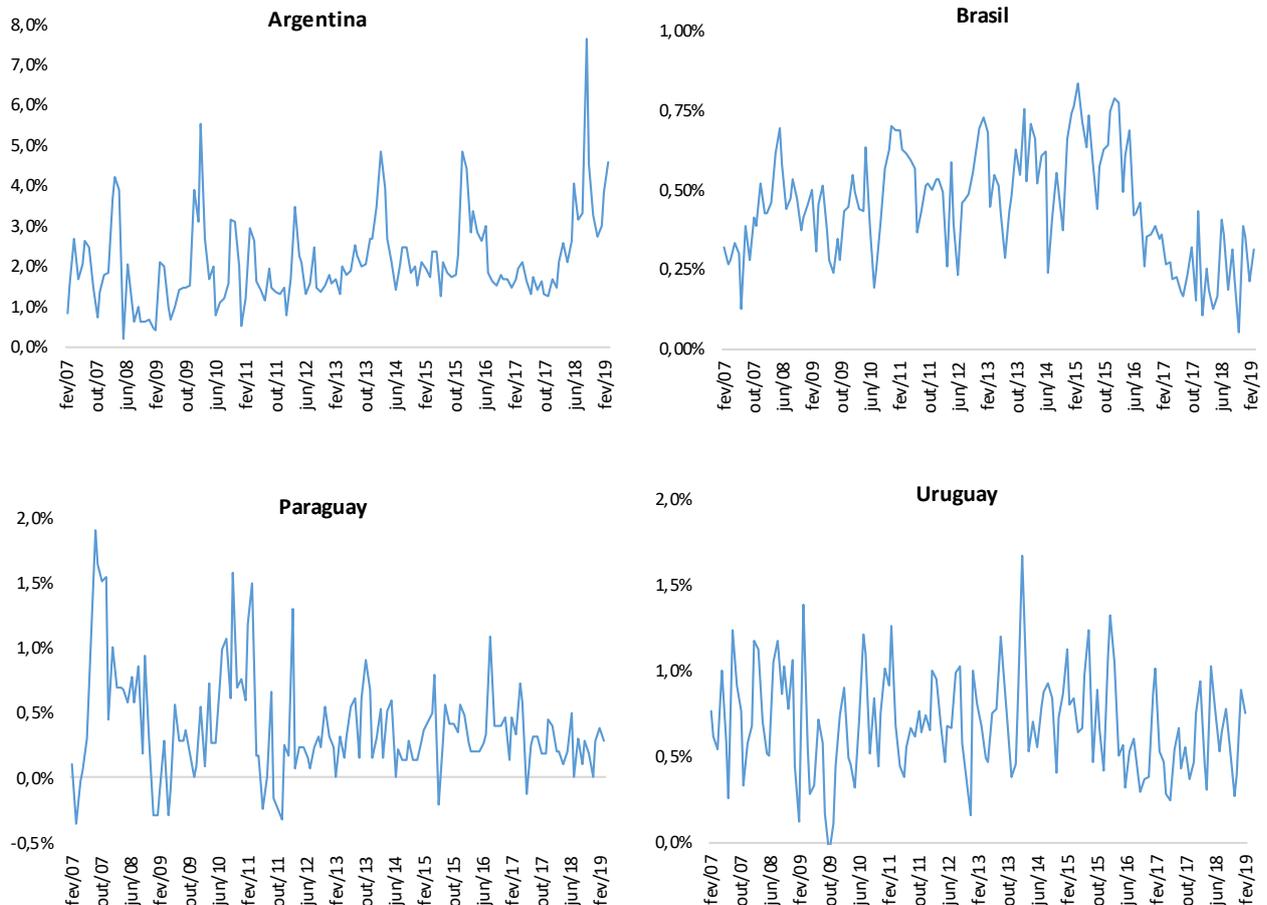
Gráfico 3.2. IPC general (var. % interanual)



Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

En el caso de la inflación núcleo mensual (ver Gráfico 3.3), se destacan marcadas disminuciones en Brasil y Paraguay hacia el final de la muestra. La Argentina y Uruguay también mostraban cierta disminución de la inflación mensual hacia 2017, pero fue interrumpida por el impacto de la reversión súbita de flujos de capitales desde mayo de 2018; ello es mucho más marcado en el caso de la Argentina.

Gráfico 3.3. Inflación núcleo (var. % mensual)



Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

En general, la inflación núcleo presenta una media similar a la correspondiente al nivel general, pero una menor volatilidad (ver cuadro 3.1). En tres de los cuatro países miembros, la inflación núcleo muestra un coeficiente de variabilidad que es alrededor de la mitad del de la inflación nivel general. En general, la distribución de la inflación núcleo es asimétrica, mostrando mayor peso de valores positivos, consistente con la idea de inflexibilidad de los precios a la baja; la excepción es Brasil, en donde la distribución de la inflación núcleo es simétrica, en comparación con la de la inflación nivel general (esto podría deberse a que la medida usada en este país es un promedio de varias).

La inflación núcleo es persistente en todos los países del bloque. En el caso de la Argentina y Brasil, tanto el nivel general como el núcleo resultan persistentes; en Uruguay y Paraguay, no se advierte persistencia en la inflación general pero sí en la inflación núcleo. Esta última observación es consistente con aspectos deseables de un régimen de inflación baja y estable: los shocks a la inflación general deberían ser de corta vida, mientras que la inflación tendencial debería persistir en niveles bajos.

Cuadro 3.1. Inflación minorista – Estadística descriptiva (enero 2007 – marzo 2019)

	General			Núcleo					PAR (subyac.)
	URU_SA	BRA (DP)	BRA (EX0)	BRA (EX1)	BRA (EX2)	BRA (EX3)	BRA (MA01)	BRA (MACS)	
Media	0,6%	0,5%	0,4%	0,5%	0,5%	0,5%	0,4%	0,4%	0,4%
Mediana	0,6%	0,5%	0,4%	0,4%	0,5%	0,5%	0,4%	0,4%	0,3%
Máximo	1,4%	0,9%	1,2%	1,3%	1,0%	0,9%	0,9%	0,8%	1,8%
Mínimo	-0,2%	0,1%	-0,1%	-0,1%	0,0%	-0,1%	0,0%	0,2%	-0,7%
Desv. Estádar	0,3%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,4%
Coef. Variación	0,44	0,38	0,51	0,49	0,43	0,42	0,41	0,33	1,15
Sesgo	0,01	0,13	0,44	0,71	-0,12	-0,23	0,40	0,44	0,80
Curtosis	3,44	2,41	3,60	4,59	2,57	2,57	2,70	2,60	4,51
Jarque-Bera	1,18	2,52	6,87	27,71	1,48	2,46	4,55	5,60	29,55
Probabilidad	0,55	0,28	0,03	0,00	0,48	0,29	0,10	0,06	0,00
AR(1)	0,23	0,55	0,25	0,41	0,65	0,54	0,61	0,65	0,49
Probabilidad	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Correl. con IPC General	0,38	0,85	0,67	0,81	0,60	0,56	0,82	0,69	0,53
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Observaciones	146	146	146	146	146	146	146	146	146

Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

La correlación de la inflación núcleo entre países del bloque es reducida. A diferencia del ciclo, donde se encuentra una asociación significativa entre los países (CDM, 2017), la correlación entre ellos no supera el 21% (ver cuadro 3.2). Esto también se aplica a la inflación nivel general.

Cuadro 3.2. Coeficientes de correlación entre tasas de inflación (enero 2007- marzo 2019)

	DL_IPC_AR	DL_IPC_BRA	DL_IPC_PAR	DL_IPC_URU	DL_NUCLEO_AR	DL_NUCLEO_BR	DL_NUCLEO_PAR	DL_NUCLEO_URU
DL_IPC_AR	1,00				1,00			
DL_IPC_BRA	0,180 0,03	1,00			0,062 0,46	1,00		
DL_IPC_PAR	0,192 0,02	0,190 0,02	1,00		0,085 0,31	-0,004 0,96	1,00	
DL_IPC_URU	0,166 0,05	0,146 0,08	0,255 0,00	1,00	0,181 0,03	0,196 0,02	0,207 0,01	1,00

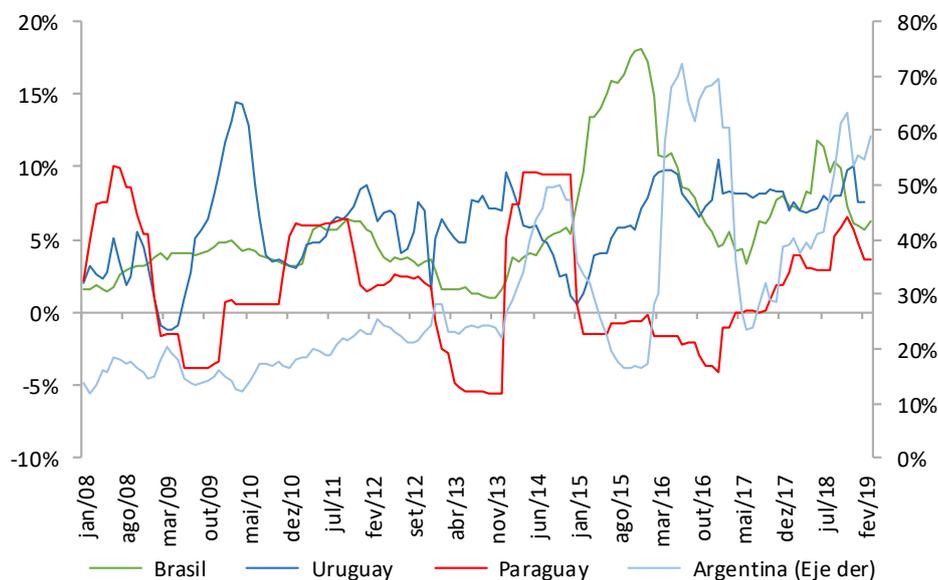
Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

A continuación, se examina brevemente el comportamiento de los posibles determinantes o shocks de la inflación núcleo elegidos.

- Los precios regulados tienen un comportamiento medio ascendente en todos los países, mucho más marcado en la Argentina; su volatilidad relativa, sin embargo, es comparable entre los países (ver Gráfico 3.4 y anexo I.1). Su correlación es baja (no excede 14% entre países).

- El tipo de cambio nominal también tiene un comportamiento medio ascendente entre países (destacándose de nuevo Argentina por el evento al final de la muestra), pero una volatilidad alta y comparable entre ellos (ver Gráfico 3.5 y anexo I.2). En general, los países alternan episodios de apreciación y depreciación. La correlación entre los miembros del Mercosur es positiva y significativa (entre 20% y casi 50%).
- Los precios internacionales muestran una volatilidad significativa y una alta correlación entre los países del bloque. En este punto, se utilizaron diferentes definiciones según la disponibilidad de datos por país (ver anexo I.3).
- Para el nivel de actividad, se utilizaron brechas de producto medidas a través del filtro Hodrick-Prescott aplicado a la serie de producto interno bruto de cada país. La volatilidad es comparable entre los países, y las brechas están altamente correlacionadas (con coeficientes de entre el 40% y el 60%) (ver Gráfico 3.6 y anexo I.4). En el caso de Uruguay, al no disponer de datos mensuales de actividad económica, se realizó una mensualización de la serie trimestral de producto interno bruto y también se utilizó la tasa de desempleo, para la cual se cuenta con información mensual.
- Muchas de las variables explicativas tienen alta correlación entre los países (precios internacionales, ciclo económico y tipo de cambio), pero aun así la inflación no muestra correlación elevada; entre otras cosas, ello podría indicar el impacto de la política monetaria de cada país y sus resultados.

