

Traspaso de la tasa de cambio a la inflación básica en Colombia: un análisis de parámetros cambiantes en el tiempo*

Hernán Rincón-Castro⁺
Pedro Rubiano-López[♦]
Lisseth Yaya-Garzón[‡]
Héctor M. Zárate-Solano[§]

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. Los autores son los únicos responsables por errores de contenido.

Resumen

Cuánto de las variaciones de la tasa de cambio se traspasa a la inflación es una pregunta de principal interés para la autoridad monetaria, los inversionistas, el sector real y el mismo gobierno. Este documento estima el grado de traspaso de choques de la tasa de cambio del peso sobre la inflación básica en Colombia para cuatro momentos cambiarios críticos que enfrentó la economía: crisis internacional de las dot.com (2002), profundización de la crisis financiera internacional ante la quiebra de Lehman-Brothers (2008), colapso del precio internacional del petróleo (2014) y explosión mundial de la pandemia de la Covid-19 (2020). Para lograr el objetivo se utiliza información trimestral del período 2000 a 2020 y un modelo de vectores autorregresivos con parámetros cambiantes estimado por métodos Bayesianos. Los resultados indican que, primero, el grado de traspaso del choque cambiario a la inflación depende del choque y del tiempo. Segundo, un choque de 1% de la tasa de cambio del peso tuvo un traspaso máximo de 0,05% a la inflación básica en la destorcida del precio internacional del petróleo de 2014, de 0,03% en la crisis de las dot.com, de 0,02% en la quiebra de Lehman-Brothers y de 0,01% en el estallido de la pandemia del COVID-19.

Palabras claves: *choque de la tasa de cambio del peso, inflación básica, grado de traspaso o pass-through, modelo TPV-VAR-SV.*

Códigos JEL: *C15, C52, E31, E52, F31*

* Una versión del presente documento fue presentada por el segundo y tercer autor como tesis de grado de Maestría en Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Los autores agradecen los valiosos comentarios y recomendaciones de Norberto Rodríguez durante el XVI Seminario Interno de Investigación del Banco de la República, que ayudaron a mejorar y precisar apartes del estudio y sus alcances.

⁺ Investigador principal, Unidad de Investigaciones, Banco de la República. Correo: hrincoca@banrep.gov.co.

[♦] Magister en Economía, Universidad Javeriana. Correo: pedro_rubianol@javeriana.edu.co.

[‡] Magister en Economía, Universidad Javeriana. Correo: lyayagar@banrep.gov.co.

[§] Econometrista principal, Unidad de Investigaciones, Banco de la República. Correo: hzaratso@banrep.gov.co.

Pass-through of the exchange rate to core inflation in Colombia: An analysis of time-varying parameters

Hernán Rincón-Castro
Pedro Rubiano-López
Lisseth Yaya-Garzón
Héctor M. Zárate-Solano

<p>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. The authors are solely responsible for content errors.</p>

Abstract

How much of the changes in the exchange rate is passed through to inflation is a question of main interest to the monetary authority, investors, the real sector, and the government itself. This document estimates the degree of pass-through of shocks from the peso exchange rate to core inflation in Colombia for four critical exchange moments faced by the economy: the international dot.com crisis (2002), the deepening of the international financial crisis in the face of the Lehman-Brothers bankruptcy (2008), the international oil price collapse (2014) and the global explosion of the Covid-19 pandemic (2020). To achieve the objective, quarterly information from the period 2000 to 2020 and Bayesian estimates of an autoregressive vector model with changing parameters are used. The results indicate, first, that the degree of pass-through from the exchange shock to inflation depends on the shock and changes over time. Second, a 1% shock to the peso exchange rate passed through 0.05% to core inflation in the detorsion of the international oil price of 2014, 0.03% in the dot.com crisis, 0.02% in the bankruptcy of Lehman-Brothers and 0.01% in the outbreak of the COVID-19 pandemic.

