

Metodologías semi-estructurales para estimar la Inflación básica mensual en Colombia*

Norberto Rodríguez-Niño**
Alejandra Ramírez-Ramírez***

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

Realizamos el cálculo de varias medidas (semi-)estructurales de inflación básica mensual de Colombia, para el periodo 2000:1-2017:11, a partir de dos metodologías semi-estructurales, a saber, modelos VAR estructurales (SVAR) y modelos macroeconómicos semiestructurales de tipo Neokeynesiano. Además, se realiza una evaluación de las medidas con base en siete criterios deseables para una medida de este tipo. Los resultados de evaluación individual favorecen la medida obtenida usando modelos Neokeynesianos semi-estructurales y luego la de un SVAR con restricción de signos; así mismo, auguran buen desempeño de promedios que incluyen cuatro medidas, entre ellas dos de las propuestas en este trabajo.

Palabras clave: Inflación básica, modelos Neo-Keynesianos semi-estructurales, SVAR, restricciones de corto y largo plazo, restricciones de signo.

JEL: E31, E32, E58, E61.

The opinions contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not commit Banco de la República or its Board of Directors.

Abstract

We calculated several measures of Colombian core inflation for the period 2000:1-2017:11, and evaluated them, in particular two semi-structural methodologies, Structural VAR (SVAR) models and a semi-structural Macroeconomic model. The evaluation of the measures is carried out based on seven desirable criteria for a measure of this type. Individual results favor a semi-structural Neokeynesian model, a SVAR with sign-restrictions and a new measure obtained as the average of four indicators, which in turn includes two of the proposed here. Finally, the latter shows a good behaviour.

Keywords: Core inflation, Semi-NK, SVAR, short and long-term restrictions, sign restrictions.

*Las opiniones aquí expresadas son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República de Colombia ni a su Junta Directiva. Agradecemos los comentarios y sugerencias de Carmina Vargas R. así como los de Nicolas Fajardo.

**Econometrista principal Departamento de Estudios de Política Económica, Banco de la República de Colombia. En caso de comentarios contactar en el correo: nrodrini@banrep.gov.co

***Asistente de investigación (estudiante en práctica) Banco de la República durante el año 2017 y actualmente estudiante PEG Universidad de los Andes.

1. Introducción

La inflación es una de las variables macroeconómicas con más seguimiento en la literatura, y su control es de vital importancia para el diseño de la política monetaria, en particular de los países que siguen un esquema de inflación objetivo; esquema que Colombia adoptó a partir de 1999. Asimismo, el estudio empírico de la inflación es relevante para la política monetaria “con el objetivo de diferenciar fuentes persistentes de presiones inflacionarias de fluctuaciones sólo transitorias en la tasa de inflación” (Bagliano y Morana, 2003). De acuerdo con la definición teórica de inflación, esta se entiende como la variación sostenida del nivel general de precios. Sin embargo, no existe consenso sobre su forma funcional.

Existen diversas críticas sobre la forma de medición de la inflación observada. Por ejemplo, se cuestiona su medición a partir del IPC porque este no incluye todos los bienes de la economía sino más bien una canasta representativa (véase Bryan y Cecchetti 1994 y Gordon 1992, entre otros). Además, existen críticas sobre las metodologías usadas para extraer el componente básico de la inflación, como el uso de promedios móviles o la exclusión de ciertos bienes debido a la volatilidad de sus precios. En consecuencia, diversos autores han optado por recurrir a medidas que estén más en conjunción con la teoría económica. En particular, ha sido ampliamente aceptada la metodología de restricciones dinámicas incorporadas en modelos de Vectores Autorregresivos (VAR, por sus siglas en Inglés), planteada por Quah y Vahey (1995), para obtener una medida de inflación básica. Medida que es congruente con la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo.

El cálculo de la inflación básica (también conocida como inflación núcleo o inflación subyacente) se considera una aproximación válida de la inflación macroeconómica, porque es la parte de la inflación observada que queda después de eliminar el componente considerado como “ruido”, generalmente asociado con choques de oferta. Por consiguiente, la medida de inflación básica estaría ligada a choques de demanda.

Por otro lado, en el análisis macroeconómico, a partir de los aportes de Kydland y Prescott (1982), tanto los modelos de ciclo real de los negocios (RBCs por sus siglas en Inglés) y sus derivados, como los modelos Neokeynesianos y los modelos DSGE (Dinamic Stochastic General Equilibrium) han sido y son ampliamente utilizados hoy en día. De hecho, para Colombia, Bejarano, Hamann, y Rodríguez (2016) realizaron una medición de la inflación básica a partir de un modelo semiestructural Neokeynesiano para una economía cerrada con datos trimestrales.

El objetivo de este trabajo es emplear, evaluar y comparar las dos metodologías mencionadas anteriormente, a saber, modelos SVAR y modelos Semiestructurales Neokeynesianos (modelos Semi-NK), para aproximar la inflación básica de Colombia durante los años 2000-2017 con una periodicidad mensual. El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se encuentra la revisión de literatura realizada, en las secciones tres y cuatro se presenta cada una de las metodologías y se expone el trabajo realizado. En la quinta sección, mediante distintos criterios se evalúan y comparan los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección seis se presentan las conclusiones y observaciones finales.

Es de resaltar, que las medidas de inflación básica aquí empleadas eliminan la ambigüedad que supone escoger entre las medidas que se obtienen de enfoques donde se suprimen componentes de manera *ad hoc*, como las medidas de inflación sin alimentos y sin energéticos ni regulados, por ejemplo. Se encuentra que las dos metodologías (semi-)estructurales consideradas aquí mejoran, casi siempre, las medidas *ad hoc*. Por ende se sugiere no descartar ningún tipo de aproximación y por el contrario combinarlas y hacerles seguimiento.

2. Revisión de literatura

Posterior al artículo de Quah y Vahey (1995) es abundante en la literatura el uso de modelos VAR como metodología para el cálculo de la inflación básica para diferentes países. Sin embargo, el volumen de artículos que usan estas metodologías se reduce desde comienzos del nuevo siglo. Esto no significa que el empleo de la metodología SVAR para la estimación de la inflación básica deba descartarse; sobre todo, debido a la falta de alternativas superiores a esta. Por lo tanto, este escrito se considera como una oportunidad de actualización y contribución a la literatura referente debido a su carácter comparativo y multi-enfoque.

Entre los artículos más representativos se encuentra Blix (1997) quien calcula una medida de inflación básica para Canadá, Alemania, Italia, Japón, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos, utilizando el esquema de identificación de Quah y Vahey (1995) en un marco de tendencias comunes. Se presenta un SVAR(12) bivariado, con el producto y la inflación como variables endógenas, y se identifican dos choques distintos, uno real (sobre el producto) y uno nominal (sobre los precios). Siguiendo el esquema de identificación basado en la descomposición de Cholesky (donde el ordenamiento de las variables usualmente importa), se establecen restricciones sobre las perturbaciones, donde los choques nominales son producto neutrales en el largo plazo y no se descarta su posible efecto contemporáneo. Entre las conclusiones se resalta la consonancia entre esta medida de inflación básica y la teoría, además de su complementariedad con otras metodologías y que permite patrones de respuesta de corto plazo. Esta medición se hace importante, puesto que, con la adopción de esquemas de inflación objetivo, se revivió el debate sobre el correcto cálculo de la inflación, donde se le imputan enormes críticas a la medición realizada a partir del IPC.

También ha sido importante la medición de la inflación básica para países de la Unión Europea. Gartner y Wehinger (1998) utilizan un SVAR de dos y tres variables con restricciones a *la* Quah y Vahey en la derivación de un indicador de inflación básica para Austria, Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Italia, Holanda, Suecia, y Reino Unido en el periodo 1971-1996 con datos trimestrales. En este caso, se habla de la inflación básica como el componente de la inflación que es conducido por choques monetarios y de demanda, siendo estos últimos transitorios con respecto a las variables reales que son afectadas por choques de oferta. Se usa una metodología VAR porque permite realizar análisis entre países y a diferencia de los métodos de ponderación, permite hacer pronósticos en forma fácil. Los autores, en primer, lugar estiman un SVAR(3) bivariado con el producto y la inflación, el cual posteriormente extienden incluyendo como variable adicional una tasa de interés de corto plazo. Finalmente, se encontró que la inflación sí es conducida por la demanda pero no se respalda la idea de que sea un fenómeno puramente monetario.

Para Colombia, Melo y Hamann (1998) estiman una medida de inflación básica trimestral a través de modelos VAR estructurales para el periodo 1980-1997. En este caso, también se utiliza la hipótesis de neutralidad del dinero, siguiendo a Quah y Vahey (1995), para hacer la medición. Dado que se considera que el IPC es una medida que no refleja el verdadero fenómeno inflacionario, se utiliza la inflación básica como concepto que busca aproximar este comportamiento verdadero y que elimina la ambigüedad que suponen otras metodologías de medición. A partir de la estimación de un modelo SVAR, incluyendo dos variables (crecimiento del producto e inflación) junto con variables dicotómicas estacionales centradas, y partiendo de la definición de dos clases de perturbaciones (distinguidas por su efecto sobre la producción), se realiza el cálculo de un indicador de inflación básica. Este indicador supera los problemas de los enfoques tradicionales como la separación conceptual de estos con respecto al fenómeno inflacionario. Además, se muestra cómo la evolución de la inflación básica es coherente con la evolución del producto colombiano hasta 1997.

Como se mencionó en la introducción, el análisis de la variable inflación es muy importante para la

política monetaria, por ello, Aucremanne y Wouters (1999) utilizan un modelo RBC y un SVAR para medir la inflación básica. En primer lugar, presentan un modelo teórico que es una aplicación de modelos del ciclo real de los negocios para una economía abierta, encontrando que las respuestas óptimas ante un choque de demanda positivo y ante un choque de oferta negativo son muy similares. En segundo lugar, para validar los resultados del primer enfoque, se estimó un modelo SVAR(12) para Estados Unidos, Alemania y Bélgica, en el periodo 1972:1-1998:8, llegando a considerar cinco choques y cinco variables, a saber, producto, inflación, una tasa de interés de corto plazo, la tasa de cambio real y el precio del petróleo. Los hallazgos del modelo SVAR reafirman la conclusión obtenida del modelo RBC y se concluye que la medida de inflación básica representa lo concerniente a la inflación que es óptimo para los propósitos de la política monetaria.