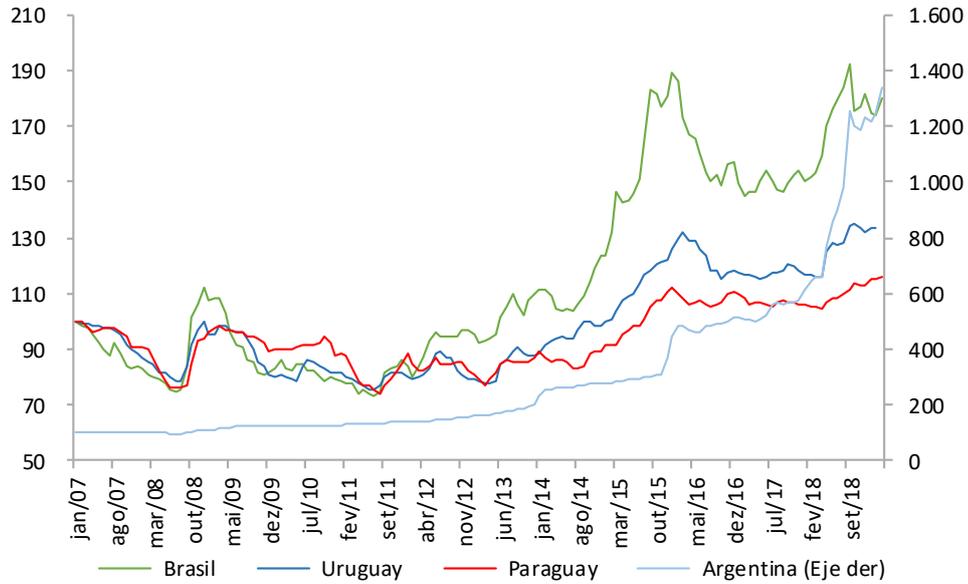
Gráfico 3.4. IPC regulados (var. % interanual)



Fuente: institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.

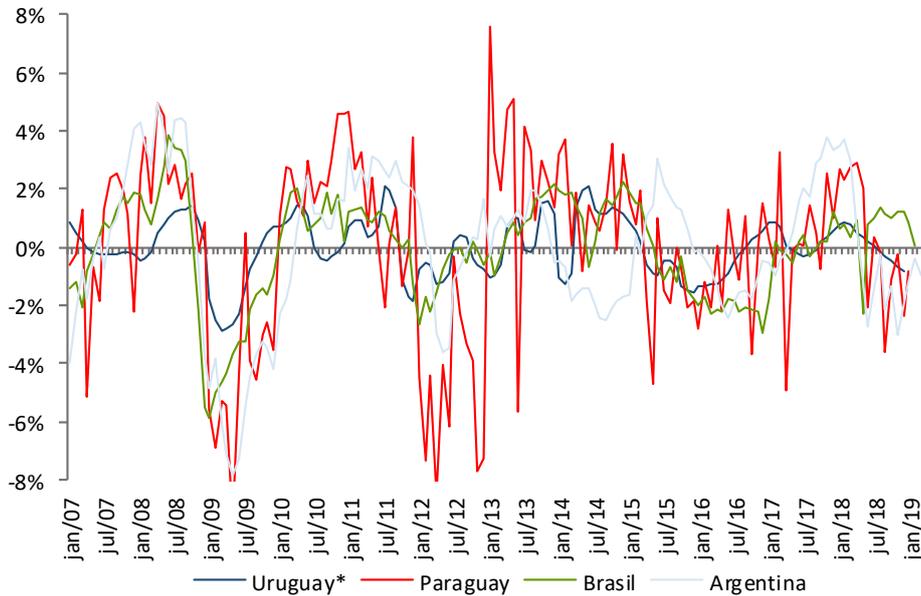


Gráfico 3.5. Tipo de cambio nominal (US\$ - Enero 2007=100)



Fuente: bancos centrales de los países del MERCOSUR.

Gráfico 3.6. Brecha de nivel de actividad (con filtro HP – como % de la tendencia)



*PIB a precios constantes mensualizado,

Fuente: bancos centrales e institutos de estadísticas de los países del MERCOSUR.



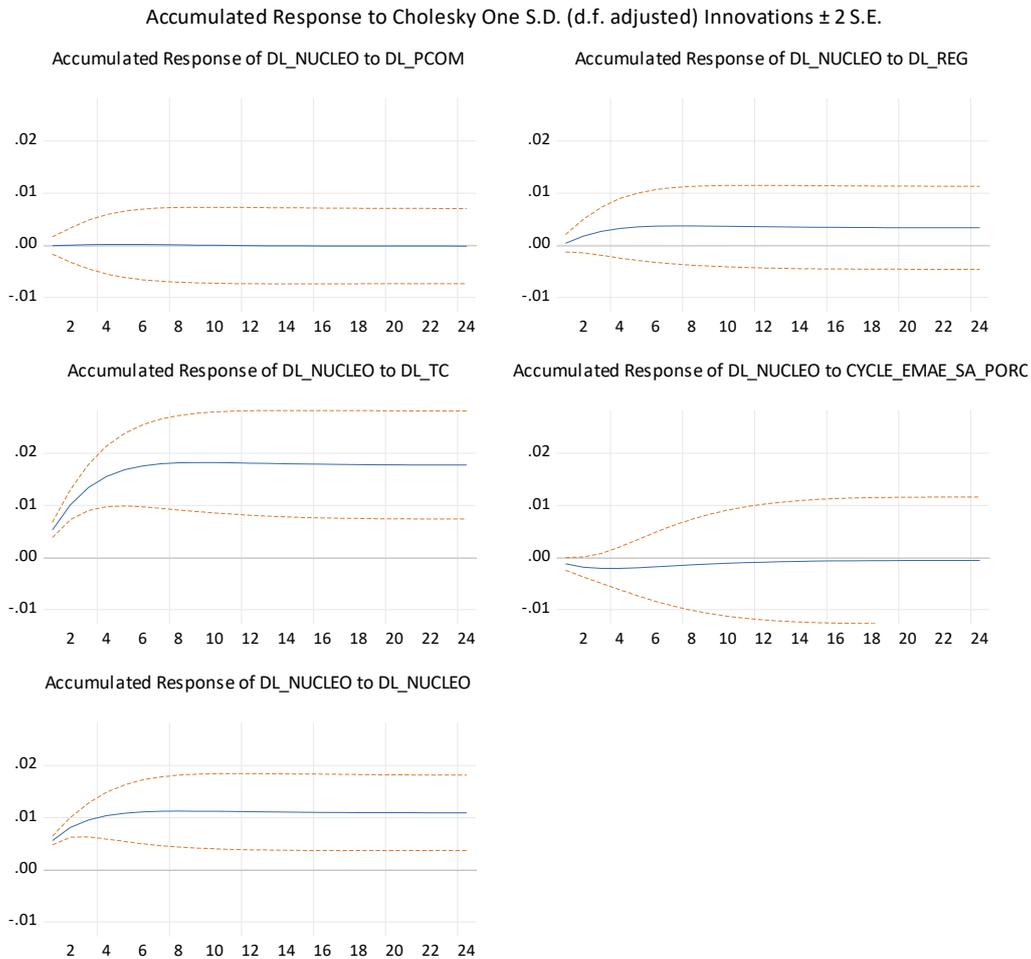
3.2 Modelos econométricos

Para cada país se estimó un modelo VAR con el primer rezago de las variables en diferencias (cumpliendo todas ellas con el supuesto de estacionariedad): inflación núcleo, depreciación del tipo de cambio nominal; variación de los precios administrados o regulados; variación de los precios internacionales; y brecha del nivel de actividad (producto o desempleo, según el caso). Los test utilizados (criterios de Schwarz y Hannan-Quinn) indicaron un máximo de un rezago para las variables con frecuencia mensual. A continuación, se detallan para cada país los resultados de las funciones impulso-respuesta de los modelos estimados, la descomposición de varianza y la descomposición histórica de varianza. La descomposición de varianza permite evaluar el peso relativo de cada variable del VAR en la dinámica de la inflación en promedio para todo el periodo de estimación; y la descomposición histórica de varianza, cuánto incide cada variable en la inflación pronosticada por el modelo en cada momento del tiempo. Los resultados de las estimaciones figuran en el anexo II.

3.2.1 Argentina

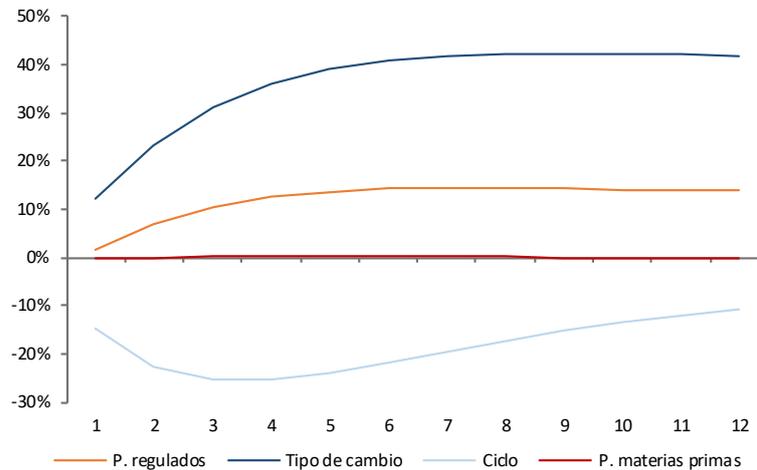
La inflación núcleo responde de manera positiva y significativa a la depreciación del tipo de cambio nominal, y a *shocks* en la propia variable (ver Gráfico 3.7). La respuesta los precios regulados es positiva pero no significativa, y a aquella al ciclo es negativa en los primeros meses pero tampoco es significativa. No se advierte respuesta significativa a cambios en los precios de los commodities (algo que ya se había encontrado en un estudio previo de la CDM sobre commodities e inflación para el Mercosur).

Gráfico 3.7. Funciones impulso – respuesta de la inflación núcleo



Una forma de hacer comparable los ejercicios de impulso respuesta es “normalizar” la respuesta de la inflación núcleo por el tamaño del shock inicial de la variable que se trate; es decir, mostrar las respuestas de la inflación núcleo divididas por la magnitud inicial del impulso. Haciendo ese ejercicio, encontramos que la inflación núcleo responde con un traslado del 40% al cabo de seis meses a una depreciación del tipo de cambio; y de casi 15% al incremento de precios regulados (ver Gráfico 3.8). No hay respuesta de la inflación núcleo al precio de las materias primas, pero aquella cae más del 20% frente a un shock en la brecha de producto. El comportamiento frente a la brecha de producto puede parecer contraintuitivo, ya que a mayor actividad cíclica corresponde una menor inflación núcleo; pero obedecería a que los aumentos más fuertes de la inflación en el período muestral se dieron en años recesivos (2016, 2018).

Gráfico 3.8. Respuesta de la inflación núcleo a shocks (% del shock inicial)



La descomposición de varianza indica que, al cabo de dos meses, y hasta más de dos años, el factor individualmente más importante en las variaciones de la inflación núcleo es el tipo de cambio nominal, seguido por la dinámica de la propia inflación núcleo; y, en muchísima menor medida, la incidencia de los precios regulados y la evolución del ciclo económico (ver Gráfico 3.9). El rol de la inflación núcleo en su propia dinámica representa no sólo la posible inercia inflacionaria sino cualquier otro factor no incluido en el modelo, tal el rol de la política monetaria.

La descomposición histórica de varianza indica que el tipo de cambio tuvo un rol muy importante en la aceleración de la inflación núcleo entre fines de 2015 y comienzos de 2016, y desde mayo de 2018 (períodos de salida de los controles de capitales y del “sudden stop”, respectivamente); y que también contribuyó a la estabilización entre fines de 2016 y fines de 2017 (ver Gráfico 3.10). En tanto, los precios regulados representaron una parte importante del aumento en la inflación núcleo en el primer semestre de 2016, mientras que en los años anteriores, al permanecer sin ajustar, obraban en sentido contrario (estabilizándola). La propia inflación núcleo contribuyó negativamente a la dinámica durante buena parte de 2016 y 2017, en contraste con años previos; ello sugiere una menor inercia a partir de la implementación de una política monetaria contractiva. La situación cambia luego de la reversión de los flujos de capitales durante 2018 (la inflación núcleo muestra un aporte positivo a su propia evolución), sugiriendo una alteración importante en la dinámica inflacionaria (que de hecho llevó al Banco Central a implementar un nuevo régimen monetario).

