

Volatilidad en la inflación de Bolivia: Análisis del comportamiento de precios de la canasta del IPC 2016

Roberto Carlos Sevillano Cordero

Fabrizio Rene Murillo Mejía

(Diciembre, 2022)

Resumen

La Inflación baja y la estabilidad de precios son situaciones que pueden estar muy relacionadas, sin embargo, el hecho que se cumpla uno no garantiza el cumplimiento del otro. En el periodo 2018-2022, en Bolivia se han experimentado niveles bajos de inflación comparados con aquellos observados en el resto del mundo, sobre todo en el año 2022. La construcción de indicadores de inflación núcleo e inflación no-núcleo a partir de la metodología de truncamiento asimétrico óptimo resulta muy útil, no sólo al nivel agregado, sino también, al interior de los precios de los productos que componen la canasta del IPC. Los resultados evidencian la presencia de volatilidad de precios al interior de la canasta de artículos del IPC Base 2016, que a nivel agregado resulta en una inflación baja, pero con volatilidad.

Palabras Clave: Inflación núcleo, Truncamiento asimétrico

Código JEL: C32, C43, E31, E52

1. Introducción

Más allá de velar por niveles de inflación bajos, uno de los objetivos más relevantes para la política económica es la estabilidad de precios. Si bien la inflación baja y la estabilidad de precios pueden estar muy relacionados, el hecho de que se cumpla uno no garantiza el cumplimiento del otro. La estabilidad de precios es el objetivo principal de las autoridades monetarias en muchos países del mundo. En Bolivia, además se aclara que la estabilidad de precios debe contribuir al desarrollo económico y social.

En el periodo 2018-2022, en Bolivia se han experimentado niveles bajos de inflación comparados con aquellos observados en el resto del mundo, sobre todo en el año 2022. Sin embargo, no se cuenta con evidencia de lo sucedido con la estabilidad de precios (o lo contrario, con la volatilidad). Empleando la información contenida en los índices encadenados del Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base 2016 es posible determinar la situación de la volatilidad de los precios de los artículos que componen la canasta. Para tal efecto, la construcción de indicadores de inflación núcleo e inflación no-núcleo a partir de la metodología de truncamiento asimétrico óptimo resulta muy útil, no sólo al nivel agregado sino también al interior de los precios de los productos que componen la canasta del IPC.

El documento continúa en la sección 2, se establece la problemática de la (in)estabilidad o volatilidad de precios. Luego en la sección 3, se hacen algunas consideraciones especiales sobre el cálculo de la inflación a partir de las variaciones de los precios de los artículos del IPC. En la sección 4, se desarrolla la metodología de la inflación núcleo por truncamiento asimétrico. El análisis de los resultados tanto al interior de la canasta de artículos del IPC como a nivel agregado se desarrolla en la sección 5. Finalmente, en la sección 6, se establecen las conclusiones y recomendaciones.

2. Volatilidad de precios: definiciones

La Constitución Política del Estado (Artículo 327) establece que el objetivo del Banco Central de Bolivia es mantener la estabilidad del poder adquisitivo interno (precios domésticos) de la moneda, para contribuir al desarrollo económico y social.

Resulta necesario definir el concepto de estabilidad de precios. En general, la literatura establece que la estabilidad de precios es definida como el estado de varios agentes económicos incluidos los hogares y las empresas pueden tomar decisiones en sus respectivas actividades económicas como son el consumo y la inversión sin preocuparse por las fluctuaciones en el nivel general de precios. Fischer (1996) define que la estabilidad de precios es la estabilidad del nivel promedio de precios, no baja inflación. A partir de esto, podemos indicar que la inestabilidad o volatilidad de precios es una situación donde hay inestabilidad en el nivel promedio de precios, sin importar si la inflación es baja. Esto eventualmente afectaría el comportamiento de los agentes económicos respecto de sus decisiones económicas.

Dicho esto, se establece el objetivo de este documento: evaluar que si a pesar de haber experimentado niveles relativamente bajos inflación en el periodo entre 2018 - 2022, se presentan situaciones de volatilidad de precios, principalmente al interior de los artículos de la canasta que componen el IPC Base 2016.

3. Consideraciones especiales sobre el cálculo de la inflación

Es necesario establecer algunas consideraciones sobre el cálculo de la inflación. Estas servirán posteriormente para desarrollar y justificar teóricamente el estudio de la volatilidad de precios al interior de la canasta del IPC 2016, a través tanto del estudio de las propiedades deseables de la inflación núcleo construida por medias truncadas asimétricas.

El IPC Base 2016 consta de 397 artículos que tienen un peso relativo o ponderación fija dentro de la canasta. El INE calcula índices de precios para cada uno de estos artículos, que a su vez, tras ser multiplicados por el respectivo ponderador dan lugar a los “índices encadenados” de tal manera que la suma de cada “encadenado i ” permite construir el IPC para el periodo t , como se puede ver en la siguiente definición:

$$P_t = \sum_{i=1}^N w_i P_{i,t} \quad \sum_i w_i = 100 \quad (1)$$

Donde P_t es el IPC en el periodo t que resulta de sumar los N índices encadenados $w_i P_{i,t}$. Continuando, se puede demostrar que la ecuación anterior puede ser transformada en:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} \pi_{i,t} \quad (2)$$

Donde π_t es la variación porcentual del IPC o inflación, $\pi_{i,t}$ es la variación porcentual del índice de precios del artículo i y $\omega_{i,t}$ es el ponderador tiempo-variante. Estas a su vez se definen como:

$$\pi_t = \left(\frac{P_t}{P_{t-h}} - 1 \right) \cdot 100 \quad (3)$$

$$\pi_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-h}} - 1 \right) \cdot 100 \quad (4)$$

$$\omega_{i,t} = w_i \cdot \frac{P_{i,t-h}}{P_{t-h}} \quad \sum_i \omega_{i,t} = 100 \quad (5)$$

En (3), “ h ” puede tomar los valores de 1, 3 y 12 para las inflaciones mensual, trimestral y anual (conocida también como inflación a doce meses) respectivamente. Se puede observar que π_t es la media aritmética ponderada de las $\pi_{i,t}$.

4. Análisis de la volatilidad aplicando la metodología de la inflación núcleo por truncamiento asimétrico óptimo

En este documento se aplica la metodología de estimación de la inflación núcleo por truncamiento asimétrico óptimo. Como se desarrolla posteriormente, el **truncamiento asimétrico óptimo** es una combinación de metodologías econométricas y estadísticas que inicialmente pretende reconciliar las condiciones econométricas deseables de la inflación núcleo con las propiedades estadísticas de los cortes transversales del IPC que se asemejan a una distribución gaussiana¹. De esta manera, se determinará la tendencia que surge de promediar las variaciones porcentuales de los precios de los productos que se concentran en la región central de la distribución o “núcleo”.

Para esto, se estudian las condiciones econométricas en lo que respecta a cointegración, “atracción” y “exogeneidad” como establecen Marques et al. (2003), y la “capacidad predictiva” de la estimación de inflación núcleo de Cogley (2003). Posteriormente se evalúan los comportamientos de los momentos de la inflación (media, varianza, asimetría y curtosis) y también el percentil de la media. En primera instancia, el término “óptimo” se refiere a una exploración exhaustiva de todas los posibles truncamientos o cortes hasta encontrar aquellos cumplan las propiedades econométricas deseables establecidas en la teoría y que se aproximen al comportamiento de una distribución gaussiana, de manera similar a Kalra y Trang Dzong (2016).