Por su parte, Bagliano, Golinelli, y Morana (2002) también realizan una medición de la inflación núcleo para once países pertenecientes a la zona euro. En este caso, además de utilizar una metodología VAR se permite la existencia de relaciones de cointegración, estando la medida de inflación subyacente basada en las relaciones de largo plazo entre las principales variables macroeconómicas. La existencia de estas relaciones de cointegración permite el uso de un enfoque de tendencias comunes para descomponer la inflación en un componente tendencial no estacionario, que captura el efecto de choques permanentes, y un componente transitorio. La principal ventaja de su enfoque de tendencias comunes de la inflación básica radica en su carácter prospectivo, dado que captura el elemento de largo plazo de la inflación, consistente con las propiedades a largo plazo del sistema macroeconómico. El análisis se realiza para el periodo 1979-2000 con datos trimestrales. Los autores estiman un VAR(3) adicionando variables dicotómicas estacionales a los saldos reales deflactados, el logaritmo del PIB, una tasa de interés nominal de largo plazo, la inflación y la tasa de utilización de la capacidad manufacturera son las variables endógenas. Como principal hallazgo se encuentra que la medida de tendencia común de la inflación básica refleja solamente el efecto de perturbaciones permanentes, capturando la dinámica de mediano y largo plazo de la inflación.

Posteriormente, Bagliano y Morana (2003) aplican este enfoque de modelos de tendencias comunes multivariados para medir la inflación básica en el Reino Unido para el periodo 1961-1997 con datos mensuales, mediante la extensión del VAR bivariado de Quah y Vahey (1995). Se referencia a la inflación básica como el pronóstico a largo plazo de la inflación, es decir, es la tendencia de largo plazo de esta última. En este caso, se consideran cinco variables, a saber, tasa de inflación, producto, crecimiento de los salarios y del dinero y el precio del petróleo, para la estimación de un VAR(12); y, como mencionan Evans y Reichlin (1994), “la inflación núcleo es interpretada como el pronóstico (...) de la inflación condicionada a la información contenida en las variables del sistema y coherente con las propiedades de cointegración de largo plazo de los datos”. Entre los resultados, se encontró que el choque externo no es relevante para explicar las características de largo plazo de las variables reales ni nominales, y que las perturbaciones reales afectan permanentemente tanto al producto como a la inflación de precios y de salarios, así como al crecimiento del dinero. Por último, la perturbación nominal afecta significativamente la inflación de salarios y de precios y la tasa de crecimiento del dinero en el largo plazo.

En lo relacionado con modelos Neokeynesianos, para Colombia solamente se han utilizado para el cálculo de una medida de inflación básica en el documento realizado por Bejarano y col. (2016). Se considera que la inflación medida por IPC en Colombia ha sido determinada por choques de corta duración sobre algunos bienes, en especial sobre los alimentos, y por choques de larga duración, especialmente de carácter externo. Los autores introducen “un indicador de inflación básica que emplea un modelo semiestructural Neokeynesiano de economía cerrada para filtrar y cuantificar el impacto de diversas clases de choques” (Bejarano y col., 2016). Puesto que este enfoque tiene en cuenta los efectos de la respuesta de política monetaria ante diversos choques, la inflación básica se define como la parte de la inflación sin

alimentos que se observaría después de restarle los choques de oferta estimados por el modelo; estimación realizada para el periodo 2001-2015 utilizando técnicas bayesianas y datos trimestrales. Se cree que la medida de inflación propuesta complementa las medidas existentes y se encuentra que las desviaciones de la inflación con respecto a la meta se explican en su mayoría por choques de oferta, y por el precio de los alimentos y en menor medida por choques monetarios y de demanda.

Se siguió a Vargas, González, González, Romero, y Rojas (2010) y a González y Chavarro (2011) como referentes en la evaluación de medidas de inflación para Colombia, dado que la evaluación de las medidas aquí presentadas hace parte de los objetivos de este documento. Los autores indican que es deseable que una medida de inflación básica cumpla con baja volatilidad, insesgamiento, habilidad para seguir la inflación de largo plazo, que tenga relación con los determinantes macroeconómicos de la inflación y capacidad de pronóstico. En los documentos referidos se presentan dos grupos de medidas de inflación básica (medidas de exclusión y medidas de componente permanente de la inflación) y se encuentra que ningún indicador es significativamente superior a los demás. Además, se encontró que, a la luz de los criterios mencionados, el método de medias truncadas es el menos apropiado para el cálculo de la inflación básica.

3. Metodologías VAR Estructurales

Quah y Vahey (1995) realizan un gran aporte debido a que concilian la teoría con la medición de la inflación, mediante la inclusión de una curva de Phillips vertical en su estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) sobre las variables precios y producción. Estos autores catalogan la inflación básica como la parte de la variación observada de los precios que no afecta el producto en el mediano y largo plazo (definición congruente con la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo); ignorando los términos restantes como ruido transitorio. Su metodología de VAR estructural (SVAR, por sus iniciales en Inglés) se aplica en este trabajo en la realización de tres ejercicios econométricos, cuya diferencia radica en el número de variables endógenas incluidas en el sistema. En primer lugar, se realiza una estimación de un SVAR con dos variables y se deriva una medida de inflación básica, siguiendo a Melo y Hamann (1998). De la misma forma, se modifica el ejercicio dos veces incluyendo una y dos variables adicionales, respectivamente. En la Figura 1 se presentan las variables que se considerarán en las distintas estimaciones a lo largo del documento.

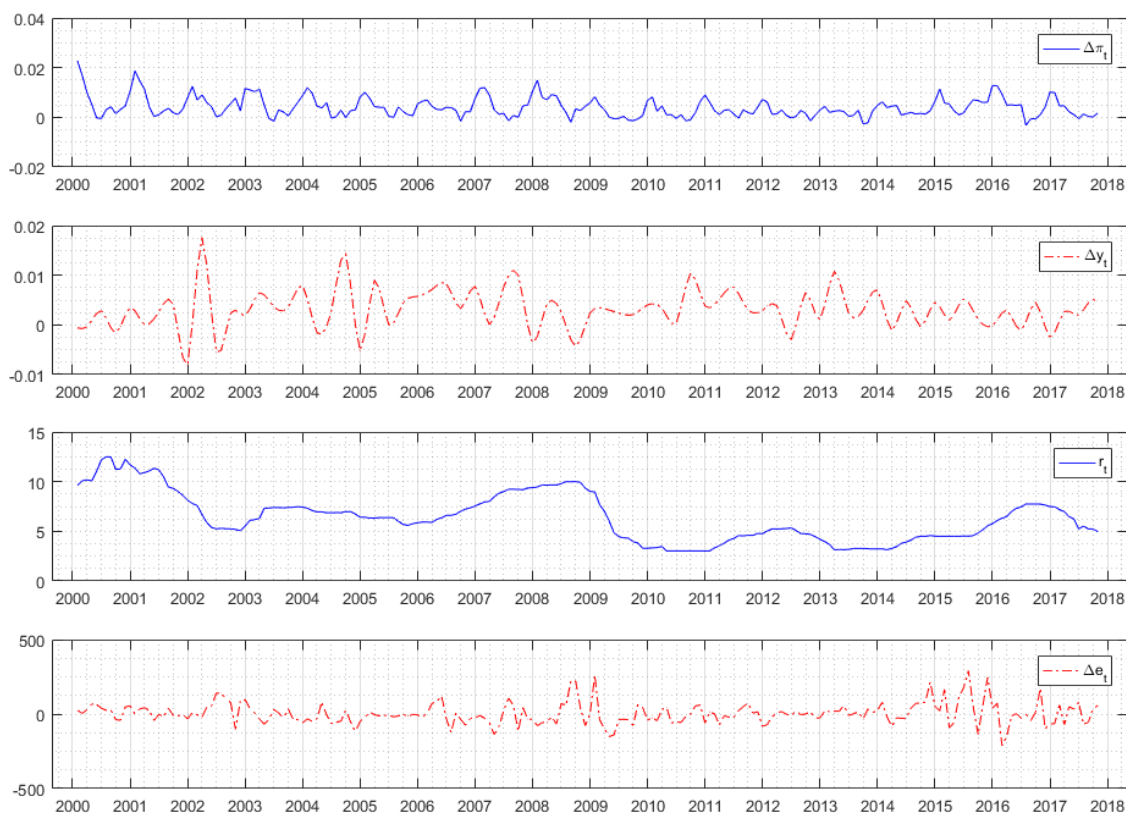
3.1. SVAR de dos variables

En este caso se tiene un vector de variables endógenas $X_t = (\Delta y_t, \Delta \pi_t)'$, donde Δy_t representa la primera diferencia del logaritmo del Producto Interno Bruto (PIB) para Colombia¹ y $\Delta \pi_t$ representa la inflación medida como variación del logaritmo del IPC. Ambas variables son estacionarias (prueba Dickey-Fuller Ampliada-ADF) y su periodicidad es mensual. Como se observa en la Figura 1, las variables presentan estacionalidad; en particular, la inflación mensual presenta notorios picos estacionales al inicio de cada año. En sintonía con lo anterior, incluyendo intercepto y variables dicotómicas estacionales centradas, se estimó un VAR(p) de la forma,

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \Gamma D_t + \varepsilon_t$$

¹Mensualizado con la metodología de Litterman (1983) utilizando como indicador el Índice de Seguimiento a la Economía del DANE.

Figura 1: Variables endógenas modelos SVAR



Fuente: Elaboración propia.

con un número de rezagos óptimo, $p = 9$,² siguiendo el esquema de identificación presentado a continuación,

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_{1,1}(1) & 0 \\ E_{2,1}(1) & E_{2,2}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{d,t} \end{bmatrix}$$

esquema en el que se hace una distinción entre dos tipos de perturbaciones que pueden afectar a la economía, a saber, perturbaciones de demanda ($\varepsilon_{d,t}$) y perturbaciones de oferta ($\varepsilon_{s,t}$). Siendo $\varepsilon_t = (\varepsilon_{d,t}, \varepsilon_{s,t})'$ un vector de choques ortogonales. En esa notación $E_{i,j}(1)$ representa los efectos acumulados o de largo plazo del j -ésimo choque sobre la i -ésima variable estacionaria. Se supone que las perturbaciones de oferta (por ejemplo, cambios tecnológicos o en la regulación de precios) pueden tener efectos permanentes sobre el crecimiento del producto y sobre la inflación; mientras que, por el contrario, las perturbaciones de demanda por definición no tienen efecto sobre el crecimiento del producto en el largo plazo Gartner y Wehinger, 1998. Además, se tiene que la estimación del modelo VAR es estacionaria y de existir se ignoran las relaciones de cointegración (véase Bagliano y Morana (2003)).