Gráfico 3.9. Descomposición de varianza

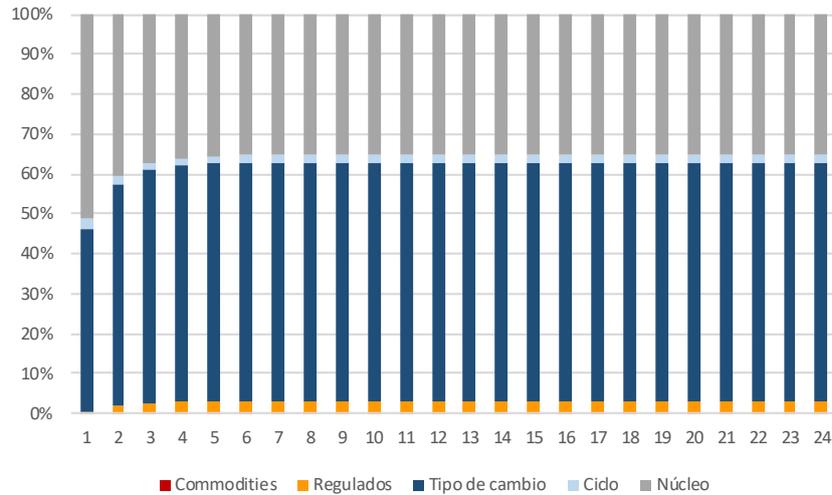
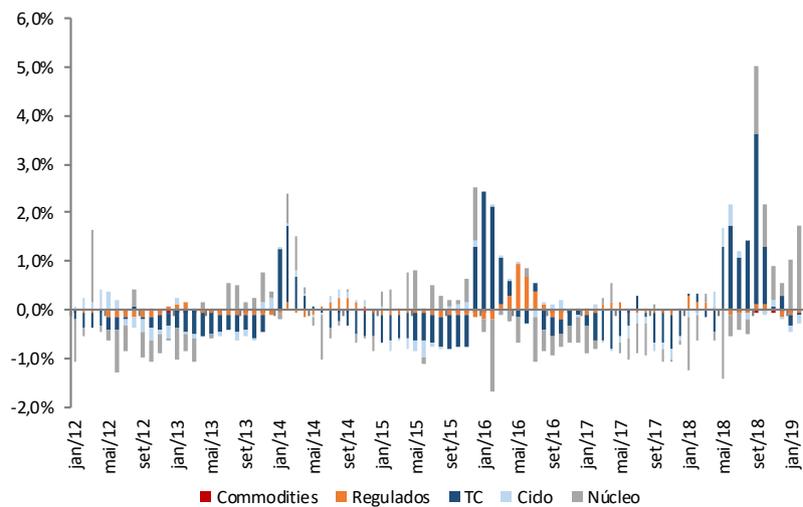


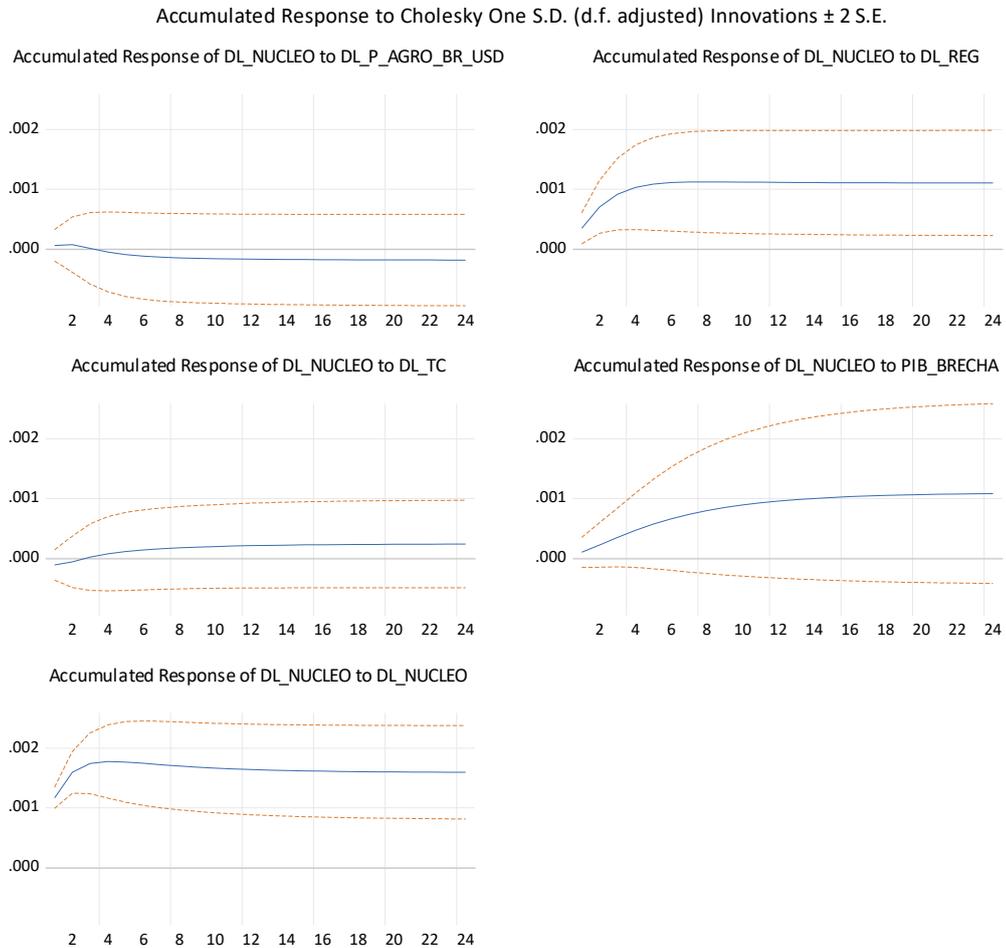
Gráfico 3.10. Descomposición de varianza histórica



3.2.2 Brasil

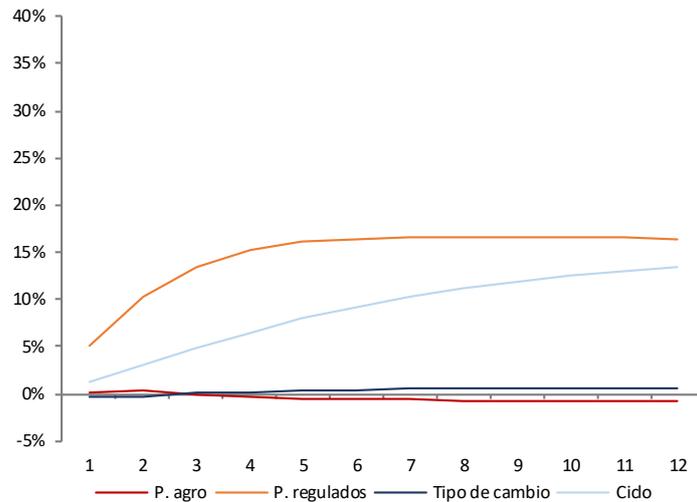
En este caso, a las variables ya mencionadas se agregó una variable “dummy step” a partir del año 2017, reflejando una dinámica marcadamente diferente de la inflación núcleo en ese período. Las funciones impulso respuesta dan cuenta de una reacción positiva y estadísticamente significativa de la inflación núcleo a los precios regulados, y a cambios en la propia inflación núcleo; y una respuesta positiva pero poco significativa a la expansión cíclica de la economía. La respuesta a la depreciación cambiaria es positiva pero no significativa, y tampoco es significativa en el caso de precios agrícolas (ver Gráfico 3. 11).

Gráfico 3.11. Funciones impulso – respuesta de la inflación núcleo



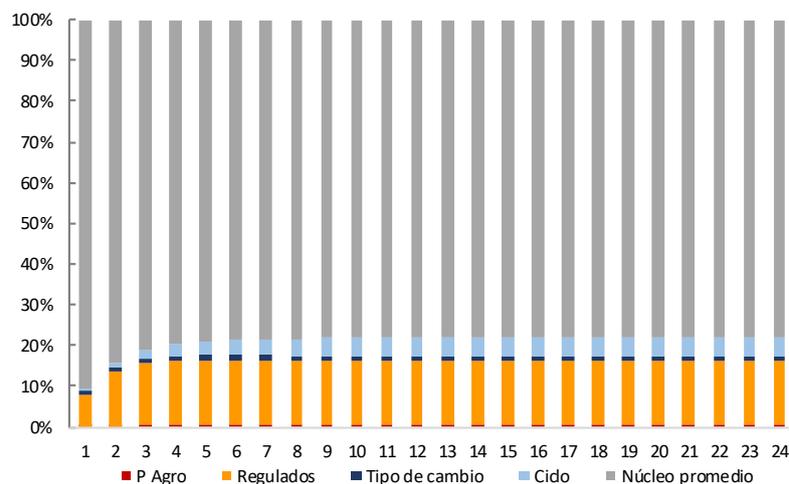
Al cabo de 5-6 meses, la inflación núcleo se incrementa en un 15% respecto del alza de los precios regulados (magnitud comparable a la respuesta relativa encontrada en la Argentina) (ver Gráfico 3.12). Luego de un año, la respuesta relativa de la inflación núcleo a un aumento de la brecha de producto es de más de 10%. Las respuestas relativas al tipo de cambio y a los precios agropecuarios son virtualmente nulas.

Gráfico 3.12. Respuesta de la inflación núcleo a shocks (% del shock inicial)



En la descomposición de varianza, la misma inflación núcleo es el componente más importante, representando un 80% de la variabilidad al cabo de doce meses (ver Gráfico 3.13). Los precios regulados, en torno al 15%, le siguen en importancia; luego aparece el ciclo (5%) y con muy bajo peso en la variabilidad de la inflación núcleo, el tipo de cambio y los precios agropecuarios. En este caso, el modelo apunta que la inflación tendencial es, en promedio y para toda la muestra, poco explicada por los determinantes elegidos. Esto es consistente con el hecho de que se espera que shocks sobre el tipo de cambio o los precios regulados sean de relativamente corta vida, sin que incidan sobre el comportamiento más tendencial de la inflación. En otras palabras, que tales shocks impliquen efectos “de primera ronda” sobre los precios, pero no de segunda.

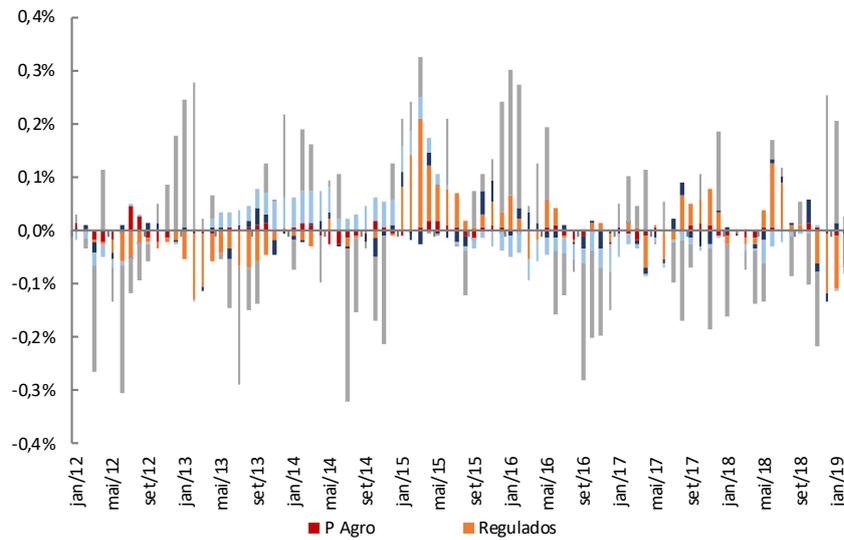
Gráfico 3.13. Descomposición de varianza



La descomposición histórica de varianza permite identificar períodos en que algunos de estos factores individuales habrían tenido más incidencia en la inflación núcleo (ver Gráfico 3.14). Es el caso de los precios regulados durante buena parte de 2016 y parte de 2017. El componente cíclico de la actividad cambia su incidencia a lo largo del tiempo, pues tendía a ser positivo hasta 2015, y se vuelve negativo desde 2016 en

adelante; ello es consistente con la coyuntura económica brasileña. Por último, la propia inflación núcleo tiende a mostrar más variaciones negativas en los dos últimos años de la muestra, correspondiendo quizá a un sesgo más contractivo de la política monetaria.