4.1. Estimación de la inflación núcleo por truncamiento asimétrico

En 1997, Bryan et al. presentaron un estudio que propone como estimador robusto de la inflación núcleo a las Medias Truncadas. Partiendo del estudio de las características de la distribución de los cortes transversales de las variaciones porcentuales de los artículos que componen el IPC de la economía de Estados Unidos, se introduce una nueva metodología cuyo estimador de inflación núcleo es un indicador de tendencia central de la inflación.

El método de truncamiento puede ser Simétrico o Asimétrico. En el primer caso se asume que la media (o la medida de tendencia central) se ubica en el 50mo. percentil de la distribución de los cortes transversales y la distribución es simétrica y mesocúrtica. Por otro lado, en el segundo caso se identifica el percentil donde se ubica la media, y se determina el grado de asimetría y grado de apuntalamiento que exhibe la distribución. En ambos casos lo que se busca es promediar la parte de la distribución que se agrupa alrededor de la media. Se debe puntualizar, en el caso de la inflación, que en el IPC se asignan pesos relativos w_i a los distintos artículos que componen la canasta y por lo tanto se debe ajustar la metodología de truncamientos de la media de tal manera que se incorporen estos pesos relativos.

Dado un punto del tiempo “t”, primero se procede a ordenar en forma ascendente las N variaciones de los precios $\pi_{i,t}$ y los pesos relativos respectivos $\omega_{i,t}$ ². Segundo, se define el conjunto de pesos relativos acumulados $\Omega_i \equiv \sum_{j=1}^{N'} \omega_{j,t}$ con $N' \subseteq N$. A partir de este ordenamiento podemos efectuar los truncamientos. En términos generales, las variaciones $\pi_{i,t}$ con $\omega_{i,t}$ que cumplan la desigualdad $\alpha_1 < \Omega_i < 1 - \alpha_2$ con $\alpha_1, \alpha_2 \in [0,49]$, pertenecerán al conjunto Ω_i . A partir de Ω_i se puede estimar la media truncada definida como:

¹ En Silver (2007) se establece que la no-normalidad de la distribución de la variación de precios al interior de la inflación tiene implicaciones para las medidas de inflación núcleo. La media muestral es el indicador más eficiente de la media poblacional si la distribución es gaussiana o normal.

² En la ecuación (5) se estableció que $\omega_{i,t}$ es una función de w_i .

$$\pi_t^{(\alpha_1, \alpha_2)} = \frac{1}{1 - \alpha_1 - \alpha_2} \sum_{\Omega_i \in I_\Omega} \omega_{i,t} \pi_{i,t} \quad (6)$$

Para poder observar el complemento y estudiar las causas de la volatilidad en las variaciones de precios y la inflación asociada, se construye un indicador de inflación No-núcleo. El cual nos permite observar la volatilidad de las variaciones de precios a nivel agregado.

De Prescott y Hogg (1977), se puede obtener la expresión del complemento de (6), es decir la media de las observaciones descartadas por los cortes α_1 y α_2 .

$$\pi_{NC,t}^{(\alpha_1, \alpha_2)} = \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2} \sum_{\Omega_i \notin I_\Omega} \omega_{i,t} \pi_{i,t} \quad (7)$$

En este documento se emplea la ecuación (6) para estimar todas las permutaciones con repetición que surgen de las posibilidades de truncamientos o cortes. En este caso llegan a ser 2.500: 50 segmentos de corte en la cola izquierda y 50 segmentos de corte en la cola derecha, ambos que van desde el percentil 0 al 49 en las respectivas colas³.

4.2. Condiciones econométricas

4.2.1. Pruebas de Marques et. al. (2003): Condiciones de “Atracción”

Marques et al (2003) introducen tres condiciones empíricas comprobables que permiten evaluar alguna(s) medida(s) de la inflación núcleo:

Condición 1 (Cointegración): La inflación general π_t y la inflación núcleo π_t^* no deberían exhibir tendencias sistemáticamente divergentes. Esto puede comprobarse con la siguientes dos subcondiciones:

Subcondición 1a: La inflación general y la inflación núcleo deberían estar cointegradas con un coeficiente unitario, y sus perturbaciones “ u_t ” deberían ser estacionarias de media cero:

$$\pi_t = \beta \pi_t^* + u_t \quad (8)$$

Subcondición 1b: Incluso si $u_t = (\pi_t - \beta \pi_t^*)$ fuera estacionaria, pero $\beta \neq 1$, la inflación general y la inflación núcleo tienden a divergir. Por eso se debe examinar la cointegración realizando la siguiente prueba de hipótesis $\beta = 1$ dado que $\alpha = 0$:

$$(\pi_t - \pi_t^*) = \alpha + (1 - \beta) \pi_t^* + u_t \quad (9)$$

³ Se debe aclarar al lector, que no se considera el percentil 50 ya que esto implicaría descartar completamente una cola de la distribución de las variaciones de precios de la inflación, y en el caso extremo de aplicar este corte en ambas colas resultaría en un conjunto vacío.

Condición 2 (Atracción): π_t^* es un “atractor” de π_t . Esta condición formaliza el supuesto de que la inflación converge a la inflación núcleo en el largo plazo. Esta condición se puede comprobar con la siguiente ecuación:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \phi_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \xi_{t-j} \pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Esta condición requiere la existencia de un mecanismo de corrección de errores (MCE) para " π_t ", lo que se satisface rechazando la hipótesis nula ($\gamma = 0$). La implicancia de esta condición es que la inflación general puede divergir de la inflación núcleo en el corto plazo, pero es “atraída de vuelta” en el largo plazo.

Condición 3 (Exogeneidad): π_t no debería ser un “atractor” de π_t^* . Esta condición garantiza que la condición 2 no ocurra al revés, por lo que se puede evaluar el MCE para π_t^* :

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \psi_{t-j} \pi_{t-j}^* + \sum_{j=1}^s \rho_j \pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \eta_t \quad (11)$$

Subcondición 3a: La *exogeneidad débil* de la medida de inflación núcleo requiere que ($\lambda = 0$).

Subcondición 3b: La *exogeneidad fuerte* de la medida de inflación núcleo requiere que ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_s = 0$) dado que ($\lambda = 0$).

Por lo que, si la condición 3 se cumple, la variación de la inflación núcleo puede ser escrita simplemente como un proceso autorregresivo:

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \psi_{t-j} \pi_{t-j}^* + \eta_t \quad (12)$$

4.2.2. Prueba de Cogley (2002): Capacidad predictiva

Cogley (2002), propone la comparación entre distintas medidas de inflación núcleo investigando su poder predictivo para cambio subsecuentes en la inflación. Para esto se prueba la relación entre la “desviación del núcleo” contemporánea ($\pi_t - \pi_t^*$) con cambios subsecuentes en la inflación ($\pi_{t+H} - \pi_t$) a través de:

$$\pi_{t+H} - \pi_t = \alpha_H + \beta_H(\pi_t - \pi_t^*) + \zeta_{t+H} \quad (13)$$

Con “H” el horizonte de predicción, se prueba la hipótesis de que $\alpha_H = 0$ y $\beta_H = -1$. La primera parte de la hipótesis nula implica que las desviaciones del núcleo y cambios subsecuentes tienen media cero (para un horizonte H lo suficientemente largo). La segunda parte de la hipótesis significa que hay una corrección uno a uno en la inflación general futura si se mueve de su nivel subyacente.