Keywords: *Shock to the exchange rate of the peso, core inflation, degree of pass-through, TPV-VAR-SV model.*

JEL classification: *C15, C52, E31, E52, F31*

Introducción

Las variaciones de la tasa de cambio y su grado de traspaso sobre la inflación son de primer interés para las autoridades monetarias de cualquier país y Colombia no es la excepción, ya que pueden comprometer su meta de inflación. También es de interés para los inversionistas, el sector real y el mismo gobierno, por los efectos de la inflación sobre sus activos, pasivos, inversiones y sus flujos de ingresos y gastos.

El objetivo del documento es estimar el grado de traspaso de choques de la tasa de cambio nominal del peso sobre la inflación básica en Colombia, también conocido en la literatura como *pass-through* de la tasa de cambio, de ahora en adelante denominado ERPT, y contribuir con los resultados al análisis y toma de decisiones de política monetaria. Para lograr el objetivo se utiliza una muestra trimestral del período comprendido entre 2000-I y 2020-III y un modelo de vectores autorregresivos con parámetros y matriz de covarianzas que cambian en el tiempo que se estima por métodos bayesianos.

La hipótesis del documento es que el grado de traspaso depende del choque y de cómo se propague. Para comprobar la hipótesis analizamos cuatro episodios de la historia cambiaria e inflacionaria del país en las últimas dos décadas, en los que el peso experimentó choques de diferente magnitud y grado de incertidumbre sobre su naturaleza -transitoria o permanente-: crisis internacional de las dot.com (2002:II), profundización de la crisis financiera internacional con la quiebra de Lehman-Brothers (2008:IV), colapso del precio internacional del petróleo (2014:IV) y explosión mundial de la pandemia del COVID-19 (2020:I). Como se explicará en la sección 4, la variación en el tiempo del coeficiente de ERPT y de la matriz de varianza covarianza permitirá a los datos determinar si la variación en el tiempo se deriva de cambios en el tamaño de los choques o de cambios en el mecanismo de propagación.

Las principales contribuciones a la literatura y análisis de política monetaria son: primero, aportar evidencia adicional sobre la endogeneidad del ERPT a los choques, siguiendo los hallazgos de Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y Rincón-Castro et al. (2017). Segundo, estimar el ERPT sobre la inflación básica, es decir, sobre la variación del índice de precios sin alimentos ni regulados, la inflación directamente controlable por la autoridad monetaria. Tradicionalmente, los estudios empíricos han estudiado el traspaso sobre la inflación de los precios de los bienes importados, sobre los precios al por mayor o directamente sobre la inflación al consumidor. Tercero, estudiar el ERPT en tiempos de alto estrés para la política monetaria y macroeconómica por su distinta naturaleza, tamaño y cobertura y profundidad de sus impactos. Cuarto, ampliar la ventana de tiempo de las estimaciones que ha realizado la literatura local hasta el tercer trimestre del año 2020, con el fin de estudiar el efecto sobre el ERPT que causó el choque de la pandemia del COVID-19.

El principal resultado es que, efectivamente, el grado de traspaso de las variaciones de la tasa de cambio es choque-dependiente y cambia en el tiempo. Así, traspaso máximo sobre la inflación básica fue de 0,05% en el choque petrolero ocurrido en 2014, de 0,03% en la crisis de las dot.com, de 0,02% en el episodio de Lehman-Brothers y de 0,01% en el choque del COVID-19. Los choques coinciden con diferentes condiciones iniciales de la economía colombiana, medidas por las brechas del producto y de la postura de la política monetaria, comportamientos también evidenciados con modelos de regresión no lineales para Colombia por Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y Rincón-Castro et al. (2017).