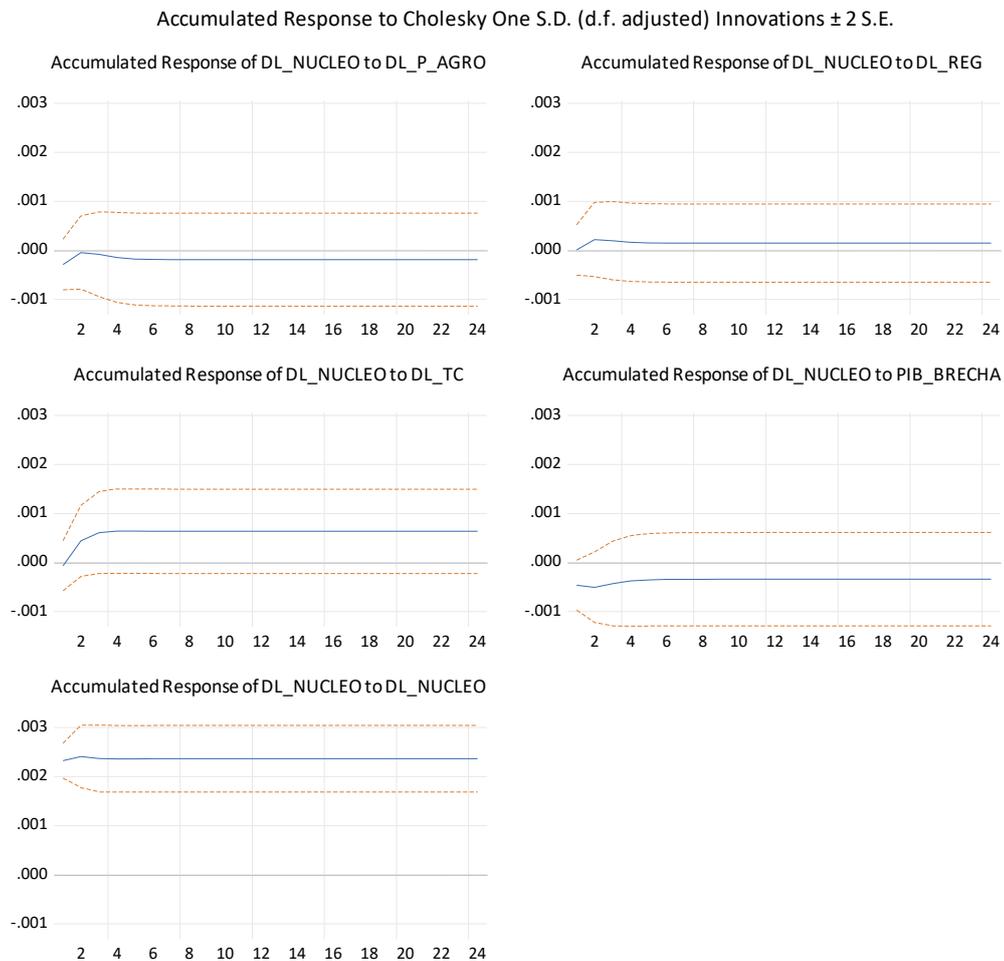
Gráfico 3.14. Descomposición de varianza histórica



3.2.3 Paraguay

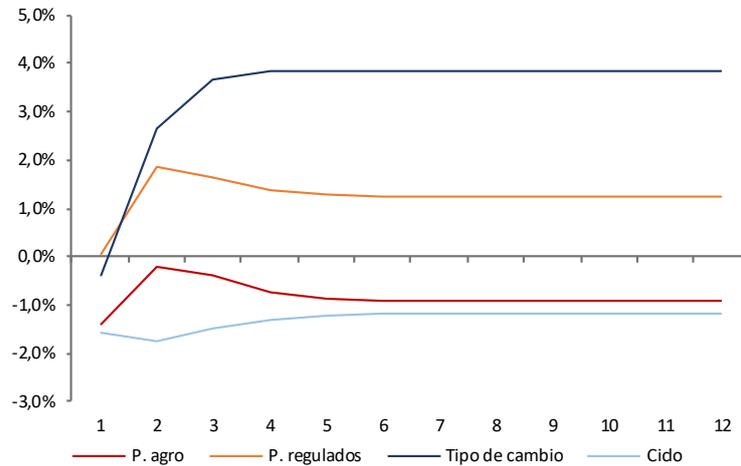
En las funciones impulso-respuesta, se advierte que la inflación núcleo reacciona positivamente a cambios en los precios regulados, el tipo de cambio, los precios agrícolas y la brecha del producto, pero no de manera significativa (ver Gráfico 3.15). Solo la propia variable muestra un impacto positivo y significativo.

Gráfico 3.15. Funciones impulso – respuesta de la inflación núcleo



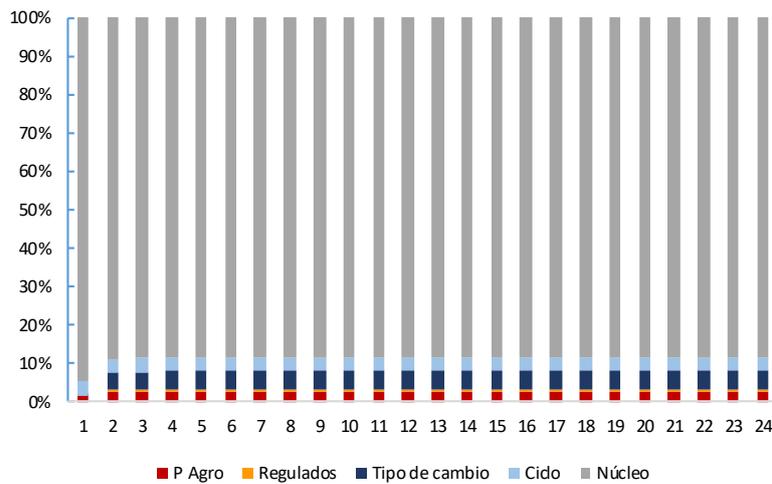
La respuesta relativa al tamaño del shock refleja que el impacto de los precios regulados en la inflación núcleo representó cerca de 1% luego de 6 meses (aunque en el período 2007-2019 alcanzó un 15%), bastante menor que en los casos de Argentina y Brasil, en tanto la respuesta a la depreciación cambiaria fue baja, de sólo 4% para el mismo lapso (ver Gráfico 3.16).

Gráfico 3.16. Respuesta de la inflación núcleo a shocks (% del shock inicial)



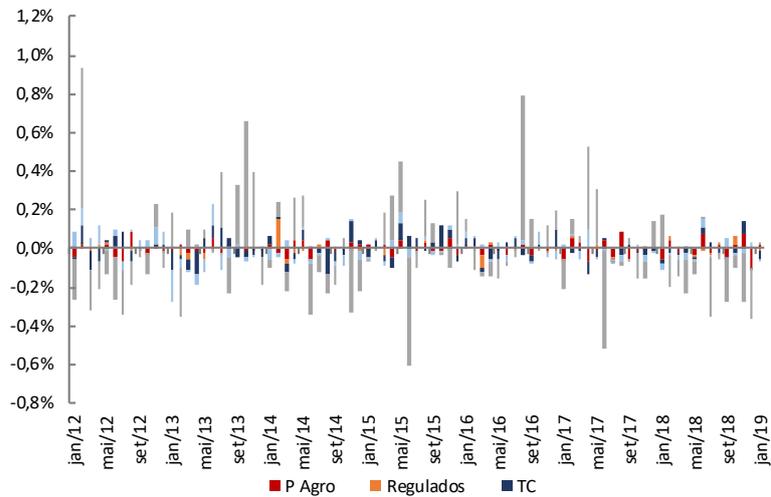
La descomposición de varianza presenta un panorama similar: las variables elegidas en este estudio distan de ser buenas candidatas para dar cuenta de efectos “de segunda ronda” en los precios, y deben ser variables fuera del modelo, o que impactan sobre la persistencia de los precios a nivel tendencial, las responsables (ver Gráfico 3.17).

Gráfico 3.17. Descomposición de varianza



La descomposición histórica de varianza no exhibe con claridad comportamientos de los determinantes a lo largo del tiempo que puedan ser considerados sistemáticos (ver Gráfico 3.18). Sin embargo, tomando el período 2007-2019, en varios períodos se advierte un rol no desdeñable para los precios regulados.

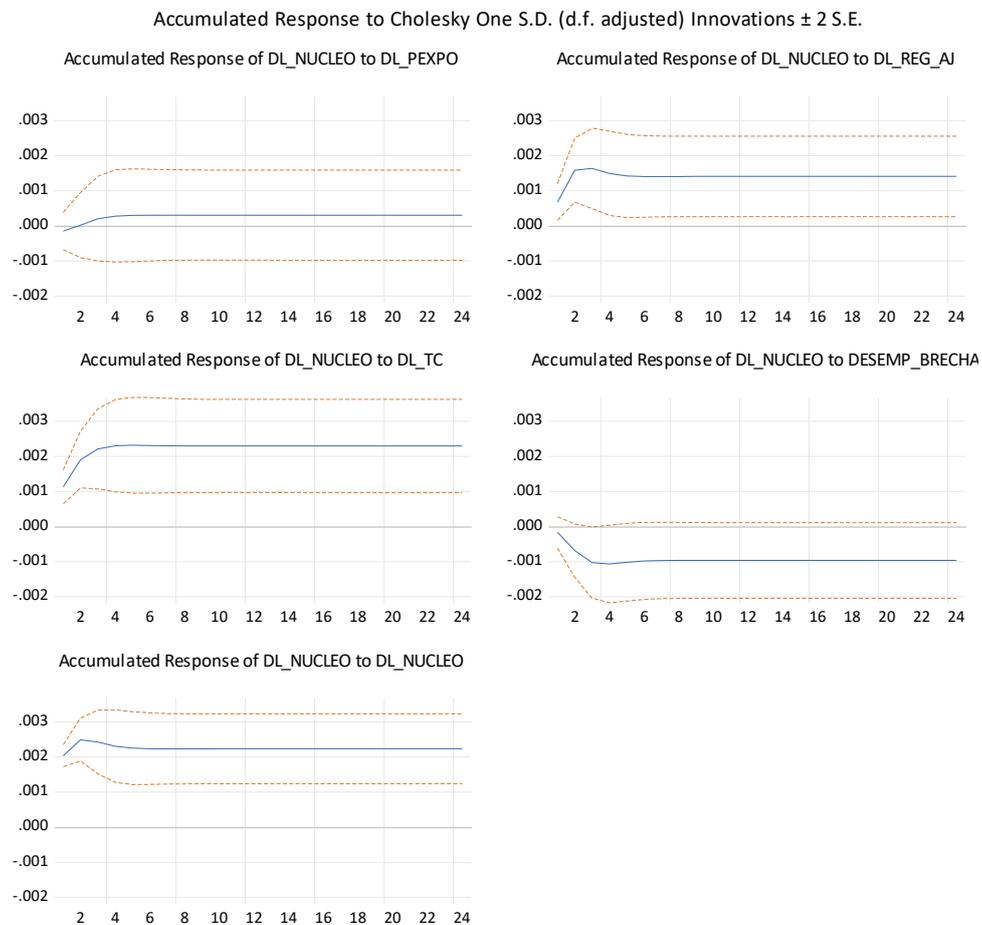
Gráfico 3.18. Descomposición de varianza histórica



3.2.4 Uruguay

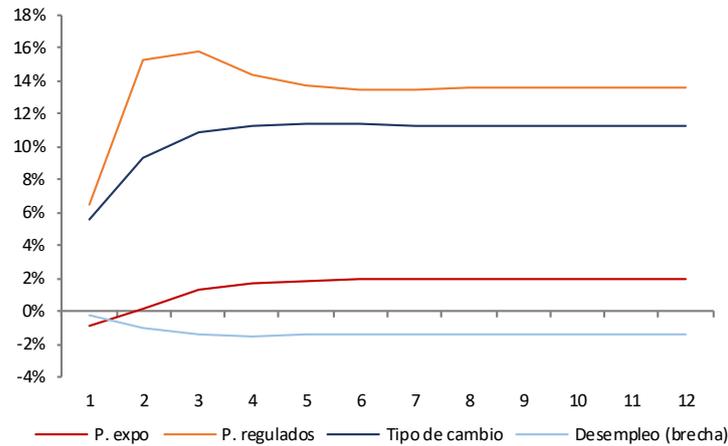
La inflación núcleo responde positiva y significativamente al tipo de cambio y a los precios regulados (y a la propia variable) (ver Gráfico 3.19). Hay una respuesta negativa (y cercana a ser significativa en niveles estándares) a la brecha de desempleo, mientras que la reacción a los precios externos no es significativa.