4.3. Propiedades estadísticas de los cortes transversales: momentos de la inflación

Como se señala en el trabajo pionero por Bryan et al. (1997) y en estudios posteriores realizados *inter alia* por Coimbra y Neves (1997), Marques y Mota (2000), un estudio previo a la construcción del indicador truncado es el referido al estudio de momentos de inflación de los precios (índices encadenados en el caso boliviano) de los artículos de la canasta del IPC i.e. corte transversal.

El estudio de los momentos permite establecer las características de la distribución de inflación. Cuando unos conjuntos de datos tienden fuertemente a agruparse alrededor de una medida de tendencia central, entonces se puede caracterizar la distribución de dichos datos empleando los momentos. Además de los dos primeros momentos, la Media que permite determinar el valor numérico de la tendencia central donde los datos se agrupan⁴ y la Varianza que mide la dispersión o la variabilidad de los datos alrededor de la medida de tendencia central se deben analizar el tercer y cuarto momento.

El tercer momento mide el grado de “Asimetría” de los datos alrededor de la tendencia central y que, a diferencia de los anteriores momentos, no emplea la unidad de medida de los datos, representándose como tan sólo un número “adimensional”. Es decir, un coeficiente que permite determinar la forma de la distribución. Por ejemplo, un valor positivo de este coeficiente nos indica una distribución con una cola asimétrica que se extiende hacia el valor más positivo de los datos; por el contrario, un coeficiente negativo nos estaría señalando una cola asimétrica que se extiende hacia el valor más negativo.

La Curtosis o cuarto momento también es un número carente de dimensión. Este nos permite establecer el “apuntalamiento” o “aplanamiento” relativos de la distribución respecto a la distribución normal (o gaussiana)⁵.

A partir de las ecuaciones presentadas anteriormente podemos escribir los momentos centrales de orden superior como:

$$m_{k,t} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t} (\pi_{i,t} - \pi_t)^k \quad \text{para } t = 1, \dots, T \quad (14)$$
$$\mu_t = \mathbb{E}x_{t+1} + \varepsilon_t$$

Se puede obtener el momento “k” correspondiente a la observación temporal “t”. Entonces podemos definir el coeficiente de Asimetría “ S_t ” como:

$$S_t \equiv m_{3,t} = \frac{m_{3,t}}{(m_{2,t})^{\frac{3}{2}}} \quad (15)$$

De la misma manera el coeficiente de Curtosis K_t está dado por:

$$K_t \equiv m_{4,t} = \frac{m_{4,t}}{(m_{2,t})^2} \quad (16)$$

⁴ No es la única medida de tendencia central puesto que se tienen otros estimadores de tendencia central como son la Mediana y Moda

⁵ Se dice que la distribución es Leptocúrtica cuando el coeficiente es mayor cero y la distribución es más apuntalada que la Normal, Mesocúrtica cuando el coeficiente es cercano a cero y la distribución tiene un apuntalamiento similar al de la Normal y Platicúrtica cuando el coeficiente es negativo y la distribución es más plana que la normal.

5. Resultados

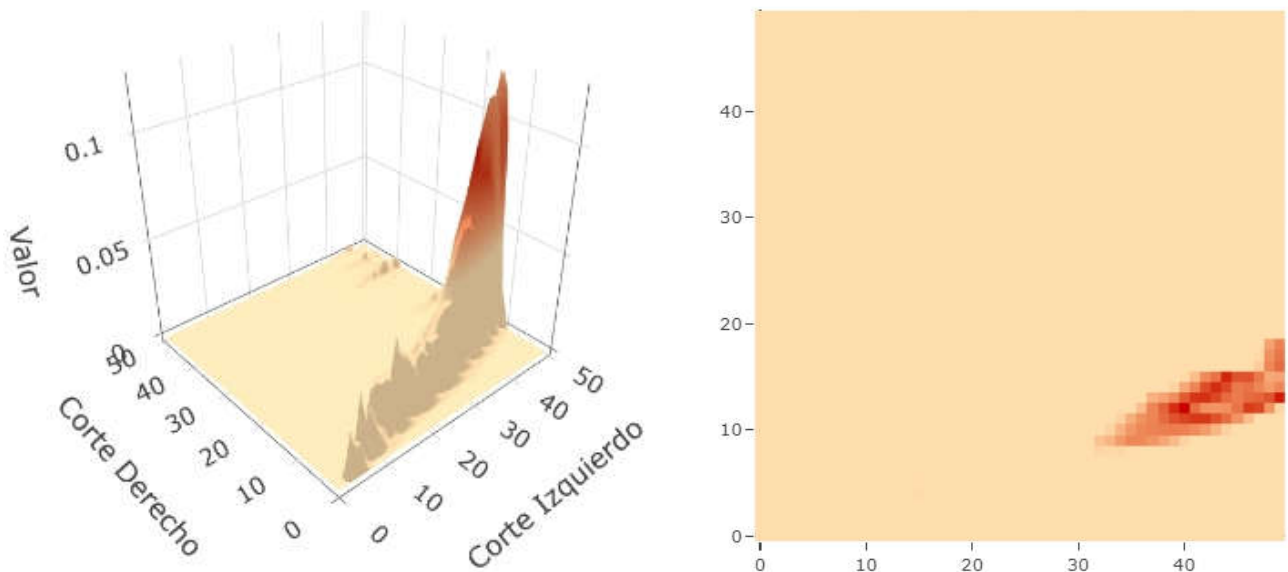
5.1. Condiciones econométricas

Los resultados de las pruebas econométricas de las condiciones de Marques et al. (2003) y Cogley (2002) se presentan en esta subsección. En el marco de un análisis exhaustivo se corrieron las regresiones para las 2.500 permutaciones con repetición posibles. Los resultados para fines ilustrativos y prácticos se presentan de forma gráfica y reflejan los “valores F” (F-Stat) de las regresiones que prueban las hipótesis nulas de cada condición establecida en la sección 4.

En el caso de la condición 1 de Marques et al. (2003) Cointegración, se verificó únicamente la condición 1b, por los motivos que se expusieron al momento de definir la regresión en la sección anterior (convergencia de la inflación núcleo con la inflación observada). El resultado deseable es “no rechazar la hipótesis nula” o, lo que es similar, verificar que exista una relación de Cointegración y convergencia entre la inflación núcleo y la inflación general, por lo que los valores de significancia conjunta F mayores a 0,10 son los deseables (la hipótesis nula se rechaza cuando la significancia es menor a 0,10).

En la figura 1, estos resultados se representan de la siguiente manera: i) las regiones más claras, son las regiones de rechazo de la hipótesis nula o que no existe relación de Cointegración, y ii) en las regiones de tonalidad roja representan que no es posible rechazar la hipótesis nula. Esta prueba es la más exigente por lo que la única región que cumple esta condición se sitúa cortes de la cola derecha superiores al 40% y cortes de la cola izquierda entre 12% y 15%.