Luego de esta introducción, el documento se divide en seis secciones. En la primera sección se realiza una revisión de la literatura empírica local e internacional que consideramos más influyente sobre el tema de estudio. En la segunda sección se explican los canales de transmisión de los choques de la tasa de cambio sobre la inflación. Los datos, fuentes y transformaciones de las series originales son explicados en la sección 3. La cuarta sección describe la metodología econométrica, que se basa en un modelo de vectores autorregresivos con coeficientes cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica, que se estima por métodos bayesianos. En la quinta sección se analizan los principales resultados. La sexta sección resume las principales conclusiones.

1. Revisión de literatura

El estudio del ERPT ha sido abordado ampliamente por la literatura local e internacional. En esta sección revisamos los aportes que se consideran más relevantes. Una de las investigaciones pioneras fue la de Menon (1995), quien estudió una muestra de 43 países industrializados y encontró que el ERPT era incompleto, variaba por país según su tamaño y apertura económica y era asimétrico, en el sentido que su grado cambiaba para apreciaciones y depreciaciones de la moneda estudiada. Se dice que el ERPT es “incompleto” cuando la variación de la inflación ante un movimiento de la tasa de cambio de la moneda local es menos que proporcional. Recuérdese que el modelo monetario de la tasa de cambio predice que sus variaciones se transmiten a los precios locales en igual proporción. Esta predicción se basa en el cumplimiento de la hipótesis del poder de paridad de compra o PPP.

Luego, Goldfajn y Werlang (2000) encuentran que los principales determinantes del ERPT son el componente cíclico del producto, la tasa de cambio real y el grado de apertura económica. McCarthy (2007) encuentra que la transmisión es incompleta y sustenta su resultado en la hipótesis de “pricing to market” de Krugman (1987). Por su parte, Goldberg y Campa (2010) sostienen que el canal dominante de la transmisión de las variaciones de la tasa de cambio sobre los precios es el canal de costos por el impacto sobre el precio de los insumos importados.

Dilla et al. (2017) analizan si existió un cambio en el ERPT una vez que los países decidieron adoptar el marco de inflación objetivo. Su muestra está compuesta por 19 países de ingresos altos y medios. Estos autores encuentran resultados mixtos, pues la caída en el grado de traspaso ocurrió tanto en países de ingresos medios como altos. Por su lado Donayre y Panovska (2016) reportan distintas pruebas empíricas indicando la no linealidad en el comportamiento del *pass-through*, al condicionarlo a distintos estados de la economía. Así, estos autores encuentran que en periodos de alto crecimiento el traspaso es más alto. Su argumento es que en esos periodos las empresas pueden aumentar sus márgenes al permitir un mayor traspaso sin perder poder de mercado.

Recientemente, Adler et al. (2020) sostienen que, dada la estructura de comercio mundial y de precios, estos últimos se fijan en la moneda de los exportadores (en general, en dólares, por ser moneda dominante). Por tanto, ante una apreciación de la moneda dominante, los exportadores no observarían un choque a su estructura de costos e ingresos, por estar fijados en la moneda de exportación; por el contrario, los que se verían afectados son los importadores, cuya estructura de precios no está basada en la moneda dominante sino en la moneda local. Así, ante una depreciación de sus monedas, los importadores transmitirían dicho choque a los precios locales (precios al consumidor).

La predicción Adler et al. (2020) supone que los importadores actúan en competencia perfecta y no tienen poder de mercado. Sin embargo, ¿qué ocurre si estos últimos supuestos no se mantienen y los importadores controlan sus precios de mercado por medio del manejo de sus márgenes de ganancia? En este caso, ante una apreciación de la moneda dominante, los importadores no traspasan la desvalorización de sus monedas locales a los precios de los insumos o productos terminados que importan y venden en el mercado local, pues pueden perder participación en el mercado con sus competidores locales, ya que utilizan una estrategia de precios de “pricing to market” (Krugman, 1987). Por tanto, no necesariamente lo predicho por Adler et al. (2020) se cumple.