Gráfico 3.19. Funciones impulso – respuesta de la inflación núcleo



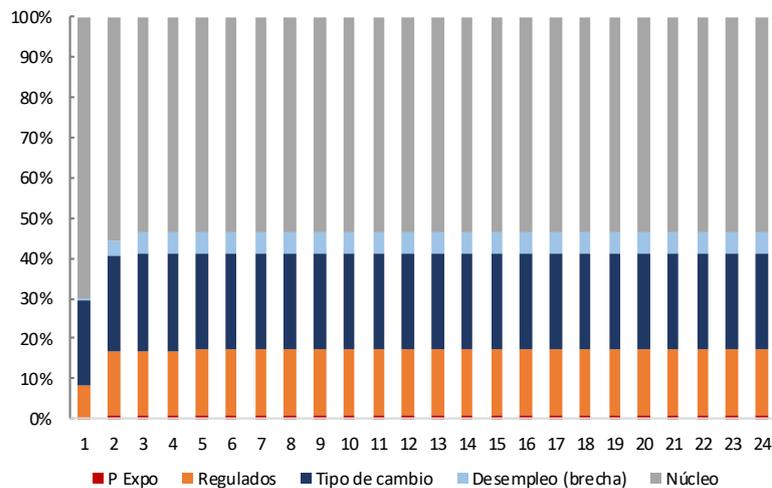
La respuesta relativa de la inflación núcleo a los precios regulados es comparable a la de Argentina y Brasil: luego de 5-6 meses, aquella representa un 14% del incremento en regulados (ver Gráfico 3.20). En tanto, la respuesta a una depreciación cambiaria representa un 12% en ese mismo lapso, mayor que en el caso de Brasil y Paraguay, pero por debajo de lo que ocurre en Argentina. Frente a los precios internacionales, el aumento de la inflación equivale a un 2% de su variación. Y respecto de un aumento de la brecha de desempleo, la inflación se reduce en casi un 2% de la cuantía del shock en la primera.

Gráfico 3.20. Respuesta de la inflación núcleo a shocks (% del shock inicial)



La descomposición de varianza sugiere un rol relevante para el tipo de cambio en la dinámica de la inflación núcleo (Gráfico 3.21). Las variaciones cambiarias se estiman como segundas en importancia luego de la misma inflación núcleo en la variabilidad de la inflación núcleo, dando cuenta de más del 20% de ella al cabo de 2-3 meses; les siguen los cambios en precios regulados (más del 15% de variabilidad). En mucha menor magnitud aparece el ciclo, y los precios de exportación tienen un peso mínimo.

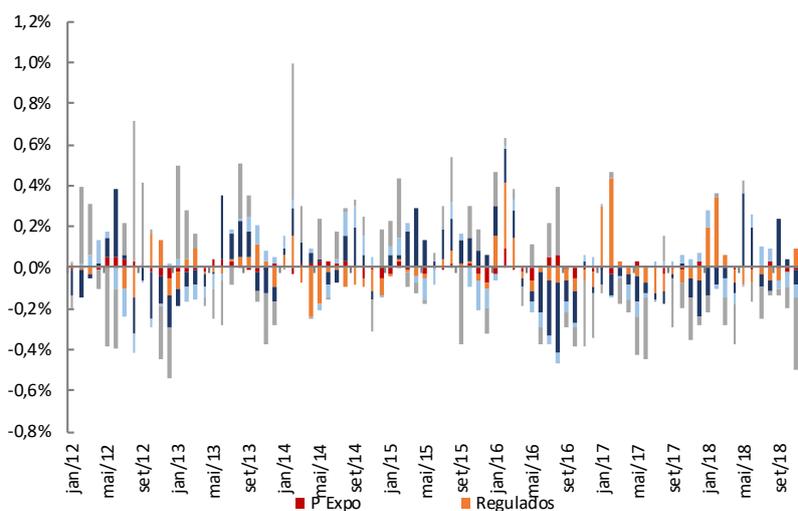
Gráfico 3.21. Descomposición de varianza



En la descomposición histórica de varianza se destaca el cambio de signo en la contribución del tipo de cambio a la dinámica inflacionaria: mientras tendía a ser positiva en el período 2013-2015, pasó a ser negativa desde 2016 y hasta el mayo de 2018 (fecha del comienzo del “sudden stop” que afectó a Argentina) (ver Gráfico 3.22). Los cambios en precios regulados parecen contribuir con alzas puntuales a comienzos de cada año (esto estaría relacionada con su cómputo en los índices de precios), y el componente cíclico de la actividad parece acentuar una contribución negativa desde 2016 en adelante (sobre todo en comparación con 2014 y 2015). Se destaca, finalmente, una contribución casi sistemáticamente negativa de la propia

inflación núcleo, sugiriendo que otros factores, como los relacionados con el sesgo de la política monetaria, han contribuido para reducir la dinámica de la inflación tendencial.

Gráfico 3.22. Descomposición de varianza histórica



3.3 Resultados comparados

Se estimaron modelos VAR con inflación núcleo, tipo de cambio, precios regulados, precios internacionales y componente cíclico de la actividad; se emplearon datos mensuales para el período 2012-2019 de la Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. El análisis econométrico muestra que en tres de los cuatro países miembros, los factores/shocks incluidos (tipo de cambio, precios regulados, nivel de actividad, precios internacionales) tendrían un impacto limitado en la dinámica de la inflación núcleo durante el período 2012-2019. En esos casos, la propia inflación núcleo sería el determinante más importante en la descomposición de varianza: esto puede interpretarse como que otros elementos, incluyendo la política monetaria, son muy significativos para explicar los llamados “efectos de segunda ronda” en los precios. En el caso de la Argentina, el tipo de cambio resulta ser el factor individualmente más importante para dar cuenta de la dinámica de la inflación núcleo en el período considerado.

En general, y luego de la propia inflación núcleo, el tipo de cambio y los precios regulados son los factores individualmente más importantes en la descomposición de varianza. Argentina, Uruguay y Paraguay —en mucha menor medida— incluyen a las variaciones cambiarias como determinantes de la dinámica de la inflación núcleo (sólo la Argentina en primer lugar, Uruguay y Paraguay en el segundo). En Brasil, son los precios regulados los más importantes luego de la propia inflación núcleo.

A la vez, los países tienden a compartir una respuesta significativa de la inflación núcleo al tipo de cambio y/o a los precios regulados. En Argentina, Brasil y Uruguay, la reacción de la inflación núcleo a un cambio en los precios regulados representa alrededor de un 15% del shock inicial (en Paraguay hay una respuesta similar solo para el período 2007-2019; en el período 2012-19, la respuesta relativa se reduce al 1%). En Argentina y Uruguay, las respuestas de la inflación al tipo de cambio son positivas y significativas (representan casi 40% del shock en la primera, 10% en el segundo).



Por su parte, la descomposición histórica de varianza sugiere que en todos los países hubo episodios donde los precios regulados o la depreciación del tipo de cambio contribuyeron a la dinámica inflacionaria de corto plazo.

En general, y en base tanto a la descomposición de varianza como a las funciones impulso-respuesta, cabría contrastar un subgrupo de países con del tipo de cambio es más importante para la inflación núcleo (Argentina, Uruguay), con otro donde no lo es (Brasil, Paraguay).

Así, los efectos segunda ronda asociados al tipo de cambio, los precios regulados, el ciclo y los precios internacionales tienen un rol limitado en varios países del bloque, debiendo buscarse en otras variables la explicación de la inflación núcleo o “tendencial”. Ello contrasta con un rol más amplio encontrado para tales factores en la inflación nivel general (ver CDM, 2018). En trabajos futuros, se podrían incorporar otras variables, que incluyan el sesgo de política monetaria, el grado de “anclaje” de las expectativas de inflación, el grado de inercia inflacionaria, para dar cuenta de la dinámica de la inflación núcleo que en este análisis se subsume en el componente autorregresivo.

4. Conclusiones

Todos los países del Mercosur utilizan medidas de inflación núcleo para intentar captar movimientos de los precios que respondan a un comportamiento generalizado, más allá de shocks transitorios o puntuales sobre precios relativos. Las medidas más usuales en el bloque son las de exclusión: todos los países publican alguna versión del IPC excluyendo algún conjunto de sus componentes.

Asimismo, existen medidas que apelan a algún tipo de procedimiento estadístico a fin de captar la inflación núcleo, tales como las medias podadas o truncadas, los índices reponderados (por volatilidad o persistencia de sus componentes), las medidas basadas en componentes principales o incluso en modelos monetarios. Los criterios para evaluar medidas alternativas incluyen el insesgamiento, la variabilidad relativa al IPC, la “atracción” respecto de la medida de nivel general y la capacidad predictiva de aquella. En los países del bloque se han llevado a cabo distintas evaluaciones, y no surge con claridad una única medida “óptima”; no obstante, puede afirmarse que las medidas estadísticas presentan en general mejores propiedades que las basadas en la exclusión mecánica de algún componente. Estas últimas, sin embargo, son las más habituales en ser publicadas, (al ser más fáciles de comunicar; mientras que no todos los países del bloque publican las medidas estadísticas (que se usan como insumo para toma de decisiones, de todos modos).

El análisis econométrico realizado para Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay muestra que en tres de los cuatro países miembros, ciertos *shocks* (tipo de cambio, precios regulados, nivel de actividad, precios internacionales) tendrían un impacto limitado en la dinámica de la inflación núcleo durante el período 2012-2019. En esos casos, la propia inflación núcleo sería el determinante más importante en la descomposición de varianza: esto puede interpretarse como que otros elementos, incluyendo la política monetaria y la persistencia inflacionaria, son muy significativos para explicar los llamados “efectos de segunda ronda” en los precios.

Luego de la propia inflación núcleo, el tipo de cambio y los precios regulados tienden a ser los factores individualmente más importantes en la descomposición de varianza de la inflación núcleo en el Mercosur. La descomposición histórica de varianza sugiere que en todos los países hubo episodios donde los precios regulados o la depreciación del tipo de cambio contribuyeron a la dinámica inflacionaria de corto plazo. En



general, y en base tanto a descomposición de varianza como a las funciones impulso-respuesta, cabría contrastar un subgrupo de países con del tipo de cambio es más importante para la inflación núcleo (Argentina, Uruguay), con otro donde no lo es (Brasil, Paraguay).

En trabajos futuros, se podrían incorporar otras variables, que incluyan el sesgo de política monetaria, el grado de “anclaje” de las expectativas de inflación y el grado de inercia inflacionaria, para dar cuenta de la dinámica de la inflación núcleo.