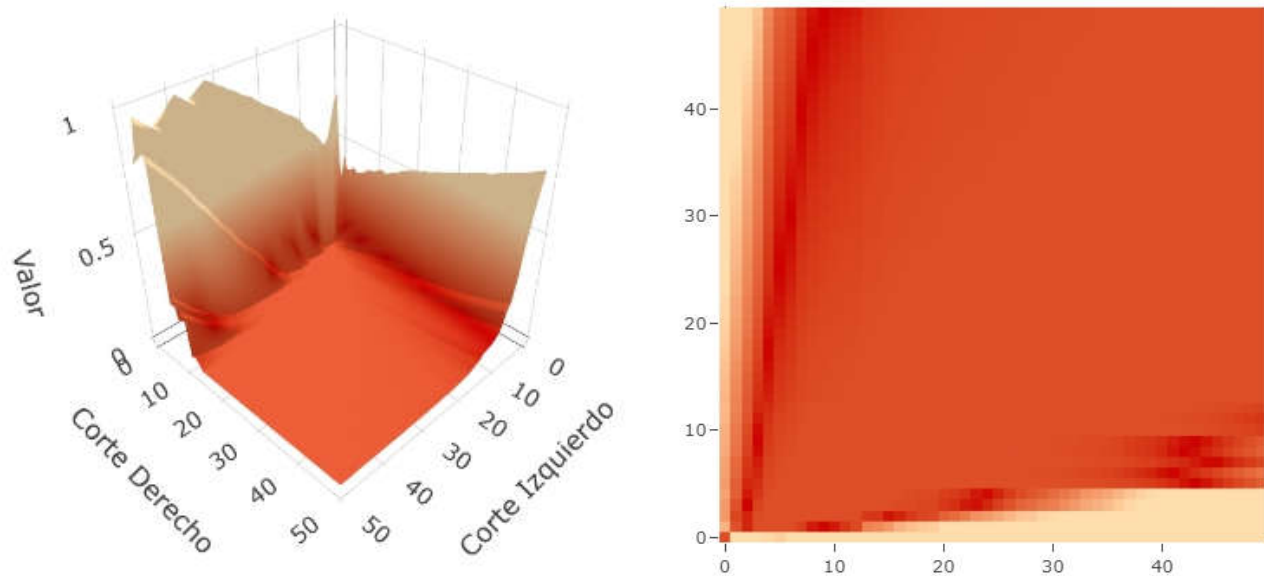
Figura 1: Condición 1b de Marques et. al. (2003): Cointegración



Fuente: Elaboración propia

La condición 2 – Atracción, tiene una lógica inversa dado que aquí es deseable rechazar la hipótesis nula o verificar que no existe un mecanismo de corrección de errores (MCE) que corrige las desviaciones de la inflación general respecto al núcleo en el corto plazo, entonces son deseables valores de significancia menores a 0,10, representados en rojo en la figura 2. Los valores por encima de este valor no permiten rechazar la no existencia de un MCE.

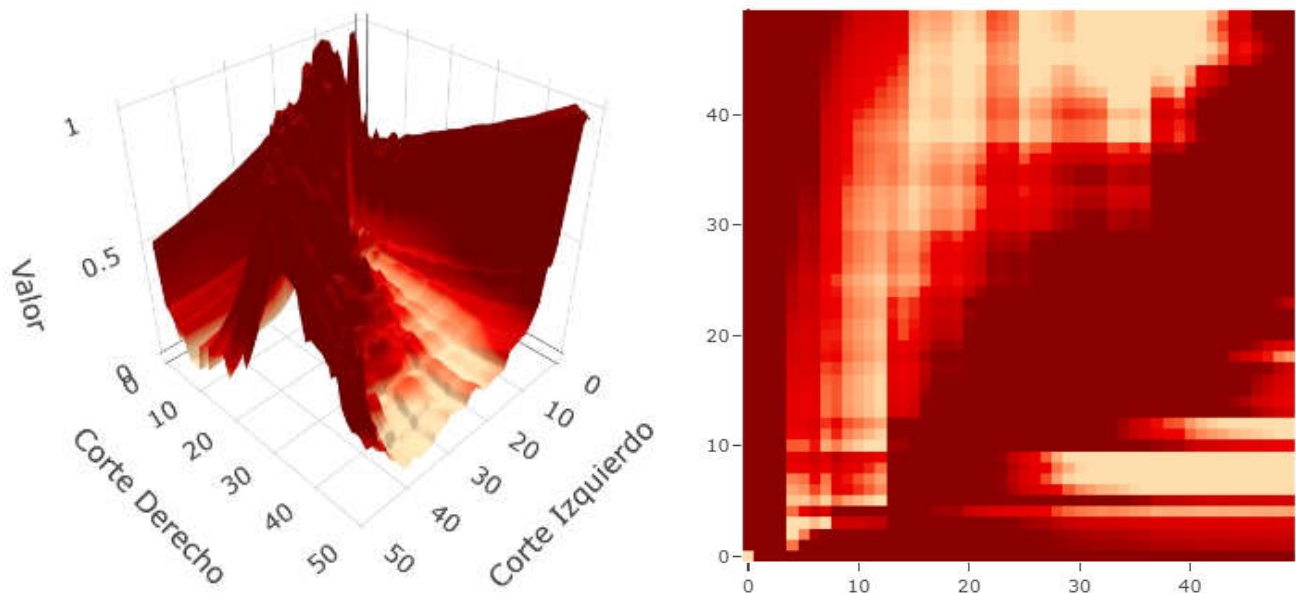
Figura 2: Condición 2 de Marques et. al. (2003): Atracción



Fuente: Elaboración propia

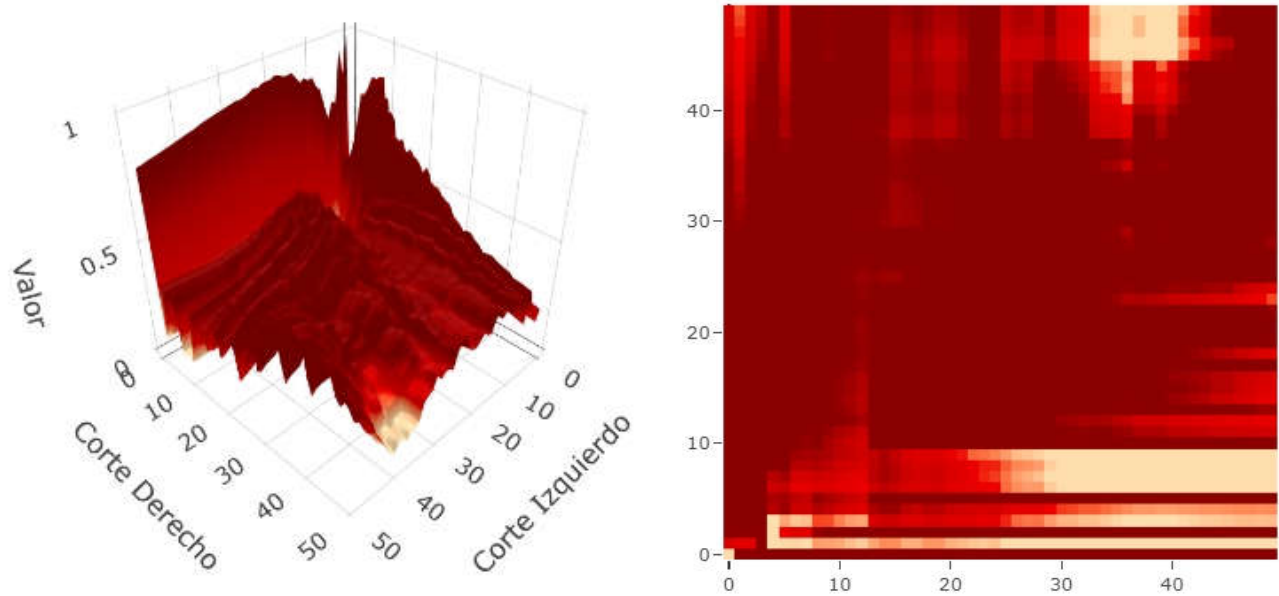
La condición 3 – Exogeneidad (débil y fuerte), tiene por hipótesis nula que la inflación núcleo es exógena y puede ser representada como un proceso autorregresivo. Los valores de significancia mayores a 0,10 no rechazan la hipótesis nula. En las figuras 3a y 3b las regiones claras son descartadas al establecer que la inflación núcleo depende de la inflación general y no es exógena. Mientras que los valores en tonos rojos más oscuros aceptan la Exogeneidad entre las inflaciones núcleo y general.