²El criterio de información de Schwarz sugiere usar 9 rezagos como número de rezagos óptimo. De hecho, es usual que en estimaciones de este tipo los criterios de información arrojen un alto número de rezagos (véase la sección de revisión de literatura).

En este caso, de forma similar que en el documento de Melo y Hamann (1998), la inflación básica se construye a partir de la siguiente ecuación,

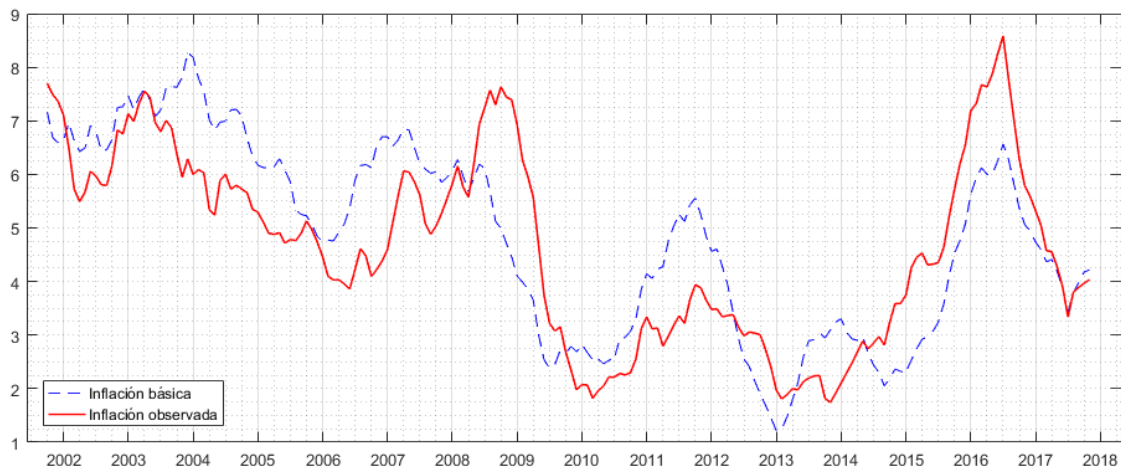
$$\Delta \log(IPC_t^{básico}) = \sum_{i=0}^H E_{2,2}(1) \varepsilon_{d,t-i}. \quad (1)$$

En esta aplicación se escoge un $H = 10,000$. Luego se reconstruye $\log(IPC_t^{básico})$ a partir del valor inicial del $\log(IPC_t)$ observado y de la media del vector de variables endógenas estimada por

$$\hat{\mu} = (I_2 - \sum_{j=1}^p \hat{\Phi}_j)^{-1} \hat{\Phi}_0$$

y finalmente, después de aplicar la transformación exponencial se calcula la inflación básica como la variación porcentual anual del $\{IPC_t^{básico}\}$.

Figura 2: Inflación básica VAR bivariado vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 2 se presenta la gráfica de la inflación observada (línea continua) y la gráfica de la inflación básica (línea punteada) calculada mediante el procedimiento anterior. Dado que se presentan las dos series juntas, es interesante como la medida de inflación básica calculada anticipa los movimientos de la inflación observada. Por ejemplo, en el inicio de 2008, esta inflación básica alcanza a adelantarse hasta tres periodos a la caída que tuvo la inflación observada. De igual forma, se adelanta tres periodos al subsiguiente aumento de la inflación observada a mediados de 2010 y a la posterior caída que esta experimentó entre finales de 2011 y 2013. Es importante el hecho de que esta inflación básica siempre iguala o anticipa el comportamiento de la observada, y no lo contrario. Además, es interesante el resultado observado al final del periodo, a saber que en esta estimación los niveles de la inflación observada (4,04 %) y de la inflación básica (4,22 %) se encuentran muy cercanos. En las siguientes secciones vale la pena prestar atención a si la inclusión de más variables o el cambio de metodología arroja resultados diferentes a este último.

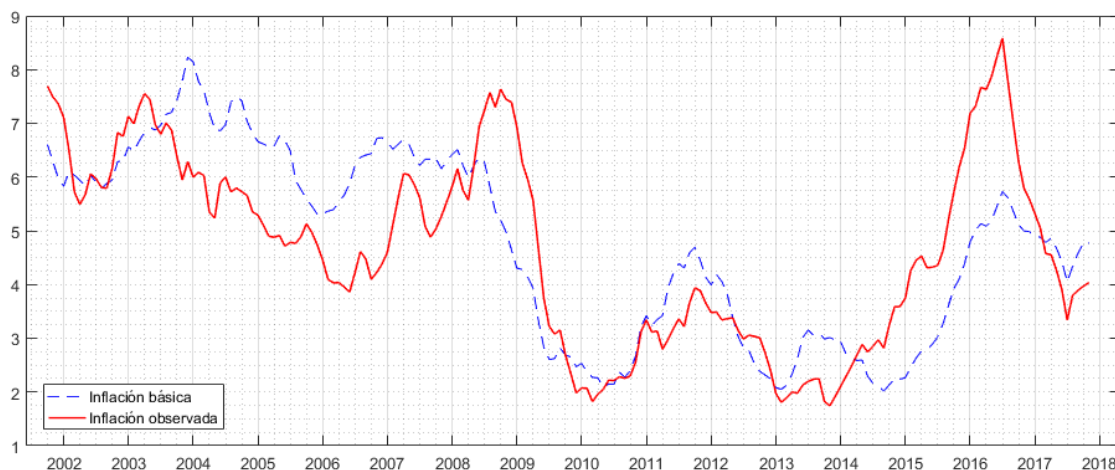
3.2. SVAR con tres variables

Además de seguir la metodología bivariada se quiso ampliar la estimación VAR, en forma similar al trabajo de Blanchard y Quah, incluyendo una variable adicional, a saber, una tasa de interés de corto plazo. Lo anterior, con el objetivo de analizar si la inclusión de un número mayor de variables mejora el cálculo de la inflación básica; y de cuantificar si este modelo VAR trivariado tiene un mejor desempeño bajo los criterios definidos en la cuarta sección. En este caso se tiene un vector de variables endógenas $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t, r_t)'$, donde Δy representa la primera diferencia del logaritmo del PIB para Colombia, Δp_t representa la inflación medida como variación del IPC y r_t representa una tasa de interés interna, que en este caso corresponde a la TIB (Tasa Interbancaria). De igual forma, se tienen variables con periodicidad mensual y que son estacionarias. En esta ocasión, también se estimó un VAR(9) siguiendo un esquema de identificación similar al anterior, excepto que aquí, además de las perturbaciones de demanda y de oferta, se tienen en cuenta los choques monetarios ($\varepsilon_{m,t}$). Estos choques monetarios y los choques de demanda se consideran perturbaciones básicas que guían a la inflación subyacente porque no tienen efectos de largo plazo sobre el producto. El sistema puede ser representado así,

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_{1,1}(1) & 0 & 0 \\ E_{2,1}(1) & E_{2,2}(1) & 0 \\ E_{3,1}(1) & E_{3,2}(1) & E_{3,3}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{m,t} \end{bmatrix}$$

El cálculo de la inflación básica (trivariada) se hace de forma análoga a la descrita en la sub-sección anterior, solo que la suma en (1) se hace sobre $E_{3,3}(1)\varepsilon_{d,t}$.

Figura 3: Inflación básica estimada VAR trivariado vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 3, se presenta la gráfica de la inflación observada contra la inflación básica obtenida a partir del modelo VAR trivariado. Esta gráfica presenta notables diferencias con la Figura 2 debido a la mayor distancia que se observa entre las dos medidas de inflación presentadas. En particular, a partir de finales de 2014 la inflación observada se separa bastante de la inflación básica. De hecho, esto es consecuente con los choques de oferta que afectaron a la inflación colombiana durante ese periodo. Choques como el fenómeno del niño y su efecto sobre los precios de los alimentos y la fuerte depreciación nominal, y su transmisión “a

los precios al consumidor y a los costos de las materias primas”(Banrep, Informe de precios, Marzo 2016).

Como vemos, la medida de inflación básica derivada de este modelo VAR trivariado, aunque no esté tan próxima a los valores de la inflación observada, sí anticipa y refleja los movimientos de esta última. Más aún, la mayor diferencia entre la inflación observada y la inflación básica derivada del modelo VAR trivariado, contrario a lo que se observa en los resultados del caso bivariado, puede ser muestra de como la inclusión de más variables permite disminuir los sesgos que la inflación observada puede generar sobre la medida de inflación básica obtenida, cuando no se incluyen variables como la tasa de interés que constituye el principal instrumento del Banco Central para el control de la inflación. De hecho, en este caso contrario a los resultados obtenidos en la sub-sección anterior, al final de la muestra los niveles de la inflación observada (4.04 %) y de la inflación básica (4.78 %) se encuentran notablemente distanciados, siendo esta última notablemente mayor.