Referencias

- Armour, J. y Lafèche, T. (2006)** *Evaluating measures of Core Inflation*. Bank of Canada Review.
- Blinder, A. (1997)** *Commentary*. Review, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Bryan, M. y Cecchetti, S. (1993)** *Measuring Core Inflation*. NBER, Working Paper 4303.
- Bryan, M.; Cecchetti S. y Wiggins II R. (1997)** *Efficient Inflation Estimation*. NBER, Working Paper 6183.
- Carballo, P. (2008)** *La inflación subyacente en Uruguay: un indicador basado en el análisis factorial dinámico generalizado*. Revista de Economía, Banco Central del Uruguay; Segunda Época, Volumen 15, Número 2, Noviembre 2008.
- Catte, P. y Sløk, T. (2005)** *Assessing the value of indicators of underlying inflation for monetary policy*. OECD Economics Department Working Papers 461, OECD Publishing.
- Clark, T. (2001)** *Comparing measures of core inflation*. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Cogley, T. (1998)** *A Simple Adaptive Measure of Core Inflation*. Working Paper no. 98-06, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Cogley, T. (2002)** *A Simple Adaptive Measure of Core Inflation*. Journal of Money, Credit and Banking 34, February 2002.
- Córdova, F.; Grūnwald M. y Pedersen M. (2008)** *Medidas alternativas de inflación subyacente para Chile*. Documento de Trabajo N° 471, Banco Central de Chile.
- Cristadoro, R.; Forni, M.; Reichlin, L. y Veronese, G.; (2003)** *A Core Inflation Indicator for the Euro Area*. Bank of Italy, University of Modena, CEPR, Université Libre de Bruxelles, ECARES, CEPR.
- Cuitiño, F.; Ganón, E.; Tiscordio, I. y Vicente, L. (2010)** *Modelos univariados de series de tiempo para predecir la inflación de corto plazo*. XXV Jornadas de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Cutler, J. (2001)** *Core Inflation in the UK*. External MPC Unit Discussion Paper N°3.
- Da Silva Filho, T. y Figueiredo, F. (2009)** *Has Core Inflation Been Doing a Good Job in Brazil?* MPRA Paper 23340, University Library of Munich, Germany.
- D'Amato, L.; Sanz, L. y Sotes, J. (2006)** *Evaluación de medidas alternativas de Inflación Subyacente para Argentina*. Estudios BCRA, Banco Central de la República Argentina, julio.
- Diewert, W. (1995)** *On the Stochastic Approach to Index Numbers*. Department of Economics Discussion Paper No. 95/31, University of British Columbia.
- Dolmas, J. (2005)** *Trimmed mean PCE inflation*. Working paper 05-06, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Dow, J. (1994)** *Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes*. Department of Economics, University of California– Riverside. *Unpublished manuscript*.
- Fernández, R. (2005)** *Cuatro medidas de Inflación Subyacente para Uruguay*. Banco Central del Uruguay, mimeo.
- Fernández, R. (2006)** *Tendencia inflacionaria de la economía uruguaya: ¿cómo medirla? ¿cómo evaluarla? Algunas propuestas*. Banco Central del Uruguay, mimeo.
- Furest, R. y Vaz, D. (1997)**. *Hacia una medición de la Inflación Subyacente en el Uruguay*. Revista de Economía, Segunda Época Vol.1 No.1. Banco Central del Uruguay.



Gómez Aguirre, M. y C. Matarrelli (2017): “Evaluación de medidas de inflación núcleo para Argentina Documentos de trabajo, N° 73, Banco Central de la República Argentina, diciembre.

Gordon, R. (1975) *Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks*. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1975, No. 1, 6 (3).

Hogan, S.; Johnson, M. y Lafèche, T. (2001) *Core Inflation*. Technical Report No. 89, Bank of Canada.

Jaramillo, C. (1998) *Improving The Measurement of Core Inflation in Colombia Using Asymmetric Trimmed Means*. Borradores de Economía, Banco de la República.

Khan, Morely Sabourin (2015) *A Comprehensive Evaluation of Measures of Core Inflation for Canada*. Bank of Canada.

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

Lucas, R. (1973) *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. The American Economic Review Volume 63 Issue 3, June 1973, 326-334.

Mankikar, A. y Paisley, J. (2004) *Core inflation: a critical guide*. Working paper 242, Bank of England.

Marques, C.; Neves, P. y Sarmento, L. (2000) *Evaluating core inflation measures*. Working paper N° 3-00, Banco de Portugal.

Pereira, M. (2009) *Inflación subyacente en Uruguay: cuatro propuestas para su cálculo*. Tesis para obtención de título de Maestría en Economía. Universidad de la República.

Quah, D. y Vahey, S. (1995) *Measuring Core Inflation*. The Economic Journal, Vol. 105, No. 432, 1130-1144.

Roger, S. (1997) *A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96*. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G97/7.

Woodford, M. (1994) *Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions?* NBER Chapters, in: *Monetary Policy*, pages 95-115 National Bureau of Economic Research, Inc.

Wynne, M. (1999) *Core inflation: a review of some conceptual issues*. Research Department, Federal Reserve Bank of Dallas.

Wynne, M. (2008) *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 90(3, Part 2), 205-228.





Anexo I - Variables explicativas

I.1. Inflación regulados – Variaciones mensuales

Estadísticas descriptivas

Período enero de 2007 - marzo de 2019

Diferencias de logaritmos

	Precios regulados/administrados			
	REG_ARG	REG_BRA	REG_PAR	REG_URU
Media	2,1%	0,4%	0,1%	0,5%
Mediana	1,6%	0,3%	0,0%	0,2%
Máximo	20,4%	3,3%	8,8%	5,9%
Mínimo	-1,8%	-1,1%	-4,2%	-3,6%
Desv. Estádar	2,3%	0,6%	1,1%	1,1%
Coef. Variación	1,10	1,32	8,25	2,12
Sesgo	3,94	1,43	3,10	1,44
Curtosis	27,91	8,20	32,54	10,23
Jarque-Bera	4152,79	213,86	5539,96	365,45
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00
Observaciones	146	146	146	145

Coefficientes de correlación

Período enero 2007 a marzo 2019

	DL_REG_ARG	DL_REG_BRA	DL_REG_PAR	DL_REG_URU
DL_REG_ARG	1,00			
DL_REG_BRA	0,020	1,00		
DL_REG_PAR	0,077	-0,018	1,00	
DL_REG_URU	0,054	0,012	0,143	1,00

Fuente: institutos de estadísticas de los países del MECORSUR.

I.2. Tipo de cambio – Variaciones mensuales

Estadísticas descriptivas

Período enero de 2007 - marzo de 2019

Diferencias de logaritmos

	Tipo de cambio (US\$)			
	TC_ARG	TC_BRA	TC_PAR	TC_URU
Media	1,8%	0,4%	0,1%	0,2%
Mediana	1,0%	0,0%	0,0%	-0,2%
Máximo	24,8%	18,9%	10,1%	9,0%
Mínimo	-3,9%	-9,1%	-6,0%	-5,3%
Desv. Estádar	3,7%	3,8%	2,3%	2,4%
Coef. Variación	2,10	9,53	22,34	12,05
Sesgo	3,34	1,11	0,61	0,92
Curtosis	16,76	6,32	6,11	4,81
Jarque-Bera	1421,97	97,04	67,86	40,17
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00
Observaciones	146	146	146	145

Coefficientes de correlación

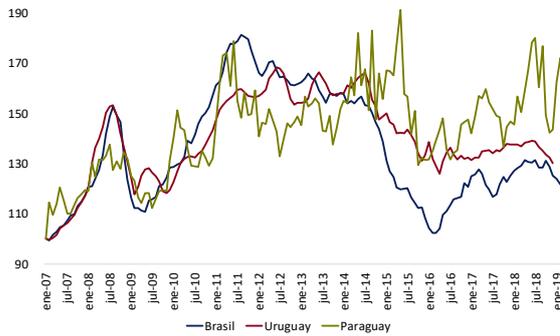
Período enero 2007 a marzo 2019

	DL_TC_ARG	DL_TC_BRA	DL_TC_PAR	DL_TC_URU
DL_TC_ARG	1,00			
DL_TC_BRA	0,282	1,00		
DL_TC_PAR	0,206	0,445	1,00	
DL_TC_URU	0,389	0,573	0,484	1,00

Fuente: bancos centrales de los países del MECORSUR.

I.3. Precios de commodities

Índices de precios de exportaciones
Ene-07=100



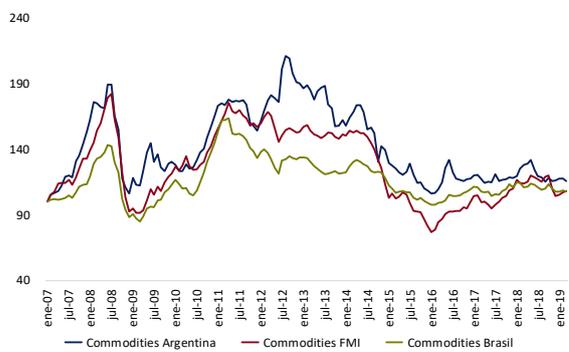
Fuente: Institutos de estadística y Bancos Centrales de los países del MECOSUR.

Índices de precios de importaciones
Ene-07=100



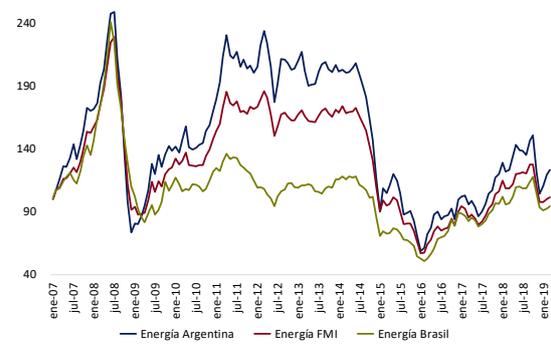
Fuente: Institutos de estadística y Bancos Centrales de los países del MECOSUR.

Índices de precios de commodities
Ene-07=100



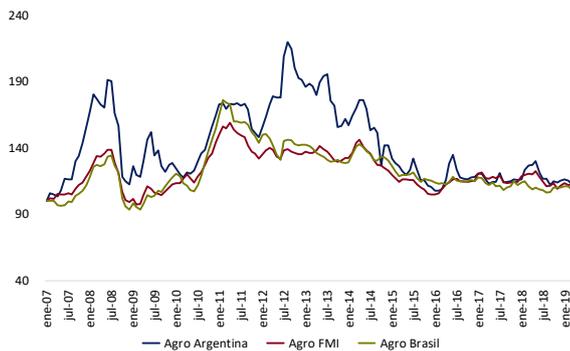
Fuente: Bancos Centrales y FMI

Índices de precios internacionales de energía
Ene-07=100



Fuente: Bancos Centrales y FMI

Índices de precios internacionales agrícolas
Ene-07=100



Fuente: Bancos Centrales y FMI



Estadísticas descriptivas

Período enero de 2007 - marzo de 2019

Diferencias de logaritmos

	Precios externos													
	COM_ARG	COM_BRA	COM_FMI	AGRO_ARG	AGRO_BRA	AGRO_FMI	ENER_ARG	ENER_BRA	ENER_FMI	EXPO_BRA	EXPO_PAR	EXPO_URU	IMPO_PAR	IMPO_URU
Media	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,3%	0,2%	0,2%	0,0%
Mediana	0,4%	0,2%	0,8%	-0,1%	-0,2%	0,0%	1,7%	0,0%	0,9%	0,4%	0,6%	0,3%	0,2%	0,2%
Máximo	13,4%	8,2%	7,8%	16,2%	10,5%	6,3%	18,2%	15,4%	13,6%	6,2%	19,2%	8,1%	12,0%	6,9%
Mínimo	-27,7%	-18,1%	-20,1%	-28,1%	-17,5%	-12,8%	-31,7%	-19,2%	-24,0%	-8,7%	-21,6%	-5,2%	-12,4%	-8,7%
Desv. Estándar	5,2%	3,4%	4,5%	5,7%	3,3%	2,8%	9,1%	6,3%	6,9%	2,4%	6,5%	2,1%	4,8%	2,4%
Coef. Variación	52,09	66,42	82,89	69,68	58,53	34,47	63,63	-160,57	625,55	17,54	21,55	11,43	28,15	64,13
Sesgo	-1,11	-0,96	-1,28	-0,83	-0,48	-0,59	-1,12	-0,46	-1,06	-0,58	-0,48	-0,12	-0,11	-0,65
Curtosis	8,28	7,86	5,90	6,87	7,69	5,14	4,82	3,53	4,56	4,41	4,06	4,06	2,90	5,26
Jarque-Bera	199,53	166,24	90,99	108,03	139,55	36,31	50,47	6,79	41,83	20,21	12,43	7,12	0,34	40,57
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,03	0,84	0,00
Observaciones	146	146	146	146	146	146	146	146	146	146	146	143	146	143

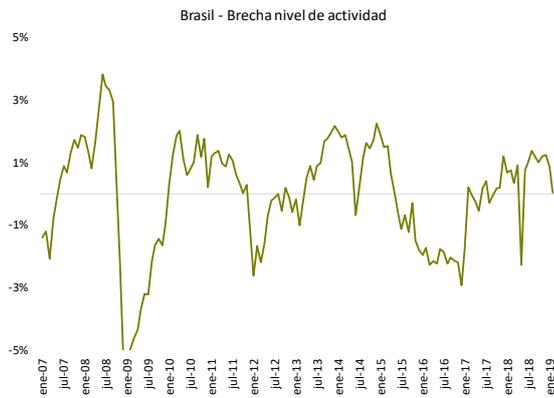
Fuente: Institutos de Estadísticas y Bancos Centrales del MERCOSUR y FMI.