Figura 3a: Condición 3a de Marques et. al. (2003): Exogeneidad Débil



Fuente: Elaboración propia

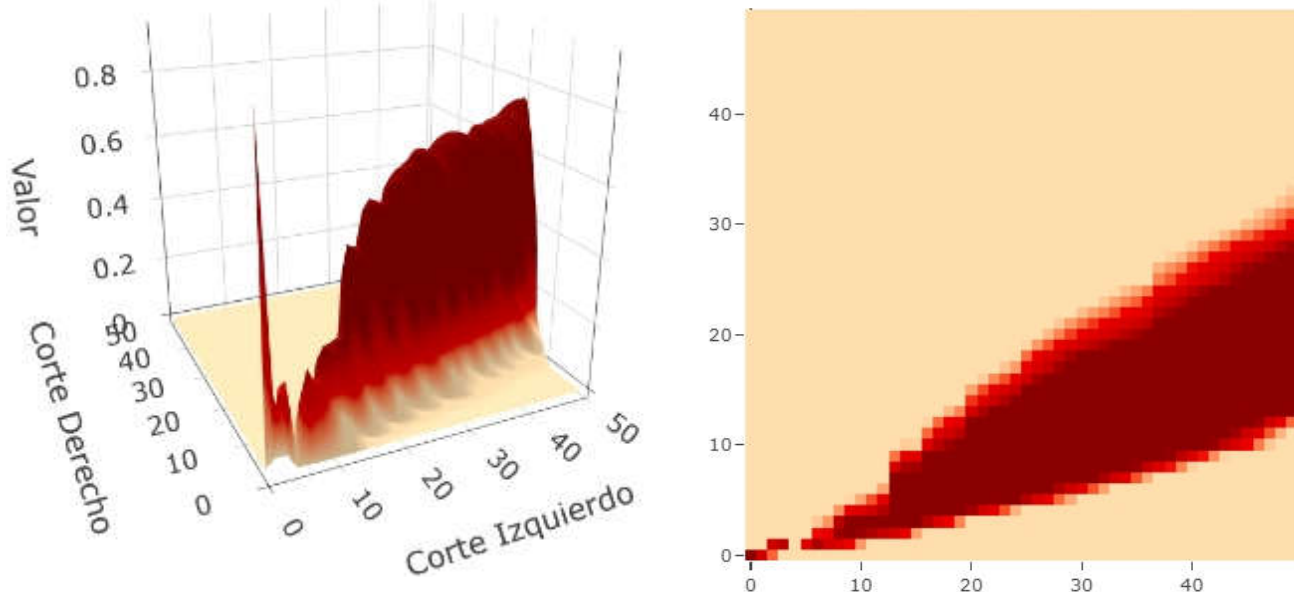
Figura 3b: Condición 3b de Marques et. al. (2003): Exogeneidad Fuerte



Fuente: Elaboración propia

La última condición econométrica a ser probada es la capacidad predictiva, que plantea como hipótesis nula que la inflación núcleo puede predecir el comportamiento futuro de la inflación general, por lo que los valores de significancia superior a 0,10 no rechazan esta hipótesis y están representados en tonos rojos.

Figura 4: Condición de Cogley (2002): Capacidad predictiva



Fuente: Elaboración propia

Las condiciones econométricas se definen por la rigurosidad de la condición de cointegración y convergencia, que es la más exigente de todas las condiciones, por lo que el truncamiento óptimo se sitúa cortes de la cola derecha superiores al 40% y cortes de la cola izquierda entre 12% y 15%, acumulando un total de 20 cortes óptimos. Para escoger el corte óptimo se optará por el que se aproxime más a las propiedades estadísticas de la distribución normal.

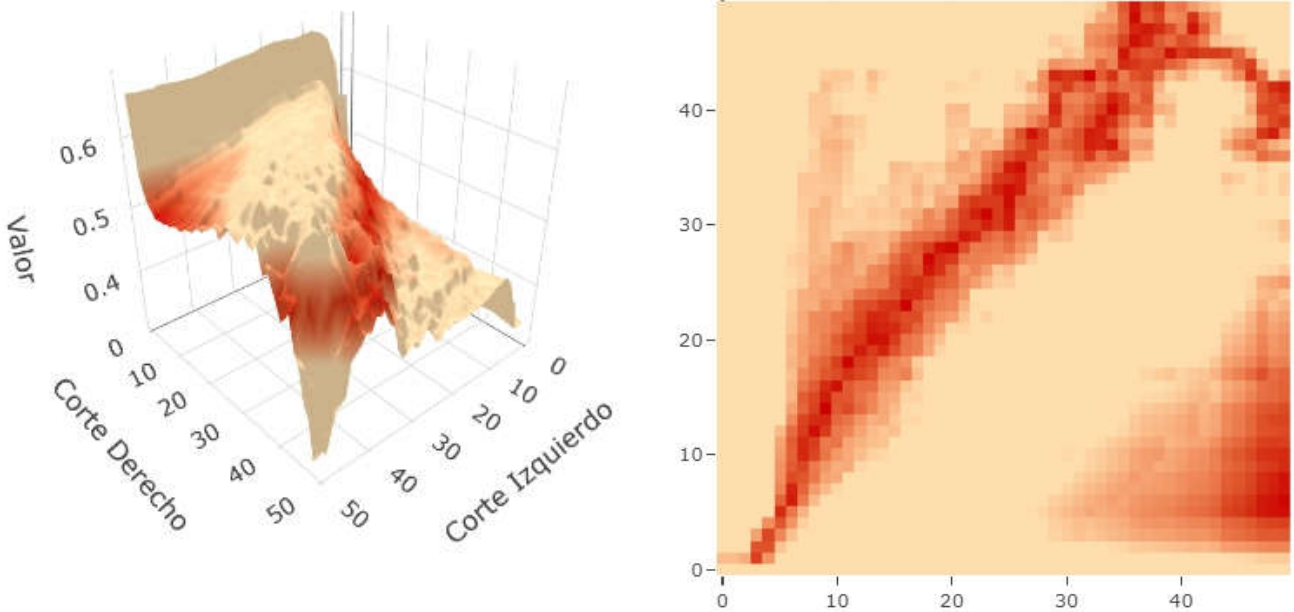
5.2. Propiedades Estadísticas

La distribución gaussiana o normal estándar se caracteriza por ubicar la media en el percentil 50, tener una varianza de 1, ser simétrica (coeficiente de asimetría igual a cero) y ser mesocúrtica (Curtosis igual a 3). Como se mencionó anteriormente, estas son las propiedades estadísticas deseables dentro de los cortes transversales de las variaciones de precios de la inflación.

Para examinar estas propiedades, nuevamente se estimaron las 2.500 posibilidades de truncamientos asimétricos (y simétricos), para todas las observaciones temporales del IPC Base 2016. A partir de esto, se pudieron calcular los momentos y el percentil de la media.