3.3. VAR con cuatro variables

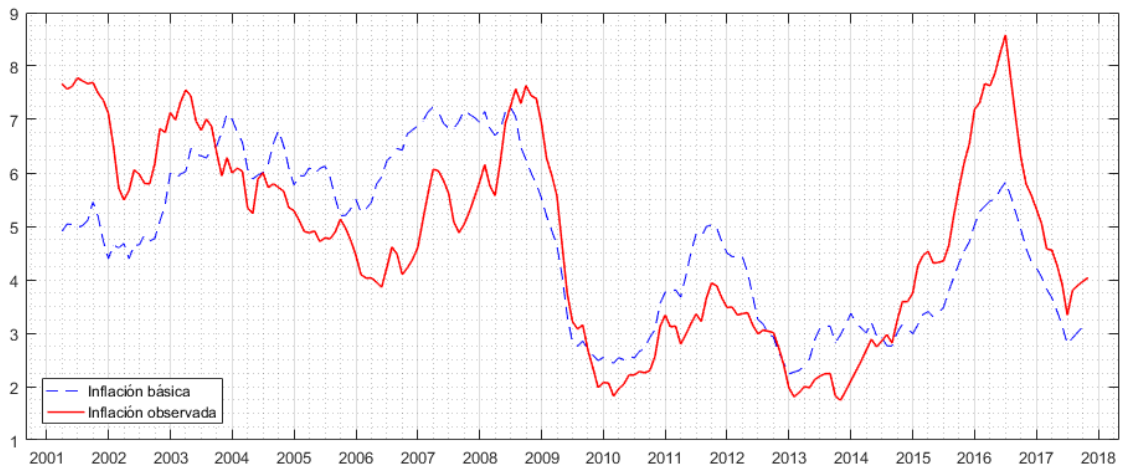
Colombia, a partir de 1991 se abrió al comercio internacional y desde entonces, no es inmune a choques de carácter externo. El objetivo de este apartado, es de igual manera utilizar un modelo SVAR para estimar una medida de inflación básica, en el cual se tenga en cuenta esta característica de economía abierta que tiene Colombia. Con lo anterior en mente, se amplió el modelo de tres variables incluyendo una variable adicional que modele el grado de apertura de la economía colombiana, a saber, la tasa de depreciación nominal Δe_t , calculada a partir de la Tasa de Cambio Representativa del Mercado (TRM). Por consiguiente, el vector de variables endógenas del modelo SVAR será, $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t, r_t, \Delta e_t)'$. De igual manera que en las estimaciones anteriores, se incluyen variables dicotómicas estacionales centradas, las variables son estacionarias y se encuentran en periodicidad mensual.

De los autores citados, son Aucremanne y Wouters (1999) quienes llegan a hacer una estimación con un número de variables superior a tres. En su caso además de incluir producto, inflación y una tasa de interés de corto plazo, añaden la tasa de cambio y el precio del petróleo. En nuestro caso, como se mencionó anteriormente, sólo tomaremos la tasa de cambio como cuarta variable y la consideración del precio del petróleo dejaría abierta la posibilidad para un futuro estudio. Además, se utiliza un esquema de identificación que constituye una ampliación del enfoque de Quah y Vahey (1995), debido al mayor número de variables consideradas. El esquema de identificación utilizado es el siguiente,

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ r_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_{1,1}(1) & 0 & 0 & 0 \\ E_{2,1}(1) & E_{2,2}(1) & 0 & 0 \\ E_{3,1}(1) & E_{3,2}(1) & E_{3,3}(1) & 0 \\ E_{4,1}(1) & E_{4,2}(1) & E_{4,3}(1) & E_{4,4}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{x,t} \end{bmatrix}$$

En este caso, se consideran cuatro perturbaciones que pueden afectar a la economía, siendo ahora el vector de perturbaciones $\varepsilon_t = (\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{d,t}, \varepsilon_{m,t}, \varepsilon_{x,t})'$, con $\varepsilon_{s,t}$ representando un choque de oferta, $\varepsilon_{d,t}$ un choque de demanda, $\varepsilon_{m,t}$ un choque de política monetaria y $\varepsilon_{x,t}$ un choque de tasa de cambio. Como muestra el esquema de identificación el choque de demanda, el choque de política monetaria y el choque de tasa de cambio no afectan en el largo plazo al producto Aucremanne y Wouters (1999). Siguiendo a Galí (1992), se puede separar al choque de demanda del choque monetario y del choque de tasa de cambio, puesto que el llamado “outside lag” indica que los choques monetarios no afectan directamente a la demanda agregada. Por otro lado, el choque monetario y el choque de tasa de cambio se pueden separar utilizando el peso relativo de la tasa de cambio en la función de reacción de corto plazo del Banco Central (Smets, 1997).

Figura 4: Inflación básica estimada VAR Cuatrivariado vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

Además de aplicar la identificación especificada, el cálculo de la medida de inflación básica de este apartado se realizó siguiendo a Melo y Hamann (1998) de la misma manera de las dos sub-secciones anteriores. La Figura 4 presenta la gráfica de la medida de inflación núcleo obtenida comparada con la inflación observada. Es de resaltar que, a diferencia con las dos medidas presentadas anteriormente, al final de la muestra esta inflación básica (3,21 %) es menor que la observada.

3.4. VAR con restricciones de signo

En esta sección se presentan los resultados obtenidos a partir de la identificación del sistema VAR de cuatro variables donde $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t, r_t, \Delta e_t)'$, incluyendo tanto restricciones de corto y largo plazo como restricciones de signo sobre las respuestas de ciertas variables a ciertos choques. La estructura de restricciones se muestra en la tabla siguiente:

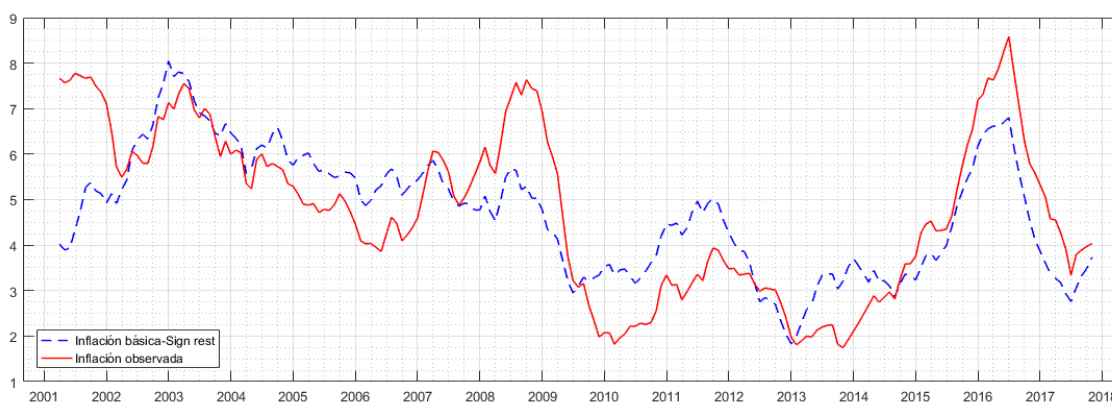
Variable / Choque	$\epsilon_t^{Dda.}$	ϵ_t^{Oferta}	$\epsilon_t^{Pol.Mon.}$	$\epsilon_t^{Tasa Camb.}$
Restricciones de corto plazo				
ΔPIB	+	-	+	-
$\Delta \pi$	+	+	0-	+
TIB	-	-	+	0-
$Deval.$		+	+	+
Restricciones de largo plazo				
ΔPIB		0	0	0
$\Delta \pi$				0
TIB				
$Deval.$				

Cuadro 1: Restricciones de signo y de corto y largo plazo.

Los símbolos + (–) de la tabla indican que la perturbación i -ésima afecta positivamente (negativamente) el valor acumulado de la respectiva variable endógena, al final del primer semestre. En el corto y largo plazos, el número “0” indica que la perturbación i -ésima no tiene efecto sobre la variable ‘endógena’ respectiva. Los espacios en blanco señalan que no hay predicción alguna del impacto sobre la variable endógena, por tanto no se impone ninguna restricción (los efectos se estiman libremente). La estimación de esta alternativa se hizo por máxima verosimilitud siguiendo a Binning (2013).

La medida de inflación básica obtenida hasta noviembre de 2017, junto con la inflación total observada, se presenta en la Figura 5. Se puede apreciar algunas similitudes con las inflaciones básicas presentadas anteriormente. El comportamiento de esta inflación subyacente obtenida anticipa o coincide con el presentado por la observada y sus niveles al finalizar el periodo se encuentran muy cerca del 4 %, siendo los valores puntuales 4.04 % y 3.73 %, respectivamente.

Figura 5: Inflación básica estimada VAR con restricciones de signo vs inflación observada



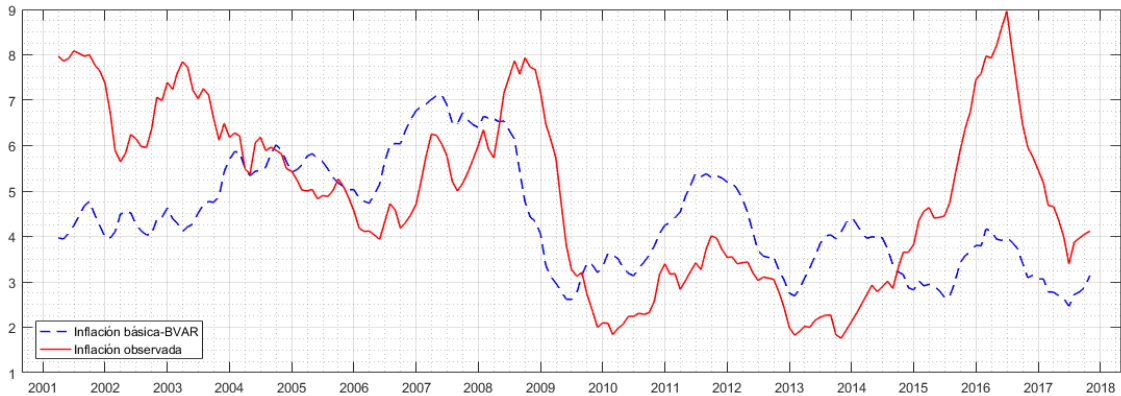
Fuente: Elaboración propia.

Además, se hizo una estimación bayesiana de este modelo VAR con restricciones solamente de signo, con el fin de verificar si el cambio en el método de estimación y la no consideración de restricciones de corto y largo plazo influye en el desempeño de la medida de inflación básica calculada, a la luz de los siete criterios considerados en la quinta sección. Para este ejercicio se usó el programa BEAR. La gráfica de esta serie obtenida se presenta como Figura 6. De dicha gráfica se pueden resaltar los valores bajos que presenta la inflación básica a partir de 2015 hasta el final de la muestra. Para noviembre de 2017 el valor de esta medida se ubicó en 3.14 %, siendo un valor muy inferior a la inflación observada en el mencionado mes y al mismo tiempo muy cercano a la meta fijada por el Banco de la República.