La literatura colombiana que estudió inicialmente el ERPT obtuvo algunas conclusiones similares a la literatura internacional de la época. Este es el caso de Rincón (2000), el primer estudio para Colombia que evaluó de manera sistemática, comprehensiva y rigurosa el ERPT. El autor encontró que el traspaso era incompleto y relativamente pequeño tanto en el corto como en el largo plazo y rechazó la hipótesis de PPP, hipótesis dominante en aquel momento en la toma de decisiones de las autoridades. La implicación de política más importante de Rincón (2000) fue que la flexibilización de la tasa de cambio no debía tener efectos mayores sobre la inflación, en otras palabras, que no se requería utilizar la tasa de cambio como ancla nominal para controlarla, y que no debería existir el “miedo a flotar”, término que acuñaron posteriormente Calvo y Reinhart (2002). Los regímenes monetario y cambiario vigentes fueron sustituidos para la época por los regímenes de inflación objetivo y flexibilidad cambiaria.

Los resultados de Rincón (2000) fueron corroborados luego por Rowland (2003), Ramírez (2005), Rincón et al., (2005), Parra (2010) y González et al. (2010). Por ejemplo, Rincón et al. (2005) encuentran, además, presencia de heterogeneidad en el ERPT para los precios de importación de la industria manufacturera, así como posibles no linealidades en el traspaso. Por su lado, Ramírez (2005) encuentra una disminución en el ERPT después de cambios institucionales como la entrada en vigor del régimen de inflación objetivo y flexibilidad cambiaria. Parra (2010) encuentra la posible desconexión entre la tasa de cambio y la inflación, explicado por movimientos en los márgenes de distribución y comercialización.

Los resultados de estudios recientes para Colombia indican que no debería existir una regla específica sobre el ERPT para la toma de decisiones de política monetaria. Por ejemplo, Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y Rincón-Castro et al. (2017) muestran que el ERPT es endógeno a los choques y al estado de la economía y no exógeno, como la mayoría de la literatura local e internacional había asumido. Así, estos autores encuentran que el traspaso es mayor cuando la inflación aumenta, es alta y su volatilidad es baja, la depreciación del peso se incrementa y la volatilidad de la tasa de cambio es baja, la brecha del producto es positiva y la tasa de interés interbancaria –variable operativa de la política monetaria- es baja. El artículo seminal que introduce y comprueba la hipótesis de la endogeneidad del ERPT es Shambaugh (2008), quienes estudian una muestra de países avanzados y emergentes, entre ellos Colombia. Luego Forbes et al. (2015) la evalúan con datos del Reino Unido.

El documento más reciente relacionado con la estimación del ERPT para Colombia, que conozcan los autores, es Julio-Román (2019), quien sigue a Takhtamanova (2010) y estudia el ERPT en el marco de una curva de Phillips. Su estrategia econométrica coincide en cierto grado con la del presente documento. El autor concluye que el *pass-through* fue mayor en el periodo previo a la adopción del régimen de inflación objetivo, que existe una relación cercana entre el *pass-through* con la volatilidad de la tasa de cambio real y que para los “precios relativos flexibles” es mayor y más rápido. Julio-Román (2019) relaciona este último resultado con la dependencia del traspaso de la estructura de rigideces de precios en la economía.

En resumen, la literatura local e internacional revisada, el ERPT es incompleto, endógeno a los choques y al estado de la economía, no lineal y, en algunos casos, asimétrico. Vale la pena mencionar que los estudios citados anteriormente utilizan estadísticas hasta 2019, mientras que este documento, como se mencionó en la introducción, extiende el periodo de análisis hasta el tercer trimestre de 2020, con el fin de evaluar el impacto cambiario e inflacionario del surgimiento de la pandemia del COVID-19.