En la figura 5 se observan los resultados promedio (a través del tiempo) del percentil de la media de todas las posibilidades de corte. Estos resultados revelan que en la Base del IPC 2016, hay una tendencia a ubicar la media en percentiles superiores al percentil 50, predominando el percentil 56. Esto significa, que la distribución al interior de la inflación tiende a desplazarse a la derecha. El valor máximo es el percentil 67 y el valor mínimo es el percentil 31. Los cortes óptimos sitúan la media entre los percentiles 50 y 53.

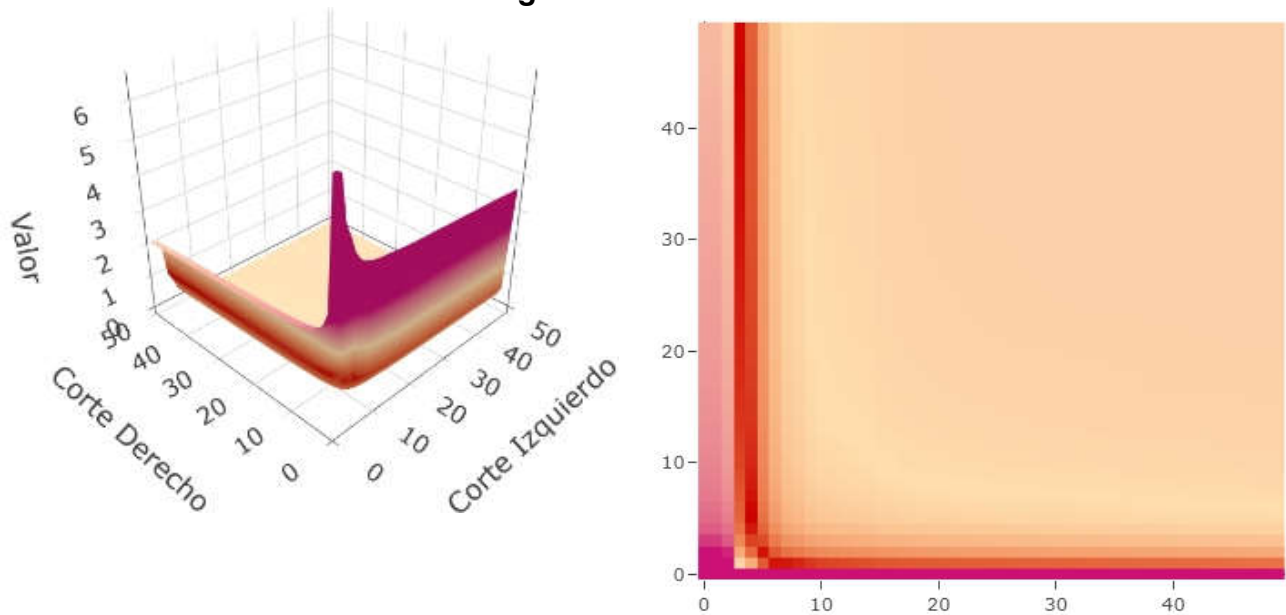
Figura 5: Percentil de la media



Fuente: Elaboración propia

En la figura 6 se observa que en términos generales la varianza tiende a ser muy baja y menor a 1, para las distintas posibilidades de truncamientos. Las regiones de color rojo son aquellas que tenderían a igualar su varianza a la normal estándar, las regiones violetas superan el valor unitario y las regiones claras son más próximas a cero. El resultado de una baja varianza reflejaría que la dispersión de los datos se encuentra alrededor del valor medio, situación que se observa en la región de los cortes óptimos.

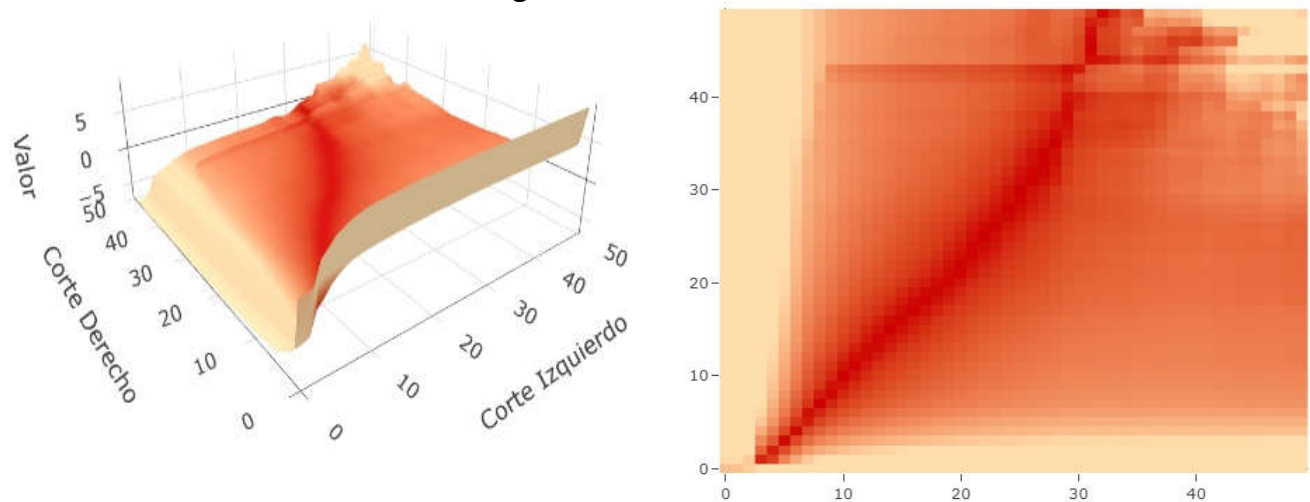
Figura 6: Varianza



Fuente: Elaboración propia

El tercer momento, caracterizado por la figura 7, Asimetría, es predominantemente positivo lo que implica que hay mayor abultamiento de los datos en la cola derecha de la distribución. Este resultado corrobora lo establecido en el percentil de la media, las distribuciones al interior de los cortes transversales de la inflación están desplazadas hacia la derecha. Las regiones en rojo oscuro reflejan una asimetría próxima a cero. Los cortes óptimos tienen una asimetría entre 1,3 y 1,5.