4. Metodología de modelos Neokeynesianos

Bejarano y col. (2016) a partir de la aplicación de un modelo semiestructural Neokeynesiano de economía cerrada para Colombia, calculan un indicador de inflación básica, utilizando datos trimestrales. En este caso se concibe a la inflación básica, aproximación de la inflación macroeconómica, como la parte de la inflación sin alimentos observada que no es generada por choques de oferta sino que se debe a los

Figura 6: Inflación básica estimada BVAR vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

efectos de choques de demanda y de política monetaria. Siguiendo a estos autores, se realiza un ejercicio similar, con periodicidad mensual, y a continuación se presentan y contrastan los resultados obtenidos. La especificación se puede encontrar en dicho documento. Es de resaltar que la serie brecha de producto que utilizamos aquí es la mensualización de la brecha trimestral obtenida de un modelo VEC, usando para ello la metodología de Litterman (1983). En nuestro ejercicio es necesario re-especificar la ecuación de inflación alimentos como un modelo ARMA(7,12), así:

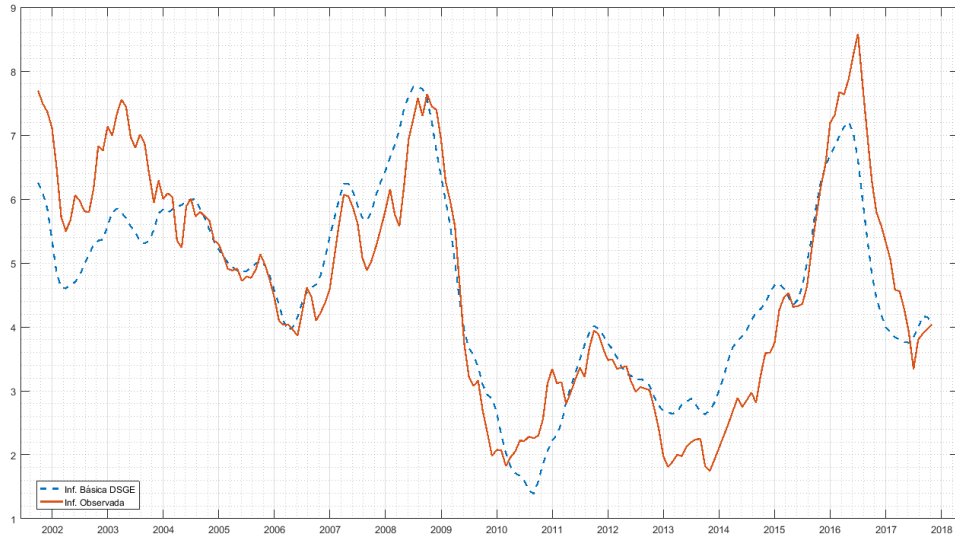
$$\pi_t^f = \rho_1^f \pi_{t-1}^f + \rho_2^f \pi_{t-2}^f + \rho_3^f \pi_{t-3}^f + \rho_7^f \pi_{t-7}^f + \theta_1^f \epsilon_{t-1}^f + \theta_3^f \epsilon_{t-3}^f + \theta_{10}^f \epsilon_{t-10}^f + \theta_{12}^f \epsilon_{t-12}^f + \epsilon_t^f$$

La configuración de las densidades prior utilizadas sigue a Bejarano y col. (2016), fomas que son usuales en la literatura y se presenta en la Tabla 2. Note que las densidades prior son casi no informativas por ser poco concentradas. A diferencia de los referidos autores, los parámetros κ y ϕ_1 son calibrados, aquí utilizamos 0.001 y 0.27, respectivamente. La estimación de las densidades posterior se hace por Metropolis-Hastings con cuatro cadenas de 100,000 replicas cada una. Los diagnósticos de convergencia son los apropiados. La gráfica de la serie resultante se presenta en la Figura 7.

Similitudes obvias con la serie presentada por Bejarano y col. (2016) son encontradas, presentando dinámicas muy similares; aunque la estimación mensual produce una serie con un rango de variabilidad superior al que presenta la serie trimestral. En este caso el final de la serie (Nov.-2017) resulta en un valor de 4.05 %, de nuevo un poco superior a la inflación observada.

Un segundo ejercicio en este mismo contexto se desarrolla pero reemplazando la serie mensualizada de la brecha del PIB por la serie mensual obtenida y facilitada por Amador (2018) quien usa la serie mensual del ISE en un contexto Semi-NK. Estos resultados son muy similares a los aquí presentados y no se muestra su gráfica por ser casi indistinguible de la serie ya mostrada; sin embargo, dicha serie sí se incluye en las evaluaciones mostradas en la sección siguiente, donde aparece como Semi-NK-ISE.

Figura 7: Inflación básica estimada Semi-NK vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

Parámetros	Distribución	Prior		Posterior	
		Media	Dev. Est.	Media	Dev. Est.
ρ^{z^π}	β	0.3	0.15	0.39	0.008
ρ^{z^u}	β	0.70	0.15	0.77	0.003
ρ^i	β	0.75	0.15	1.0	0.15
σ^{ε^π}	Γ^{-1}	0.005	∞	0.01	0.000
σ^{ε^u}	Γ^{-1}	0.058	∞	0.01	0.001
σ^{ε^i}	Γ^{-1}	0.013	∞	0.00	0.000
σ^{ε^a}	Γ^{-1}	0.020	∞	0.02	0.000
φ^π	Γ	4	0.15	4.11	0.003
φ^x	Γ	1.1	0.15	0.89	0.005
σ^{-1}	β	0.5	0.05	0.53	0.002

Cuadro 2: Priors y posteriors modelo semiestructural Nekeynesiano.

5. Comparación

Como es usual cuando se presentan varias alternativas de medición de algún indicador, es necesario evaluarlas, compararlas y seleccionar entre ellas. Siguiendo a González y Chavarro (2011), se evalúan los resultados obtenidos del cálculo de la inflación básica derivada de cada modelo con base a criterios de: insesgamiento, variabilidad, habilidad de pronóstico (las cuales nosotros clasificamos en corto y mediano plazo), causalidad a la inflación observada en una curva de Phillips, seguimiento de la inflación de largo

plazo y relación con sus determinantes macroeconómicos. El cumplimiento de estos criterios se considera deseable para una buena medida de inflación básica. Las medidas de inflación evaluadas y comparadas se nombran de acuerdo al método de estimación a partir del cual son obtenidas. Por consiguiente las medidas presentadas son las resultantes de la estimación del modelo semiestructural Nekeynesiano (Semi-NK); del modelo SVAR con dos (SVAR-2), tres (SVAR-3) y cuatro variables (SVAR-4); del modelo SVAR con restricciones de signo estimado por métodos frecuentistas (SVAR-RS-4) y métodos bayesianos (BVAR-4), y finalmente el promedio de cuatro de las medidas de inflación básica utilizadas actualmente por el DPI del Banco de la República para hacer seguimiento mensual a la inflación subyacente, a saber, IPC sin alimentos, IPC sin alimentos ni regulados, núcleo20 e IPC sin alimentos, servicios públicos ni combustibles (Prom-4). Además, se presentan tres medidas adicionales: Prom-6, correspondiente al promedio entre las cuatro medidas usadas por el Banco de la República, mencionadas anteriormente, la medida Semi-NK y la medida SVAR-RS-4. Prom3N, el promedio de la Semi-NK, SVAR-RS-4 y Nucleo20; y la PROM4N, promedio de las 3 anteriores junto con la inflación del grupo que excluye alimentos, regulados y combustibles.

En primer lugar, se evaluó el insesgamiento de las diferentes medidas de inflación básica (π^b) con respecto a la inflación observada (π_t). Para verificar esta característica, se estimó el modelo

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^b + \epsilon_t$$

y se evaluó la hipótesis conjunta $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$, mediante un test de Wald (González y Chavarro, 2011). En la Tabla 4 presentada en los anexos se encuentran los resultados de la prueba para cada una de las inflaciones básicas consideradas, usando series desde enero de 2002 hasta el final de la muestra. En este caso, al 5 % de significancia los indicadores de inflación básica que son insesgados son SVAR-4, SVAR-RS-4, Semi-NK y Semi-NK-ISE, los cuales presentan P-Valores mayores al 5 %. Este resultado no es sorprendente porque ambos modelos incluyen tanto variables propias de la economía local como variables que la vinculan con el resto del mundo, es decir, modelan mejor la economía y además tienen en cuenta la teoría económica a través de restricciones, como las de corto y largo plazo, y de signo.

En segundo lugar, se evaluó la variabilidad de cada medida de inflación con respecto a la inflación observada, a partir de una prueba de igualdad de varianzas ($H_0 : \sigma_b^2 = \sigma_t^2$)³ y del cálculo de la Raíz del Error Cuadrático Medio (Root Mean Squared Error, RMSE) entre cada medida de inflación básica y su tendencia de largo plazo. Esta última, obtenida de dos formas, por un lado de la estimación de un modelo de componentes no observables⁴ (UC por sus siglas en Inglés) y por otro, a partir de la aplicación de un filtro de Hodrick-Prescott. Este criterio se considera porque es de esperarse que una buena medida de inflación básica tenga menor variabilidad que la inflación observada, dado que esta última, a diferencia de la primera, es influida por choques transitorios de oferta (González y Chavarro, 2011). En los anexos, en la tabla 5 se presentan los resultados de la prueba anterior. Se encuentra que las medidas de inflación tienden a ser más volátiles que la inflación observada, con excepción de las medidas SVAR-2 y SVAR-3. En cuanto a la comparación entre la inflación básica y la inflación de largo plazo, el método con que se obtiene esta última influye en los resultados. Por lo cual, cuando la tendencia de largo plazo es extraída mediante filtrado se obtiene que las medidas de inflación básica son más volátiles que cuando esta se obtiene mediante el modelo de componentes no observados. Sin embargo, es concluyente que las medidas BVAR-4, Semi-NK y Prom-4 son las más volátiles. Considerando el menor RMSE, las medidas de inflación básica que resultan no ser más volátiles que la inflación de largo plazo son de igual forma SVAR-2 y SVAR-3.

³Se presentan aquí resultados de la prueba Brown-Forsythe, basado en diferencias absolutas respecto a las medianas, por ser esta más robusta y potente que la tradicional prueba "F"; véase Brown y Forsythe (1974a) y Brown y Forsythe, 1974b.

⁴Para mayor detalle véase González y Chavarro (2011), pág.8.