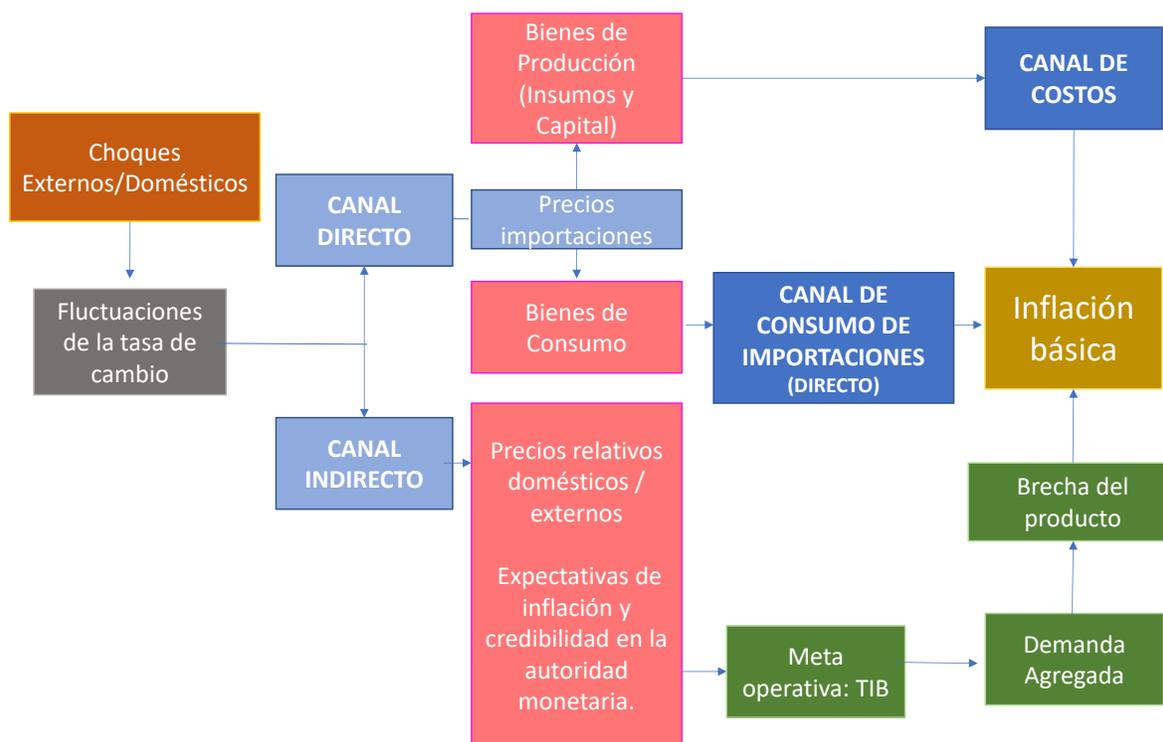
2. Canales de Transmisión

Como lo argumentan Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016), las fluctuaciones de la tasa de cambio se transmiten a la inflación a través de al menos tres canales, dos de ellos directos y uno indirecto (Figura 1).

El canal directo opera, primero, a través de los precios de las importaciones, que impactan por medio del *canal de costos* los precios al productor y los precios al consumidor. En segundo lugar, el canal directo actúa a través de los precios de los bienes de consumo importados y afecta directamente los precios al consumidor, por medio del *canal de consumo de bienes importados*.

Por su parte, el canal indirecto procede a través de diferentes variables que afectan la demanda agregada y los precios al consumidor. Dentro de estas se encuentran los precios relativos externos, las expectativas de inflación y la credibilidad de la autoridad monetaria. Este último canal los autores mencionados lo denominaron el *canal del equilibrio general del Pass-Through*.

Gráfico 1. Canales de transmisión



Fuente: Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y ajustes de los autores.

Este estudio utilizará los canales de transmisión descritos en el gráfico 1 como guía para identificar el sistema VAR que se estima.

3. Datos

El cuadro 1 describe los datos utilizados, sus fuentes y los procedimientos utilizados para la obtención de las variables que van en el modelo de regresión. El ejercicio empírico utiliza datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el tercer trimestre de 2020, para un total de 83 observaciones.