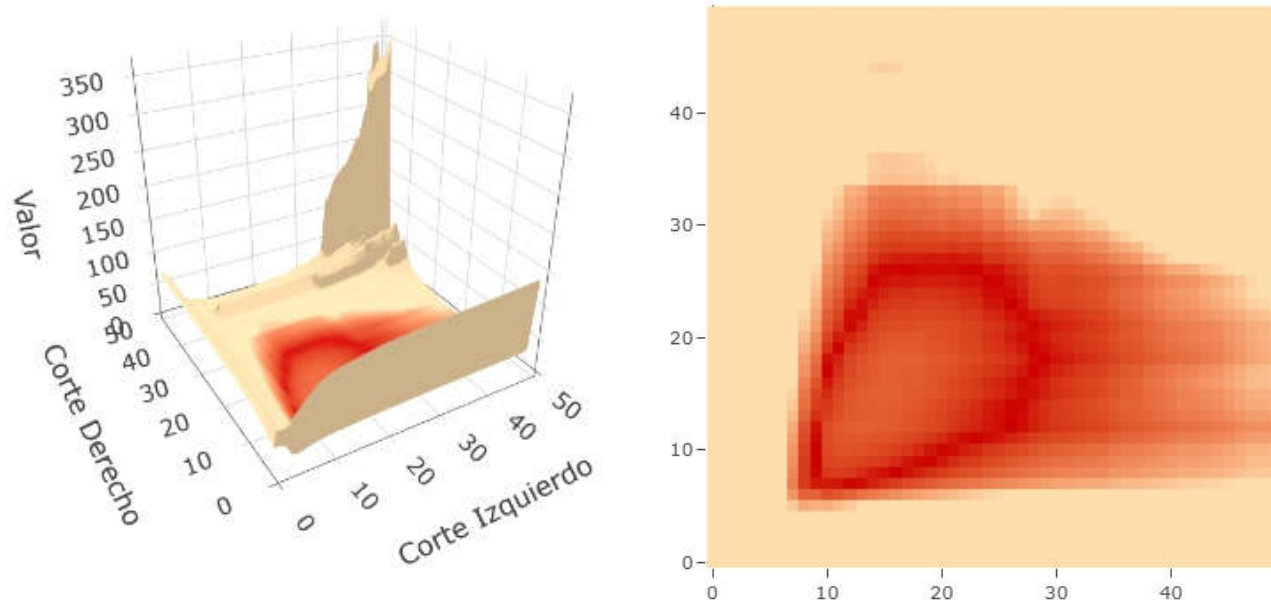
Figura 7: Asimetría



Fuente: Elaboración propia

Finalmente, el cuarto momento, Curtosis (Figura 8), refleja que las distribuciones de la inflación en la mayoría de los casos son leptocúrticas, es decir están muy apuntaladas en torno a la región central, con valores superiores a los de la normal estándar de 3.

Figura 8: Curtosis



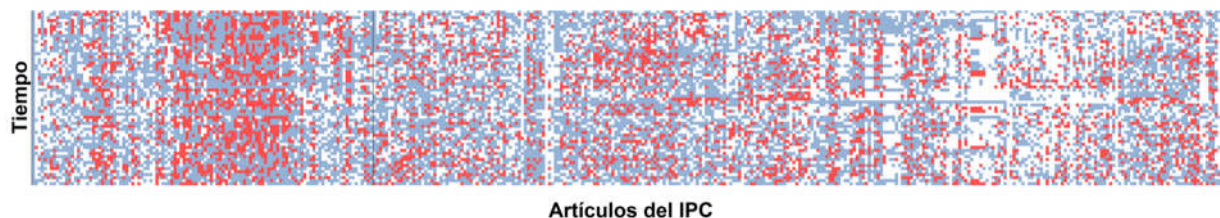
Fuente: Elaboración propia

Con la información adicional que nos proporcionan las propiedades estadísticas de cada posible truncamiento, se determina que, del conjunto de óptimos, el corte de 41% en la cola izquierda y 12% en la cola derecha es el que más se aproxima a las propiedades deseables.

Este primer resultado nos da la primera conclusión que permite verificar la existencia de volatilidad en la variación de precios de los artículos del IPC Base 2016, al requerir la inflación núcleo de un corte considerablemente grande (53%) para poder acercarse a la tendencia.

Si nos referimos únicamente a las condiciones econométricas, y de estas principalmente la condición de cointegración y convergencia, que solo se alcanza cuando se eliminan la mayor parte de las variaciones negativas y una porción menor de las variaciones positivas, podemos concluir que para eliminar la volatilidad al alza de los precios (volatilidad positiva) se requieren eliminar muchos artículos con variación negativa (volatilidad negativa) a fin de compensar y así alcanzar la tendencia, o lo que es igual el núcleo del alza generalizada de precios. La inflación con este resultado en apariencia es baja, pero con mucha volatilidad al interior de la canasta, el cual está especialmente concentrada en pocos artículos con variación de precios positiva. Dicho de otra manera, para compensar el alza de precios de algunos artículos (con gran peso relativo en la canasta), se requieren muchos artículos (de menor peso relativo) con reducción de precios. Esta situación se puede advertir en la figura 9, donde se observan en rojo los artículos que caen en la región de exclusión derecha y en celeste los artículos que caen en la región de exclusión izquierda, observada en el periodo 2018 a 2022. Un detalle no menor, es que los artículos que siempre exhiben algún tipo de volatilidad son los alimentos de origen agropecuario.

Figura 9: Regiones de exclusión



Fuente: Elaboración propia

Ahora bien, si consideramos algunos aspectos observados en las propiedades estadísticas se pueden obtener más luces al respecto de la volatilidad. En el caso de la varianza, se requieren cortes extremos en una de las colas (ya sean las variaciones negativas o las positivas) y un corte muy pequeño en la cola contraria para alcanzar la varianza deseable de la distribución normal. Nuevamente sale a colación en el análisis que hacer cortes muy pequeños (excluir las variaciones de precios pocos artículos) en la cola derecha requiere de cortes muy grandes en la cola izquierda, donde hay concentración de la volatilidad positiva en pocos artículos.

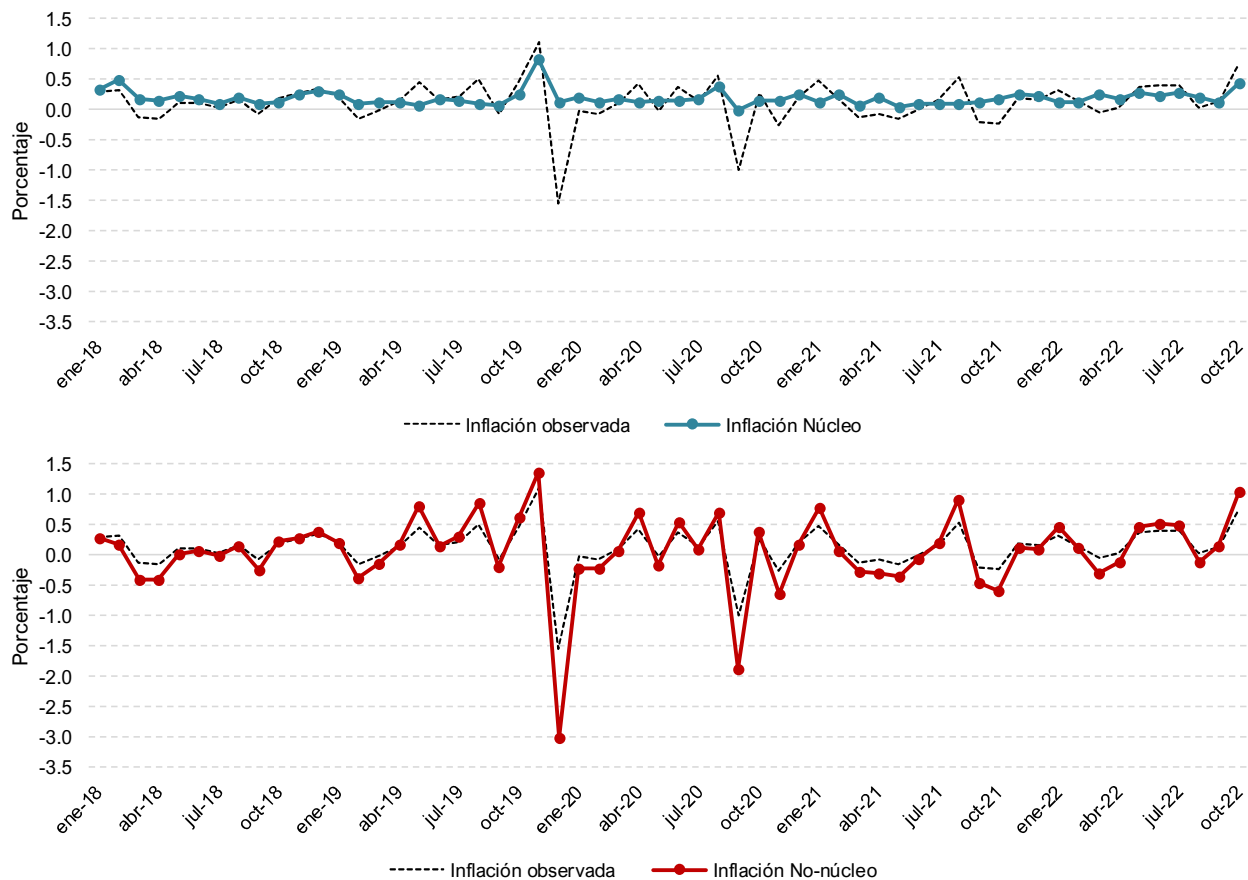
Los resultados de la Asimetría y percentil de la media completan nuestro análisis de la existencia de volatilidad al interior de la canasta de precios del IPC Base 2016. Siendo que la media suele situarse en percentiles superiores al 50, concentrándose alrededor del percentil 56, es decir que la distribución de las variaciones de precios tiende a concentrarse hacia la derecha, o en otras palabras, en valores superiores a la variación de precios nula. La asimetría de la misma manera presenta valores superiores al cero en la mayoría de los casos, reflejando que las variaciones de precios tienden a abultarse en la región de variaciones positivas.