Correlaciones

	DL_P_COM_ARG	DL_P_COM_BRA	DL_P_COM_FMI	DL_P_AGRO_ARG	DL_P_AGRO_BRA	DL_P_AGRO_FMI	DL_P_ENER_ARG	DL_P_ENER_BRA	DL_P_ENER_FMI	DL_P_EXPO_BRA	DL_P_EXPO_PAR	DL_P_EXPO_URU	DL_P_IMPO_PAR	DL_P_IMPO_URU	
DL_P_COM_ARG	1,00														
Prob.	-----														
DL_P_COM_BRA	0,684	1,00													
Prob.	0,00	-----													
DL_P_COM_FMI	0,629	0,803	1,00												
Prob.	0,00	0,00	-----												
DL_P_AGRO_ARG	0,986	0,602	0,511	1,00											
Prob.	0,00	0,00	0,00	-----											
DL_P_AGRO_BRA	0,671	0,929	0,605	0,628	1,00										
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	-----										
DL_P_AGRO_FMI	0,720	0,804	0,720	0,662	0,775	1,00									
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----									
DL_P_ENER_ARG	0,550	0,662	0,931	0,434	0,463	0,548	1,00								
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----								
DL_P_ENER_BRA	0,544	0,695	0,957	0,436	0,484	0,561	0,967	1,00							
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----							
DL_P_ENER_FMI	0,442	0,650	0,780	0,370	0,415	0,463	0,740	0,830	1,00						
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-----						
DL_P_EXPO_BRA	0,249	0,346	0,484	0,197	0,231	0,286	0,438	0,490	0,480	1,00					
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	-----					
DL_P_EXPO_PAR	0,128	0,128	0,161	0,118	0,171	0,101	0,139	0,161	0,185	0,185	1,00				
Prob.	0,13	0,13	0,06	0,16	0,40	0,23	0,10	0,06	0,03	0,03	0,49	-----			
DL_P_EXPO_URU	0,358	0,355	0,360	0,335	0,304	0,440	0,242	0,300	0,300	0,435	0,088	0,088	1,00		
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,30	0,30	-----		
DL_P_IMPO_PAR	0,176	0,178	0,157	0,167	0,198	0,181	0,123	0,129	0,081	0,277			0,130	1,00	
Prob.	0,04	0,03	0,06	0,05	0,02	0,03	0,14	0,12	0,34	0,00	0,95	0,12	0,12	-----	
DL_P_IMPO_URU	0,227	0,435	0,525	0,154	0,328	0,393	0,488	0,517	0,470	0,457	0,168	0,450	0,164	0,164	1,00
Prob.	0,01	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,05	0,05	-----

Fuente: Institutos de Estadísticas y Bancos Centrales del MERCOSUR y FMI.

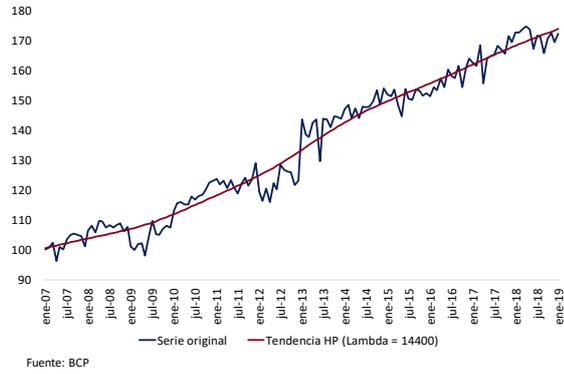
I.4. Nivel de actividad



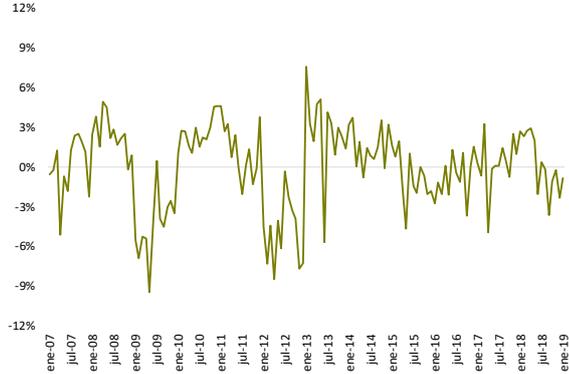
*Empalme de series mensuales de desempleo (PME hasta feb-12 y PNAD continua en adelante).
Desestacionalizada con X-13 ARIMA SEATS. Fuente: BCB



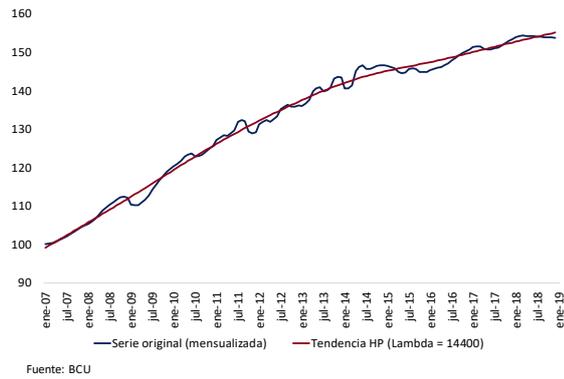
Paraguay - Nivel de actividad
Ene-07 = 100



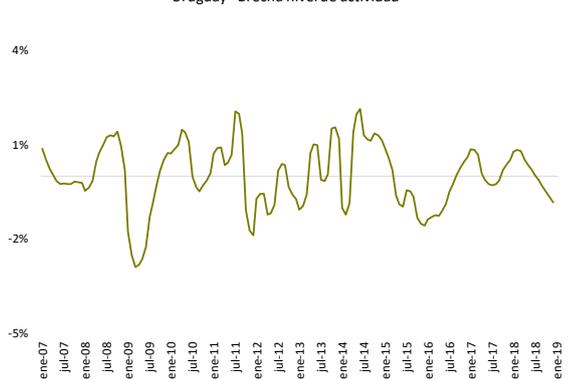
Paraguay - Brecha nivel de actividad



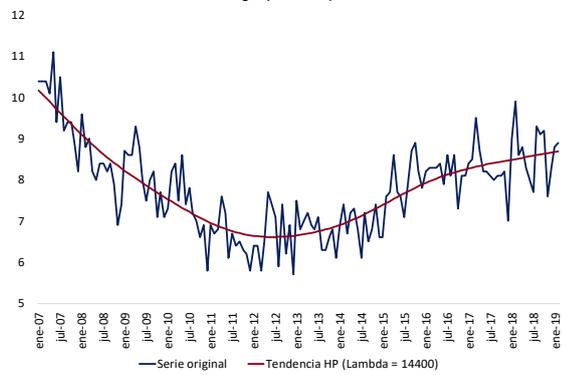
Uruguay - Nivel de actividad
Ene-07 = 100



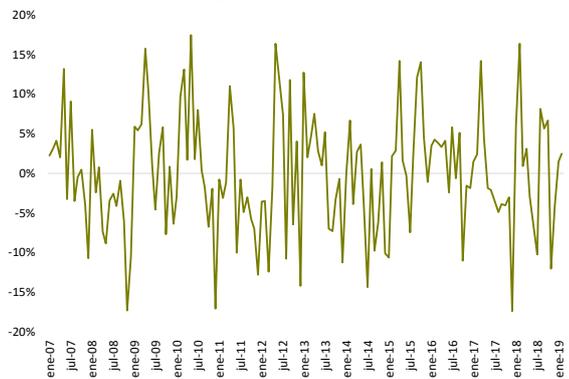
Uruguay - Brecha nivel de actividad



Uruguay - Desempleo



Uruguay - Brecha desempleo





Estadísticas descriptivas

Período enero de 2007 - marzo de 2019

Diferencias de logaritmos

	Brecha del PIB real desest.			
	BRECHA_ ARG	BRECHA_ BRA	BRECHA_ PAR	BRECHA_ URU
Media	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Mediana	0,1%	0,3%	0,5%	0,0%
Máximo	5,0%	3,8%	7,6%	2,1%
Mínimo	-7,8%	-5,8%	-9,4%	-2,9%
Desv. Estádar	2,6%	1,8%	3,1%	1,0%
Coef. Variación	-139,23	-158,54	-459,01	-491,55
Sesgo	-0,49	-0,80	-0,67	-0,39
Curtosis	3,13	3,71	3,18	3,05
Jarque-Bera	5,94	18,71	11,09	3,70
Probabilidad	0,05	0,00	0,00	0,16
Observaciones	147	146	145	144

Fuente: BCB, BCP, BCU e INDEC.

Coefficientes de correlación

Período enero 2007 a marzo 2019

	BRECHA_ ARG	BRECHA_ BRA	BRECHA_ PAR	BRECHA_ URU
BRECHA_ ARG	1,00			
BRECHA_ BRA	0,568	1,00		
BRECHA_ PAR	0,487	0,542	1,00	
BRECHA_ URU	0,350	0,554	0,447	1,00

	Brecha del PIB y desempleo					
	BRECHA_ ARG	BRECHA_ BRA	DESEMP_ BRECHA_ BRA	BRECHA_ PAR	BRECHA_ URU	DESEMP_ BRECHA_ URU
Media	0,0%	0,0%	-0,2%	0,0%	0,0%	0,0%
Mediana	0,1%	0,3%	-0,1%	0,5%	0,0%	-0,2%
Máximo	5,0%	3,8%	12,2%	7,6%	2,1%	17,5%
Mínimo	-7,8%	-5,8%	-12,2%	-9,4%	-2,9%	-17,4%
Desv. Estádar	2,6%	1,8%	5,6%	3,1%	1,0%	7,4%
Coef. Variación	-139,2	-158,5	-24,2	-459,0	-491,5	-171,8
Sesgo	-0,49	-0,80	-0,03	-0,67	-0,39	0,07
Curtosis	3,13	3,71	2,56	3,18	3,05	2,86
Jarque-Bera	5,94	18,71	1,21	11,09	3,70	0,23
Probabilidad	0,05	0,00	0,55	0,00	0,16	0,89
Observaciones	147	146	146	145	144	146

Fuente: BCB, BCP, BCU e INDEC.