Cuadro 1. Descripción de las series y variables obtenidas

Variable	Descripción	Transformación	Fuente
Índice de la tasa de cambio nominal efectiva (ITCN)	Índice de la tasa de cambio nominal efectiva del peso (pesos/USD). (Base 2010=100).	Se pondera por las importaciones provenientes de los principales socios comerciales del país (22) ¹ . Porcentaje de la diferencia del logaritmo ² .	Banco de la República. Cálculos de los autores.
Índice de la Inflación básica	Índice de la Inflación sin alimentos ni regulados ³ .	Primera diferencia del logaritmo de la serie, multiplicada por 100.	Banco de la República. Cálculos de los autores.
Brecha del producto interno bruto (BP)	Serie empalmada del PIB desestacionalizado a precios constantes. (Bases 1994, 2005 y 2015).	ARIMA y aplicación del filtro Baxter King.	DANE. Cálculos de los autores.
Cambio de postura de política monetaria (CPPM)	Indicador del CPPM, permite determinar qué tan restrictiva o laxa es la postura del BR.	Diferencia centrada entre el promedio móvil de orden 20 hacia delante de la tasa de interés TIB y el promedio móvil de orden 20 hacia atrás de ésta.	Documento Rincón-Castro, et al. (2020). Impacto de la intervención cambiaria y su duración. <i>Revista Ensayos Sobre Política Económica</i> ; No. 98, noviembre 2020. Pág.: 1-123. https://investiga.banrep.gov.co/es/espe98

¹ China, E.E.U.U, Panamá, México, Suiza, Argentina, Brasil, Corea, Francia, Inglaterra, Chile, Holanda, Canadá, España, Japón, Italia, Alemania, Suecia, Ecuador, Venezuela, Bélgica y Perú.

² $[(1-l) \log(x) - \log(x(-1))]*100$

³ Desde enero 2019 el IPC esta producido con una nueva nomenclatura, por lo tanto, con el fin de facilitar el proceso de comunicación y alinear las estadísticas de inflación con las metodologías internacionales y las implementadas por el DANE, el Banco de la República (BR) revisó las definiciones de inflación básica y las clasificaciones del IPC que se analizan y se muestran regularmente en el Informe de Política Monetaria (IPM). (<https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9881>)

Se utiliza una media ponderada por comercio de la tasa de cambio nominal del peso contra el dólar de los Estados Unidos con el fin de controlar por los diferenciales cambiarios de cada una de las monedas de los principales socios comerciales de Colombia.

Se escoge como medida de la inflación la variación porcentual del índice de precios de los bienes básicos por dos razones. Primero, porque es el objetivo que se podría denominar intermedio de la política monetaria. Segundo, porque excluye las inflaciones de los precios de los alimentos y de los regulados (combustibles, servicios públicos, transporte y arrendamientos), que son volátiles y exógenas para la autoridad. Por su parte, la brecha del producto permite controlar por el comportamiento de las presiones inflacionarias de demanda. Por último, se incluye una variable que captura el cambio de la postura de la política monetaria. Si el indicador aumenta, la postura se interpreta como restrictiva y si disminuye como laxa. Si oscila en cierto rango intermedio se interpreta como neutral. El anexo A presenta los gráficos de las series originales y transformadas lo mismo que sus correlogramas y funciones de autocorrelación.

4. Modelo de regresión, identificación y estrategia empírica

El procedimiento econométrico corresponde a un modelo autorregresivo multivariado con parámetros y volatilidades cambiantes en el tiempo (TVP-VAR-SV) introducido por Primiceri (2005), revisado por Primiceri y del Negro (2015), y estimado por métodos Bayesianos.