En tercer y cuarto lugar, se evaluó la bondad de pronóstico de las diferentes medidas de inflación básica mediante la estimación de modelos de la siguiente forma:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_0^h + \beta^h(\pi_t - \pi_t^b) + \eta_{t+h}$$

estimados usando datos hasta diciembre de 2013 y realizando pronósticos fuera de muestra para diferentes horizontes, a saber, 1, 3, 6, 9, 12, 18 y hasta 24 meses adelante, para el periodo comprendido entre enero de 2014 y Noviembre de 2017 (incluyendo desde 47 hasta 23 observaciones en dicha evaluación, dependiendo de h). La habilidad de pronóstico de los indicadores de inflación básica en cada uno de los horizontes fue evaluada a la luz de dos criterios, RMSE y MAPE. Los resultados se presentan en las Tablas 6 y 8. En términos del RMSE la medida Semi-NK produce el menor error de pronóstico para todos los horizontes. Por otro lado, considerando el MAPE, Semi-NK también tiene una alta capacidad de pronóstico hasta un horizonte de seis meses adelante. Por lo tanto, entre las medidas presentadas, Semi-NK es la mejor para pronosticar la inflación, tanto a corto como a mediano plazo. Adicionalmente, en las Tablas 7 y 9 presentamos resultados de los test de Diebold-Mariano (DM, en adelante) de pronóstico de cada inflación básica considerada con respecto a la inflación básica que peor pronostica la inflación total según cada horizonte de pronóstico considerado; allí, como la hipótesis alterna es que el pronóstico en consideración mejora al de referencia, es deseable rechazar la hipótesis nula en favor de la alterna, por eso, lo ideal es encontrar P-Valores pequeños.

Dada la importancia que tiene la realización de pronósticos, en quinto lugar, se quiso corroborar los resultados anteriores mediante la estimación de una curva de Phillips aumentada con la inflación básica, en donde se evalúa la significancia de los rezagos asociados a la inflación básica mediante una prueba de hipótesis conjunta.

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_0^h + \sum_{j=1}^{p_1} \beta_j^h \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=1}^{p_2} \gamma_k^h \tilde{y}_{t-k} + \sum_{l=1}^{p_3} \mu_l^h \pi_{t-l}^m + \sum_{i=1}^{p_4} \delta_i^h \pi_{t-i}^b + \eta_{t+h} \quad (2)$$

donde \tilde{y}_t refiere a la brecha del producto y π_t^m a la inflación de importados. La longitud de rezago óptima se determinó de acuerdo al criterio Schwarz considerando un longitud de hasta 12 rezagos. Interesa juzgar la hipótesis nula $H_0 : \delta_i^h = 0, \forall i = 1, \dots, p_4$; el rechazo de dicha hipótesis nula (P-Valor pequeño) indica que la medida de inflación básica en consideración si ayuda a predecir la inflación futura, aun en presencia de los otros indicadores incluidos en (2). Además, se comparan los R^2 ajustados del modelo incluyendo y no incluyendo la inflación básica mediante su diferencia, la cual es presentada en la Tabla 10. Por último se calcula el RMSE para los pronósticos fuera de muestra que se generan para el periodo comprendido entre enero de 2013 y noviembre de 2017 a diferentes horizontes. En la Tabla 10 se encuentran los resultados anteriores.

En sexto lugar, como característica deseable se tiene el seguimiento que la medida de inflación básica hace a la inflación de largo plazo (π_t^*). De nuevo, utilizando la tendencia de largo plazo de la inflación observada, extraída mediante un filtro de Hodrick-Prescott y un modelo de componentes no observables se estima la siguiente ecuación, $\pi_t^* = \alpha + \beta \pi_t^b + \eta_t$ y se realiza un test de Wald con la hipótesis $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$. Dados los resultados de la prueba conjunta (véase Tabla 11), a un nivel de 5% de significancia esta no es rechazada para el indicador SVAR-RS-4, teniendo esta medida de inflación básica el mejor desempeño en el rastreo de la inflación de largo plazo.

En séptimo y último, pero no menos importante, lugar, debido a que la inflación básica se toma como aproximación de la inflación macroeconómica se quiere analizar si está relacionada con los determinantes

macroeconómicos de la inflación. En este caso, se estima una curva de Phillips para una economía abierta con dos de estos determinantes, a saber, el precio relativo de los bienes importados (π_t^m) y la brecha del producto (\tilde{y}_t). Como variable adicional se incluye la primera diferencia de la inflación básica ($\Delta\pi_t^b$) y se determina la longitud óptima de rezago a la luz del criterio Schwarz de la misma manera que se hizo en el apartado de habilidad de pronóstico. La curva de Phillips estimada es la siguiente,

$$\pi_{t+h}^b - \pi_t^b = \alpha_0^h + \alpha^h(L)\Delta\pi_t^b + \beta^h(L)\tilde{y}_t + \gamma^h(L)\Delta\pi_t^m + \varepsilon_{t+h}$$

Para verificar esta propiedad se aplican pruebas de causalidad entre este par de variables macroeconómicas y las distintas medidas de inflación básica. Además, se evalúa el ajuste de pronóstico fuera de muestra para distintos horizontes a través del R^2 ajustado y el RMSE. En la Tabla 12 se presentan los resultados de la prueba de causalidad y de los estadísticos mencionados. Se encontró que la brecha y la inflación de importados causan en el sentido de Granger a la inflación básica Semi-NK y Prom-4. Sin embargo, en el mediano plazo hay causalidad con todos los indicadores. Dado que se presenta el RMSE para determinar si la inclusión de este par de determinantes mejora la capacidad de pronóstico de las inflaciones básicas, se encontró que en términos de este, hay una estrecha relación entre las variables macroeconómicas y las inflaciones básicas BVAR-4 y Prom-4.

6. Comentarios Finales

A continuación se presenta la Tabla 3 con el resumen de la evaluación de las medidas de inflación básica presentadas en este documento. Las tablas detalladas se pueden encontrar en los Anexos.

La separación entre corto y mediano plazo se hace clasificando corto plazo los horizontes de 1 hasta 9 meses y mediano de 12 a 18 meses. Si un indicador presenta P-Valores al menos tres en el corto o al menos dos en el medio plazo de la estadística DM menor al 5 % se considera que genera buen pronóstico y en la Tabla 3 se marca como adecuada.

Como se evidencia en la tabla, las medidas Semi-NK, Semi-NK-ISE y SVAR-RS-4 cumplen el mayor número de criterios. Este resultado es consistente con las expectativas puesto que, son medidas que se derivan de metodologías que sintonizan la teoría económica con modelos estadísticos, y que combinados con los datos observados permiten recoger características propias de la economía en cuestión. Es de resaltar que la medida promedio de cuatro términos (PROM4N) mejora, en el cumplimiento de un criterio mas que el promedio de los 4 indicadores que es actualmente usado por el DPI del Banco de la República.

Wynne (1999) menciona criterios deseables, entre otros, que la medida de inflación básica sea "*forward looking*" y que tenga fundamento teórico. Es claro que las medidas resaltadas en este trabajo cumplen dichos criterios.

Este trabajo aporta en el sentido de que las medidas estructurales: primero no habían sido estimadas (calculadas) mensualmente; y segundo, no habían sido evaluadas y sometidas a comparación contra otras alternativas más tradicionales. En esa dirección se recomienda utilizarlas por si solas o simultáneamente con medidas de exclusión, configurando algún promedio simple como los usados aquí.

Como sugerencia de trabajos futuros: para Inflación básica Semi-NK sería conveniente tener una medida de actividad económica (brecha de PIB) mensual que se obtenga de una especificación Semi-NK mas general que la empleada aquí. Es mas, especificar un modelo Semi-NK que se pueda estimar usando frecuencias mixtas (datos mensuales junto con trimestrales) como en Giannone, Monti, y Reichlin (2015) o

Inflación Básica	Inses- gamiento	Varia- bilidad	Capacidad corto	Pronos. medio	Curva Phillips	Seguim. Inf. LP	Relación Det. Macro	Total
SVAR-4	✓		✓	✓	✓			4
SVAR-3					✓		✓	2
SVAR-2			✓	✓	✓		✓	4
BVAR-4		✓	✓				✓	3
SVAR-RS-4	✓	✓	✓	✓	✓	✓		6
Semi-NK	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	7
Semi-NK-ISE	✓	✓	✓	✓	✓		✓	6
Prom.-4		✓	✓		✓		✓	4
Prom.-6		✓	✓		✓		✓	4
Prom.-3N		✓	✓	✓	✓			4
Prom.-4N		✓	✓	✓	✓		✓	5

Cuadro 3: Resumen cumplimiento criterios de evaluación de inflaciones básicas.

Foroni y Marcellino (2014), con lo cual se podría disponer con mayor prontitud de la medida de inflación básica así obtenida.