	BRECHA_ ARG	BRECHA_ BRA	DESEMP_ SE_ BRECHA_ BRA	BRECHA_ PAR	BRECHA_ URU	DESEMP_ BRECHA_ URU
BRECHA_ ARG	1,00					
BRECHA_ BRA	0,568	1,00				
DESEMP_ SE_ BRECHA_ BRA	-0,261	-0,581	1,00			
BRECHA_ PAR	0,487	0,542	-0,291	1,00		
BRECHA_ URU	0,350	0,554	-0,272	0,447	1,00	
DESEMP_ BRECHA_ URU	-0,169	-0,130	0,235	-0,097	-0,208	1,00



Anexo II – Resultados de los modelos VAR

II.1. Argentina (2012-2019)

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/17/19 Time: 15:01

Sample: 2012M01 2019M03

Included observations: 87

Standard errors in () & t-statistics in []

	DL_PCOM	DL_REG	DL_TC	CYCLE_EM..	DL_NUCLEO
DL_PCOM(-1)	0.067379 (0.11005) [0.61226]	0.079445 (0.06909) [1.14984]	-0.043720 (0.11620) [-0.37624]	-0.039889 (0.02270) [-1.75727]	0.003599 (0.02068) [0.17401]
DL_REG(-1)	0.392796 (0.17668) [2.22319]	0.171377 (0.11093) [1.54498]	0.064761 (0.18656) [0.34714]	-0.038256 (0.03644) [-1.04974]	0.058267 (0.03320) [1.75480]
DL_TC(-1)	0.027709 (0.13660) [0.20285]	-0.010134 (0.08576) [-0.11816]	0.383765 (0.14424) [2.66064]	0.015162 (0.02818) [0.53809]	0.056058 (0.02567) [2.18362]
CYCLE_EMAE_SA_PO...	0.124608 (0.27874) [0.44704]	0.160118 (0.17500) [0.91495]	0.200055 (0.29432) [0.67971]	0.817463 (0.05749) [14.2180]	-0.009215 (0.05238) [-0.17591]
DL_NUCLEO(-1)	-0.317890 (0.68073) [-0.46698]	1.006887 (0.42738) [2.35594]	-0.120248 (0.71878) [-0.16729]	-0.213922 (0.14041) [-1.52354]	0.450760 (0.12793) [3.52346]
C	-0.006902 (0.01320) [-0.52270]	0.000187 (0.00829) [0.02258]	0.017391 (0.01394) [1.24733]	0.004876 (0.00272) [1.79043]	0.009901 (0.00248) [3.98985]
R-squared	0.074552	0.193263	0.140886	0.778284	0.457654
Adj. R-squared	0.017425	0.143464	0.087855	0.764597	0.424175
Sum sq. resids	0.139152	0.054849	0.155144	0.005920	0.004915
S.E. equation	0.041448	0.026022	0.043765	0.008549	0.007789
F-statistic	1.305032	3.880890	2.656641	56.86634	13.67021
Log likelihood	156.6096	197.1071	151.8774	293.9468	302.0454
Akaike AIC	-3.462291	-4.393266	-3.353503	-6.619466	-6.805640
Schwarz SC	-3.292228	-4.223204	-3.183440	-6.449403	-6.635578
Mean dependent	-0.003302	0.027048	0.026050	-0.001228	0.023145
S.D. dependent	0.041814	0.028117	0.045824	0.017621	0.010265
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.55E-18			
Determinant resid covariance		3.18E-18			
Log likelihood		1135.304			
Akaike information criterion		-25.40928			
Schwarz criterion		-24.55897			
Number of coefficients		30			



II.2. Brasil(2012-2019) con dummy step

Vector Autoregression Estimates
 Date: 05/20/19 Time: 11:46
 Sample (adjusted): 2012M01 2019M02
 Included observations: 86 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DL_P_AGR...	DL_REG	DL_TC	PIB_BRECHA	DL_NUCLEO
DL_P_AGRO_BR_USD(...)	0.130496 (0.11929) [1.09391]	-0.032306 (0.03458) [-0.93436]	-0.279696 (0.17135) [-1.63234]	0.060182 (0.03712) [1.62130]	0.002590 (0.00627) [0.41329]
DL_REG(-1)	-0.533304 (0.39754) [-1.34151]	0.264575 (0.11522) [2.29623]	0.921239 (0.57100) [1.61337]	0.029674 (0.12370) [0.23989]	0.030622 (0.02089) [1.46613]
DL_TC(-1)	0.076210 (0.08199) [0.92950]	0.031125 (0.02376) [1.30975]	0.143730 (0.11777) [1.22047]	0.041458 (0.02551) [1.62502]	0.003349 (0.00431) [0.77752]
PIB_BRECHA(-1)	0.034472 (0.18907) [0.18233]	0.005556 (0.05480) [0.10138]	0.401319 (0.27156) [1.47781]	0.828222 (0.05883) [14.0783]	0.012071 (0.00993) [1.21526]
DL_NUCLEO(-1)	1.339962 (2.04018) [0.65679]	0.670531 (0.59132) [1.13396]	-6.719363 (2.93039) [-2.29299]	-0.705862 (0.63482) [-1.11191]	0.367158 (0.10719) [3.42540]
C	-0.008370 (0.01109) [-0.75478]	-0.000163 (0.00321) [-0.05067]	0.039726 (0.01593) [2.49425]	0.002952 (0.00345) [0.85557]	0.003260 (0.00058) [5.59533]
DUMMY_STRUCT	0.006213 (0.00823) [0.75516]	0.002247 (0.00238) [0.94213]	-0.025253 (0.01182) [-2.13697]	0.000120 (0.00256) [0.04688]	-0.001907 (0.00043) [-4.41076]
R-squared	0.038527	0.183405	0.195665	0.740361	0.622505
Adj. R-squared	-0.034496	0.121385	0.134576	0.720641	0.593835
Sum sq. resids	0.043081	0.003619	0.088880	0.004171	0.000119
S.E. equation	0.023352	0.006768	0.033542	0.007266	0.001227
F-statistic	0.527598	2.957194	3.202958	37.54475	21.71238
Log likelihood	204.7289	311.2348	173.5884	305.1295	458.1038
Akaike AIC	-4.598346	-7.075227	-3.874148	-6.933244	-10.49079
Schwarz SC	-4.398574	-6.875454	-3.674375	-6.733471	-10.29101
Mean dependent	-0.003023	0.005383	0.008217	-0.000377	0.004544
S.D. dependent	0.022960	0.007221	0.036056	0.013748	0.001925
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.53E-21			
Determinant resid covariance		1.00E-21			
Log likelihood		1469.048			
Akaike information criterion		-33.34994			
Schwarz criterion		-32.35108			
Number of coefficients		35			



II.3. Paraguay (2012-2019)

Vector Autoregression Estimates
 Date: 05/17/19 Time: 11:49
 Sample (adjusted): 2012M01 2019M01
 Included observations: 85 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DL_P_AGRO	DL_REG	DL_TC	PIB_BRECHA	DL_NUCLEO
DL_P_AGRO(-1)	0.283623 (0.10899) [2.60235]	0.040164 (0.06311) [0.63640]	-0.210344 (0.08956) [-2.34871]	-0.025561 (0.15495) [-0.16496]	0.013968 (0.01261) [1.10745]
DL_REG(-1)	0.208918 (0.19605) [1.06564]	0.027307 (0.11353) [0.24054]	-0.266022 (0.16110) [-1.65131]	0.152026 (0.27873) [0.54542]	0.008888 (0.02269) [0.39172]
DL_TC(-1)	-0.072222 (0.12644) [-0.57118]	0.085908 (0.07322) [1.17330]	0.303065 (0.10390) [2.91685]	-0.205761 (0.17977) [-1.14457]	0.030693 (0.01463) [2.09752]
PIB_BRECHA(-1)	-0.010819 (0.07383) [-0.14654]	0.014980 (0.04275) [0.35039]	0.087705 (0.06067) [1.44562]	0.373489 (0.10497) [3.55805]	-0.000898 (0.00854) [-0.10511]
DL_NUCLEO(-1)	0.315002 (0.96275) [0.32719]	-0.359166 (0.55749) [-0.64425]	-0.614593 (0.79111) [-0.77687]	1.074361 (1.36879) [0.78490]	0.036311 (0.11142) [0.32590]
C	-0.002149 (0.00386) [-0.55694]	0.001929 (0.00223) [0.86342]	0.004488 (0.00317) [1.41572]	-0.004788 (0.00549) [-0.87291]	0.003070 (0.00045) [6.87678]
R-squared	0.102843	0.030685	0.214922	0.151159	0.067734
Adj. R-squared	0.046061	-0.030664	0.165234	0.097434	0.008730
Sum sq. resids	0.033625	0.011275	0.022705	0.067969	0.000450
S.E. equation	0.020631	0.011947	0.016953	0.029332	0.002388
F-statistic	1.811183	0.500173	4.325396	2.813607	1.147954
Log likelihood	212.3835	258.8225	229.0734	182.4728	395.6865
Akaike AIC	-4.856083	-5.948765	-5.248785	-4.152302	-9.169093
Schwarz SC	-4.683660	-5.776342	-5.076363	-3.979879	-8.996671
Mean dependent	-0.001810	0.000972	0.003636	-0.002577	0.003280
S.D. dependent	0.021123	0.011768	0.018555	0.030875	0.002398
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.70E-20			
Determinant resid covariance		5.34E-20			
Log likelihood		1282.937			
Akaike information criterion		-29.48088			
Schwarz criterion		-28.61877			
Number of coefficients		30			



II.4. Uruguay (2012-2018)

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/15/19 Time: 11:37

Sample (adjusted): 2012M01 2018M12

Included observations: 84 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DL_PEXPO	DL_REG_AJ	DL_TC	DESEMP_B...	DL_NUCLEO
DL_PEXPO(-1)	0.275677 (0.10532) [2.61741]	0.008776 (0.06999) [0.12539]	0.153762 (0.13631) [1.12807]	0.609596 (0.48928) [1.24591]	0.014418 (0.01627) [0.88613]
DL_REG_AJ(-1)	-0.084983 (0.17526) [-0.48489]	0.035771 (0.11646) [0.30715]	0.114464 (0.22682) [0.50466]	1.680759 (0.81416) [2.06441]	0.078315 (0.02707) [2.89264]
DL_TC(-1)	-0.109577 (0.09171) [-1.19484]	0.011027 (0.06094) [0.18095]	0.460496 (0.11869) [3.87998]	-0.056987 (0.42602) [-0.13377]	0.031800 (0.01417) [2.24463]
DESEMP_BRECHA(-1)	0.030344 (0.02347) [1.29269]	-0.035223 (0.01560) [-2.25813]	-0.002723 (0.03038) [-0.08964]	0.146623 (0.10904) [1.34462]	-0.006800 (0.00363) [-1.87540]
DL_NUCLEO(-1)	-1.458030 (0.75554) [-1.92979]	-0.068969 (0.50205) [-0.13737]	-1.393480 (0.97778) [-1.42514]	1.615286 (3.50979) [0.46022]	0.223410 (0.11671) [1.91417]
C	0.009480 (0.00503) [1.88658]	0.005575 (0.00334) [1.66943]	0.012266 (0.00650) [1.88604]	-0.017506 (0.02334) [-0.74991]	0.004717 (0.00078) [6.07610]
R-squared	0.208751	0.065145	0.194069	0.094846	0.273809
Adj. R-squared	0.158029	0.005218	0.142407	0.036823	0.227258
Sum sq. resids	0.019470	0.008597	0.032610	0.420168	0.000465
S.E. equation	0.015799	0.010499	0.020447	0.073395	0.002441
F-statistic	4.115654	1.087081	3.756492	1.634639	5.881948
Log likelihood	232.3358	266.6684	210.6757	103.3217	389.2231
Akaike AIC	-5.388949	-6.206390	-4.873230	-2.317184	-9.124359
Schwarz SC	-5.215319	-6.032761	-4.699600	-2.143555	-8.950729
Mean dependent	-0.002205	0.005334	0.005691	0.001301	0.006839
S.D. dependent	0.017218	0.010526	0.022079	0.074784	0.002776
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.33E-19			
Determinant resid covariance		1.61E-19			
Log likelihood		1221.532			
Akaike information criterion		-28.36981			
Schwarz criterion		-27.50166			
Number of coefficients		30			