5.3. Análisis agregado de la volatilidad y estabilidad de la inflación

Hasta ahora se ha demostrado la existencia volatilidad en las variaciones precios de los artículos del IPC, si examinamos el comportamiento en el nivel agregado es también posible verificar la inflación observada contiene niveles considerables de volatilidad. En la figura 10, se sintetizan los resultados del estudio con la construcción de los indicadores Inflación Núcleo e Inflación No-núcleo, que resultan de selección el truncamiento óptimo. La inflación Núcleo reflejaría el comportamiento en tendencia de la inflación observada mensual; además de, entre otras cosas, estar cointegrada, “atraer”, ser exógena y predecir a la inflación observada. Mientras que la inflación No-Núcleo al ser construida por las variaciones que caen en las regiones de exclusión, reflejaría la volatilidad subyacente a la inflación observada.

En la figura 10 se resalta que la inflación no-núcleo está en co-movimiento con la inflación observada, y muestra niveles mayores (en valor absoluto) en los momentos que la inflación observada fluctúa, es decir exagera las variaciones mayores al 0,5%. Esto último refleja que la inflación, a nivel agregado, contiene un grado considerable de volatilidad, a pesar que en los últimos años sus niveles han sido bajos.

Figura 10: Inflación observada, Inflación Núcleo e Inflación No-núcleo



Fuente: Elaboración propia

6. Conclusiones y consideraciones finales

En este documento se han analizado las condiciones econométricas y las propiedades estadísticas de las variaciones de precios de los artículos de la Base del IPC 2016 con el objetivo de determinar si hay volatilidad (inestabilidad) de precios a pesar de observar una inflación baja. Los resultados evidencian la presencia de volatilidad de precios al interior de la canasta de artículos del IPC Base 2016, que a nivel agregado resulta en una inflación baja, pero con volatilidad.

A partir de la construcción de la inflación núcleo por truncamiento asimétrico óptimo, se obtiene un corte que define una región de exclusión en la cola izquierda del 41% y en la cola derecha del 12%. Es decir, para obtener la inflación núcleo(tendencia) se necesita excluir un 53% de las variaciones de precios al interior de la canasta. Se muestra que la inflación con este resultado en apariencia es baja, pero con mucha volatilidad al interior de la canasta, especialmente concentrada en pocos artículos con variación de precios positiva. Dicho de otra manera, para compensar el alza de precios de algunos artículos (con gran peso relativo en la canasta) se requieren muchos artículos (de menor peso relativo) con reducción de precios.

El análisis de las propiedades estadísticas de la varianza, la asimetría y el percentil de la media refuerzan esta conclusión probando que la volatilidad se concentra en las variaciones positivas de precios y además en artículos con pesos relativos significativos. A nivel agregado, la inflación no-núcleo muestra gran volatilidad cuando la inflación mensual sobrepasa el 0,5% estando en co-movimiento con la inflación observada

Estos resultados sugieren que las políticas que buscan estabilidad de precios deben reducir las volatilidades de los precios de productos (principalmente los agropecuarios). En Rother (2004) se indica que la alta variabilidad de la inflación a lo largo del tiempo hace que las expectativas sobre el futuro nivel de precios sean más inciertas, que en un mundo con contratos nominales, induce a primas de riesgo para acuerdos a largo plazo, aumentando los costos de cobertura contra los riesgos de inflación y conduce a una redistribución de la riqueza no anticipada y, por lo tanto, la volatilidad de la inflación puede impedir el crecimiento incluso si la inflación en promedio permanece restringida. Asimismo, en esta investigación se resumen los riesgos de la volatilidad de la inflación evidenciados en la literatura económica, de los que resaltan que este fenómeno contribuye significativamente a un menor crecimiento económico, lo que apoya la conjetura de Friedman (1977) que señala que el efecto nocivo de la inflación sobre el crecimiento está impulsado por volatilidad de la inflación. En Blanchard y Simon (2001) se encuentra una relación fuertemente positiva entre la volatilidad de la inflación y la volatilidad del producto en países industrializados.

Finalmente, el estudio emplea metodologías econométricas y estadísticas que permitan caracterizar las propiedades de la distribución de las variaciones de precios de los artículos del IPC Base 2016 y al buscar indicios de volatilidad en la inflación es dependiente del número de observaciones a través del tiempo.

7. Bibliografía

Bryan, Michael, Stephen Cecchetti, Rodnes Wiggins II. (1997). *Efficient inflation estimation*. Working Papers (Old Series) 9707, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Cogley, Timothy (2002). *A Simple Adaptive Measure of Core Inflation*. Journal of Money, Credit and Banking, vol. 34(1), pages 94-113.

Coimbra C., Neves P.D., "Trend inflation indicators", Banco de Portugal, Economic Bulletin, 1997

Fischer, S. "Why Are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?". Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, pages 7-34, 1996.

Prescott, P, V. Hogg. "Trimmed and Outer Means and Their Variances". The American Statistician, Vol. 31, No. 4, pp. 156-157, 1977.

Marques, Carlos y Mota, Joao (2000). *Using asymmetric Trimmed Mean as core inflation indicator*. Artículo banco de Portugal.

Marques, Robalo Carlos, Pedro Duarte Neves, Gonçalves da Silva (2002). *Why should Central Banks avoid the use of the underlying inflation indicators?*. Economics Letters
Volume 75, Issue 1, March 2002, Pages 17-23

Marques, Robalo Carlos, Pedro Duarte Neves, Luis Morais Sarmento (2003). *Evaluating core inflation indicators*. Economic Modelling, vol. 20(4), pages 765-775.

Trang Dzung (2016). *Robust Measures of Core Inflation for Vietnam*. Working Paper WP/16/19. IMF.

Silver, Mick (2007). *Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing among Alternative Measures*. IMF Staff Papers Vol 54 N°1. IMF.

Blanchard, O. and J. Simon (2001), "The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1, pp. 135–164

Rother, Philipp, Fiscal Policy and Inflation Volatility (March 2004). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=515081> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.515081>