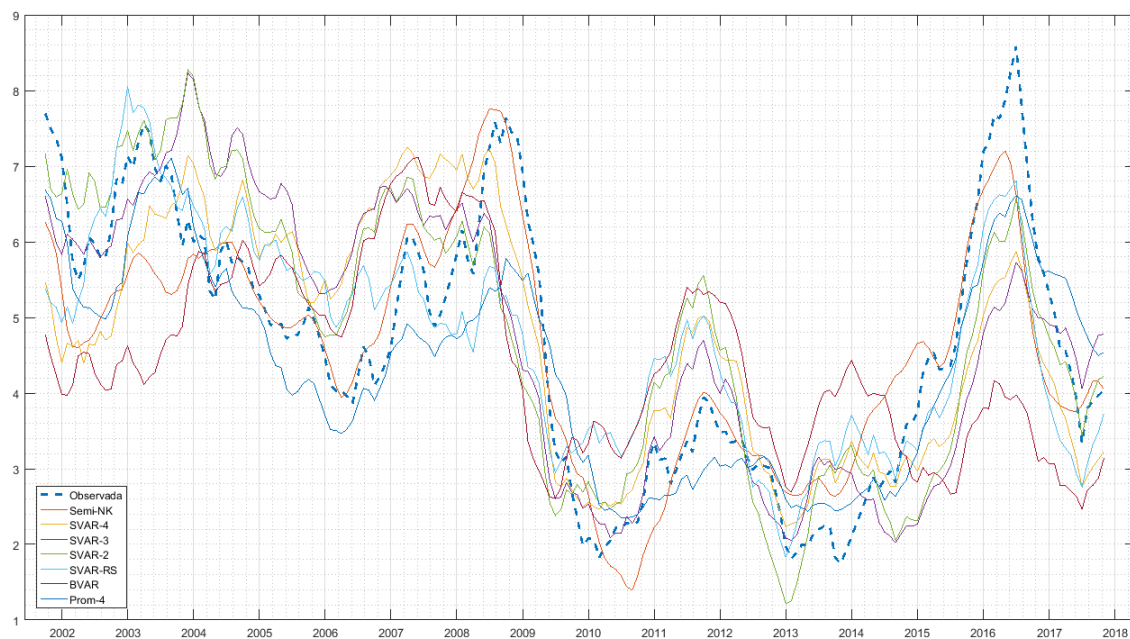
Referencias

- Amador, J. S. (2018). New Keynesian NAIRU and the Okun Law: An application for Colombia. *Borradores de economía*, 1034, 1-19.
- Aucremanne, L. & Wouters, R. (1999). A structural VAR approach to core inflation and its relevance for monetary policy, 1-44.
- Bagliano, F. C., Golinelli, R., & Morana, C. (2002). Core inflation in the Euro Area. *Applied economics letters*, 353-357.
- Bagliano, F. C. & Morana, C. (2003). A common trends model of UK core inflation. *Empirical Economics*, 28, 157-172.
- Bejarano, J., Hamann, F., & Rodríguez, D. (2016). Indicador de inflación básica a partir de un modelo Semi-estructural con inflación de alimentos. *Borradores de economía*, 935, 1-16.
- Binning, A. (2013). Underidentified SVAR models: A framework for combining short and long-run restrictions with sign-restrictions. *Working Paper, No. 14, Norges Bank*.
- Blix, M. (1997). Underlying inflation - A common trends approach.
- Brown, M. B. & Forsythe, A. B. (1974a). Robust Tests for the Equality of Variances. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 364-367.
- Brown, M. B. & Forsythe, A. B. (1974b). The Small Sample Behavior of Some Test Statistics which Test the Equality of Several Means. *16*, 129-132.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. (1994). Measuring core inflation. In Gregory Mankiw editor, *Monetary Policy*. University of Chicago Press. 195-215.
- Evans, G. & Reichlin, L. (1994). Forecasts and measurement of the business cycle. *Journal of monetary economics*, 33, 233-254.
- Foroni & Marcellino. (2014). Mixed frequency structural models estimation, and policy analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 29, 1118-1144.

- Galí, J. (1992). How well does the IS-LM model fit post-war US. data? *Quarterly journal of Economics*, 709-738.
- Gartner, C. & Wehinger, G. D. (1998). Core inflation in selected european union countries. *Oesterreichische National Bank. Working paper*, 33, 1-47.
- Giannone, Monti, & Reichlin. (2015). Exploiting the monthly data flow in Structural Forecas. *Federal Reserve of New York, Staff Reports*.
- González, E. & Chavarro, X. (2011). Medidas de inflación básica en Colombia. *memorias Jornadas de Economía, Banco Central del Uruguay*, 1-31.
- Gordon, R. (1992). Measuring the aggregate price level: implications for economic performance and policy. *NBER Working paper*, 3969.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50 No. 6, 1345-1370.
- Litterman, R. B. A. (1983). Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 169-173.
- Melo, L. F. & Hamann, F. (1998). Inflación básica. Una estimación basada en modelos VAR estructurales. *Borradores de economía*, 93, 1-28.
- Quah, D. & Vahey, S. P. (1995). Measuring Core inflation. *The economic journal*, 105, 1130-1144.
- Smets, F. (1997). Measuring monetary policy shocks in France, Germany and Italy: the role of the exchange rate. *BIS: working papers*, 42, 1-25.
- Vargas, H., González, A., González, E., Romero, J., & Rojas, L. (2010). Assessing inflationary pressures in colombia. *Monetary Policy and the Measurement of Inflation: Prices, Wages and Expectations, BIS Papers chapters*, 49, 129-171.

Anexos

Figura 8: Indicadores de inflación básica presentados vs inflación observada



Fuente: Elaboración propia.

Indicador	$\hat{\alpha}$	Error Std.	$\hat{\beta}$	Error Std.	Estad.-F	P-Valor	P-Valor $\hat{\alpha}$	P-Valor $\hat{\beta}$
SVAR-4	0,647	0,415	0,845	0,095	1,350	0,262	0,121	0,103
SVAR-3	1,134	0,381	0,739	0,078	5,625	0,004	0,003	0,001
SVAR-2	0,988	0,363	0,758	0,070	6,361	0,002	0,007	0,001
BVAR-4	2,511	0,733	0,480	0,132	8,209	0,000	0,001	0,000
SVAR-RS-4	-0,244	0,427	1,033	0,084	0,236	0,790	0,568	0,693
Semi-NK	-0,224	0,355	1,061	0,078	0,366	0,694	0,528	0,435
Semi-NK-ISE	0,159	0,366	0,973	0,080	0,117	0,889	0,664	0,740
Prom.-4	-0,500	0,296	1,189	0,075	5,866	0,003	0,092	0,012
Prom.-6	-1,132	0,244	1,302	0,059	13,474	0,000	0,000	0,000
PROM3N	-1,334	0,215	1,261	0,049	22,555	0,000	0,000	0,000
PROM4N	-1,247	0,197	1,267	0,046	21,026	0,000	0,000	0,000
nucleo20	-0,306	0,329	1,008	0,071	3,471	0,033	0,353	0,912
sinali	-0,253	0,334	1,152	0,092	5,981	0,003	0,450	0,099
sinalinireg	0,138	0,391	1,192	0,096	18,596	0,000	0,725	0,047
sinalisercom	-0,353	0,224	1,144	0,054	6,362	0,002	0,116	0,009

Cuadro 4: Resultados prueba de insesgamiento

Indicador	Varianza (Inf. básica)	P.valor Inf. obs.	P.valor Inf. UC	P.valor Inf. LP-HP	RMSE Vs. UC	RMSE Vs. HP
SVAR-4	2,356	0,160	0,541	0,000	1,122	1,178
SVAR-3	3,028	0,474	0,104	0,000	1,140	1,071
SVAR-2	3,172	0,399	0,084	0,000	1,104	1,129
BVAR-4	1,495	0,000	0,000	0,845	1,676	1,490
SVAR-RS-4	1,868	0,000	0,002	0,058	0,980	0,935
Semi-NK	2,141	0,003	0,017	0,023	0,751	0,998
Semi-NK-ISE	2,376	0,016	0,079	0,007	0,850	1,058
Prom.-4	1,791	0,000	0,002	0,045	0,659	0,697
Prom.-6	1,628	0,000	0,000	0,207	0,533	0,612
PROM3N	1,757	0,000	0,001	0,041	0,523	0,702
PROM4N	1,762	0,000	0,001	0,049	0,451	0,658
nucleo20	2,423	0,141	0,477	0,000	0,715	0,908
sinali	1,808	0,000	0,001	0,082	0,774	0,720
sinalinireg	1,428	0,000	0,000	0,815	1,204	1,077
sinalisercom	1,999	0,007	0,043	0,002	0,565	0,761
Var(INF Obs)=		2,972				
Var(INF LP UC)=		2,554				
Var(INF LP HP)=		1,530				

Cuadro 5: Resultados variabilidad

Indicador Inf. Básica	Horizonte de pronóstico (RMSE)						
	h=1	h=3	h=6	h=9	h=12	h=18	h=24
SVAR-4	0,376	1,009	1,875	2,716	3,418	4,029	4,633
SVAR-3	0,394	1,104	2,119	3,059	3,850	4,615	5,370
SVAR-2	0,394	1,089	2,067	2,959	3,668	4,281	4,743
BVAR-4	0,371	0,998	1,911	2,851	3,681	4,622	5,395
SVAR-RS-4	0,358	0,922	1,676	2,444	3,139	3,924	4,692
Semi-NK	0,329	0,842	1,558	2,298	3,021	3,778	4,284
Semi-NK-ISE	0,341	0,874	1,591	2,300	2,968	3,651	4,109
Prom.-4	0,357	0,963	1,866	2,862	3,792	4,651	5,366
Prom.-6	0,367	0,995	1,921	2,914	3,830	4,733	5,572
PROM3N	0,363	0,947	1,739	2,557	3,372	4,229	4,832
PROM4N	0,368	0,972	1,804	2,666	3,504	4,316	4,915
nucleo20	0,322	0,786	1,337	1,967	2,654	3,578	4,326
sinali	0,357	0,953	1,830	2,794	3,722	4,709	5,415
sinalinireg	0,364	0,972	1,886	2,852	3,706	4,375	4,914
sinalisercom	0,365	1,012	1,963	2,950	3,779	4,252	4,761

Cuadro 6: Capacidad de pronóstico (RMSE)

Indicador Inf. Básica	Horizonte de pronóstico (RMSE)						
	h=1	h=3	h=6	h=9	h=12	h=18	h=24
SVAR-4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
SVAR-3	0,500	0,500	0,500	0,500	0,500	0,420	0,510
SVAR-2	0,517	0,024	0,001	0,000	0,000	0,016	0,000
BVAR-4	0,001	0,000	0,000	0,007	0,052	0,440	0,578
SVAR-RS-4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Semi-NK	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Semi-NK-ISE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Prom.-4	0,000	0,000	0,000	0,056	0,367	0,500	0,500
Prom.-6	0,000	0,000	0,002	0,094	0,448	0,867	0,985
PROM3N	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
PROM4N	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,000
nucleo20	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
sinali	0,000	0,000	0,000	0,006	0,181	0,940	0,867
sinalinireg	0,001	0,001	0,009	0,100	0,258	0,001	0,000
sinalisercom	0,001	0,014	0,055	0,245	0,371	0,000	0,000

Cuadro 7: Test Diebold-Mariano (P-Valores) pérdida cuadrática

Indicador Inf. Básica	Horizonte de pronóstico (MAPE)						
	h=1	h=3	h=6	h=9	h=12	h=18	h=24
SVAR-4	6,756	17,560	32,486	47,599	59,159	62,646	54,024
SVAR-3	7,244	20,803	40,511	58,131	70,590	73,223	62,898
SVAR-2	7,196	20,419	39,164	56,063	67,077	68,091	55,855
BVAR-4	6,462	16,285	31,180	47,871	61,670	69,700	64,322
SVAR-RS-4	6,314	15,559	28,659	42,754	54,143	61,177	58,352
Semi-NK	5,451	13,366	25,149	39,140	51,780	61,377	56,138
Semi-NK-ISE	5,932	14,418	27,360	41,068	52,420	60,027	53,201
Prom.-4	6,420	16,543	32,970	51,727	67,840	76,782	78,362
Prom.-6	6,434	16,703	33,120	51,255	66,501	76,329	76,353
PROM3N	6,321	15,668	29,768	44,989	58,311	67,002	60,312
PROM4N	6,437	16,338	31,085	47,096	60,733	68,769	61,387
nucleo20	5,639	13,268	23,431	36,878	49,489	58,803	52,668
sinali	6,427	16,385	32,595	50,741	66,854	78,200	78,039
sinalinireg	6,490	16,371	32,391	50,137	65,041	73,240	77,518
sinalisercom	6,522	17,507	34,324	52,612	66,438	69,197	67,416

Cuadro 8: Capacidad de pronóstico (MAPE)

Indicador Inf. Básica	Horizonte de pronóstico (MAPE)						
	h=1	h=3	h=6	h=9	h=12	h=18	h=24
SVAR-4	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000
SVAR-3	0,500	0,500	0,500	0,500	0,500	0,463	0,031
SVAR-2	0,577	0,060	0,000	0,000	0,000	0,065	0,000
BVAR-4	0,006	0,000	0,000	0,000	0,003	0,402	0,131
SVAR-RS-4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,001
Semi-NK	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Semi-NK-ISE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Prom.-4	0,000	0,000	0,000	0,009	0,139	0,500	0,500
Prom.-6	0,001	0,000	0,000	0,012	0,116	0,833	0,705
PROM3N	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,027	0,001
PROM4N	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,021	0,000
nucleo20	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
sinali	0,000	0,000	0,000	0,001	0,060	0,976	0,711
sinalinireg	0,001	0,000	0,001	0,011	0,053	0,000	0,014
sinalisercom	0,001	0,001	0,004	0,044	0,098	0,000	0,000

Cuadro 9: Test Diebold-Mariano (P-Valores) pérdida lineal

Inflación Básica	h=1			h=3			h=6			h=9			h=12		
	No Sig.	Dif. R2	RMSE	No Sig.	Dif. R2	RMSE	No Sig.	Dif. R2	RMSE	No Sig.	Dif. R2	RMSE	No Sig.	Dif. R2	RMSE
SVAR-4	0,001	0,063	5,199	0,000	0,186	5,369	0,000	0,276	5,721	0,000	0,427	6,163	0,000	0,551	6,687
SVAR-3	0,017	0,019	5,204	0,000	0,204	5,438	0,000	0,180	5,833	0,000	0,286	6,376	0,000	0,401	7,088
SVAR-2	0,005	0,044	5,234	0,000	0,053	5,339	0,000	0,079	5,582	0,000	0,158	5,961	0,000	0,250	6,535
BVAR-4	0,111	0,012	5,198	0,129	0,006	5,313	0,032	0,017	5,421	0,002	0,042	5,439	0,000	0,074	5,361
SVAR-RS-4	0,035	0,026	5,238	0,007	0,034	5,326	0,000	0,110	5,735	0,000	0,223	6,366	0,000	0,335	7,300
Semi-NK	0,000	0,258	5,186	0,000	0,468	5,451	0,000	0,172	5,997	0,000	0,315	6,695	0,000	0,428	7,430
Semi-NK-ISE	0,000	0,250	5,193	0,000	0,495	5,453	0,000	0,192	5,950	0,000	0,327	6,542	0,000	0,424	7,136
Prom.-4	0,034	0,019	5,267	0,001	0,040	5,611	0,000	0,190	6,278	0,000	0,276	7,079	0,000	0,360	8,055
Prom.-6	0,001	0,046	5,247	0,003	0,034	5,578	0,000	0,199	6,282	0,000	0,309	7,182	0,000	0,411	8,273
PROM3N	0,000	0,149	5,229	0,000	0,076	5,512	0,000	0,234	6,147	0,000	0,381	6,954	0,000	0,508	7,879
PROM4N	0,000	0,117	5,232	0,000	0,265	5,539	0,000	0,223	6,205	0,000	0,353	7,054	0,000	0,470	8,053
nucleo20	0,005	0,035	5,243	0,000	0,080	5,538	0,000	0,270	6,070	0,000	0,377	6,661	0,000	0,472	7,316
sinali	0,016	0,020	5,269	0,002	0,037	5,618	0,000	0,185	6,285	0,000	0,272	7,079	0,000	0,349	8,022
sinalinireg	0,113	0,006	5,243	0,100	0,008	5,539	0,000	0,081	6,008	0,000	0,123	6,570	0,000	0,166	7,397
sinalisecom	0,054	0,016	5,257	0,004	0,033	5,578	0,000	0,172	6,236	0,000	0,257	7,059	0,000	0,345	8,100

Cuadro 10: Capacidad de pronóstico - Curva de Phillips (RMSE)

Indicador	$\hat{\alpha}$	Error Est.	β	Error Est.	Estad.F	P-Valor
Vs UC						
SVAR-4	0,917	0,275	0,781	0,055	8,780	0,000
SVAR-3	1,213	0,235	0,713	0,047	20,638	0,000
SVAR-2	1,170	0,222	0,716	0,043	24,766	0,000
BVAR-4	2,725	0,443	0,431	0,096	18,924	0,000
SVAR-RS-4	0,241	0,274	0,928	0,056	1,654	0,194
Semi-NK	0,196	0,184	0,955	0,038	0,711	0,493
Semi-NK-ISE	0,467	0,197	0,894	0,041	3,495	0,032
Prom.-4	-0,217	0,141	1,128	0,031	40,746	0,000
Prom.-6	-0,722	0,111	1,211	0,024	62,286	0,000
PROM3N	-0,824	0,129	1,145	0,026	23,072	0,000
PROM4N	-0,776	0,106	1,163	0,022	27,697	0,000
nucleo20	0,022	0,168	0,941	0,033	15,246	0,000
sinali	-0,048	0,162	1,109	0,036	40,173	0,000
sinalinireg	0,337	0,201	1,146	0,051	111,963	0,000
sinalisercom	-0,061	0,119	1,076	0,026	31,315	0,000
Vs Hodrick-Prescott						
SVAR-4	2,107	0,227	0,533	0,046	52,866	0,000
SVAR-3	2,027	0,167	0,555	0,033	91,165	0,000
SVAR-2	2,079	0,153	0,547	0,030	116,676	0,000
BVAR-4	3,386	0,353	0,289	0,077	45,921	0,000
SVAR-RS-4	1,316	0,204	0,704	0,042	26,454	0,000
Semi-NK	1,774	0,210	0,623	0,044	37,626	0,000
Semi-NK-ISE	1,828	0,207	0,603	0,043	43,234	0,000
Prom.-4	1,128	0,150	0,810	0,033	40,555	0,000
Prom.-6	0,855	0,155	0,854	0,034	20,962	0,000
PROM3N	0,913	0,182	0,786	0,037	18,740	0,000
PROM4N	0,957	0,173	0,794	0,036	16,541	0,000
nucleo20	1,392	0,176	0,663	0,034	60,257	0,000
sinali	1,166	0,141	0,815	0,032	56,822	0,000
sinalinireg	1,291	0,162	0,887	0,041	161,097	0,000
sinalisercom	1,392	0,156	0,743	0,034	44,644	0,000

Cuadro 11: Seguimiento de la inflación de largo plazo.

Inflación— básica—	h=1		h=3		h=6		h=9		h=12					
	No Causa	R2 Ajust.	No Causa	RMSE—	No Causa	R2 Ajust.	No Causa	RMSE—	No Causa	R2 Ajust.	RMSE			
SVAR-4	0,894	0,239	0,979	0,101	0,534	0,142	0,364	1,002	0,000	0,370	1,582	0,000	0,322	2,048
SVAR-3	0,029	0,314	0,000	0,263	0,626	0,314	0,000	1,082	0,000	0,195	1,445	0,000	0,179	1,995
SVAR-2	0,079	0,293	0,555	0,131	0,729	0,175	0,044	1,286	0,002	0,153	2,012	0,000	0,119	2,629
BVAR-4	0,704	0,362	0,000	0,232	0,433	0,339	0,000	0,654	0,000	0,403	0,967	0,000	0,419	1,234
SVAR-RS-4	0,893	0,211	0,441	0,098	0,751	0,142	0,002	1,415	0,001	0,117	2,141	0,000	0,083	2,741
Semi-NK	0,682	0,823	0,010	0,675	0,430	0,591	0,000	1,029	0,000	0,375	1,669	0,000	0,415	1,978
Semi-NK-ISE	0,589	0,819	0,010	0,630	0,426	0,543	0,000	1,018	0,000	0,475	1,593	0,000	0,566	1,754
Prom.-4	0,001	0,375	0,000	0,338	0,473	0,346	0,000	0,974	0,000	0,273	1,459	0,000	0,251	1,592
Prom.-6	0,107	0,405	0,003	0,369	0,457	0,279	0,001	0,948	0,000	0,301	1,442	0,004	0,116	1,800
PROM3N	0,466	0,297	0,095	0,262	0,509	0,154	0,159	1,043	0,000	0,277	1,595	0,000	0,214	1,992
PROM4N	0,369	0,306	0,050	0,284	0,488	0,197	0,042	0,990	0,000	0,254	1,539	0,000	0,312	1,903
nucleo20	0,011	0,229	0,000	0,251	0,605	0,233	0,000	1,130	0,000	0,200	1,629	0,000	0,282	1,852
sinali	0,000	0,212	0,000	0,253	0,480	0,312	0,000	0,943	0,000	0,279	1,381	0,000	0,264	1,537
sinalimreg	0,025	0,164	0,000	0,238	0,495	0,282	0,000	0,975	0,000	0,285	1,429	0,000	0,303	1,423
sinalisercom	0,002	0,332	0,002	0,358	0,541	0,322	0,000	1,139	0,000	0,199	1,704	0,000	0,168	1,829

Cuadro 12: Relación con los determinantes macroeconómicos de la inflación