Primiceri (2005) argumenta que las estimaciones de filtrado son apropiadas al construir modelos de diagnóstico (de probabilidades marginales) o de evaluación de pronósticos, mientras que las estimaciones suavizadas son eficientes cuando el objetivo es investigar la verdadera evolución de los estados latentes a lo largo del tiempo y, además, con modelos de alta dimensionalidad con no linealidades. En este documento se utilizan los métodos de suavizamiento, ya que el objetivo es estimar la evolución en el tiempo del ERPT. El modelo y la metodología escogida consideran la posibilidad de presencia de asimetrías, heterocedasticidad de los choques, no linealidades en las relaciones simultáneas entre las variables y su estructura de rezagos o en las varianzas, que se recogen en la constante del modelo, como lo resaltan Primiceri (2005), Primiceri y del Negro (2015), Julio y Gamboa (2019) y Melo et al. (2020).

Con el modelo y método propuesto, “la variación en el tiempo de los coeficientes y de la matriz de varianza covarianza permite a los datos determinar si la variación en el tiempo de la estructura lineal se deriva de cambios en el tamaño de los choques (impulso) o de cambios en el mecanismo de propagación (respuesta)” (Primiceri, 2005), elementos cruciales para responder al objetivo del presente estudio y evaluar la hipótesis de partida, de ahí la escogencia de la presente metodología.

Con respecto a la identificación del sistema VAR, esta contiene una estructura que no es necesariamente triangular inferior o superior, como tradicionalmente se hace con la matriz de Cholesky y, por tanto, hay más flexibilidad debido a que los parámetros cambian en el tiempo. Como lo argumenta Primiceri (2005), esta es una diferencia crucial entre el modelamiento de un VAR estándar y un VAR con parámetros cambiantes en el tiempo, como el que se utiliza aquí.

El modelo TVP-VAR-SV se puede expresar como:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}_t + \mathbf{B}_{1,t}\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_{k,t}\mathbf{y}_{t-k} + \mathbf{A}_t^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

Donde \mathbf{y}_t es un vector de tamaño $n \times 1$ de las variables endógenas del modelo, \mathbf{C}_t es un vector de interceptos que cambian en el tiempo $n \times 1$, $\mathbf{B}_{i,t}$, $i = 1, \dots, k$ son matrices de tamaño $n \times n$ de coeficientes que varían en el tiempo, \mathbf{A}_t es la matriz de identificación con unos en la diagonal principal y ceros y coeficientes que cambian en el tiempo fuera de ella, $\boldsymbol{\Sigma}_t$ es una matriz diagonal con desviaciones estándar σ_t que varían en el tiempo y $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ es un vector de choques que se asume que se distribuyen normal, es decir, $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}^2)$ ⁴.

En el presente caso, \mathbf{y}_t está compuesto por la tasa de cambio nominal efectiva del peso, la brecha de producto, el cambio de la postura de la política monetaria y la inflación básica. El sistema VAR lineal de la ecuación (1) se ordena de acuerdo con los canales de transmisión identificados en la sección 2 y utiliza dos rezagos para la estimación $p=2$. No se utilizó una estructura de rezagos mayor por lo corto del período de estudio, el número de ecuaciones y el número de parámetros que se van a estimar, porque le quitaría robustez a las estimaciones de las funciones de impulso respuesta.

Se estiman dos modelos: el primero controla únicamente por la brecha del producto y se denomina ‘modelo 1’, y el segundo por ésta y por el cambio de la postura de política monetaria y se denomina ‘modelo 2’; este último con el fin controlar por el posible impacto de la política monetaria sobre el grado de ERPT⁵.

De acuerdo con Primiceri (2005), se asume que los parámetros del modelo (1) siguen un proceso de caminata aleatoria, que tiene la siguiente forma:

$$B_t = B_{t-1} + v_t, \quad (2)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (3)$$

⁴ El supuesto de normalidad de las innovaciones permite encontrar las distribuciones adecuadas que hacen parte del algoritmo de solución escogido, como se explica adelante.

⁵ Carrière-Swallow et al. (2021) muestran que la mejora en el marco de la política monetaria y su credibilidad, que la miden por el grado de anclaje de las expectativas de inflación, reducen el traspaso de la tasa de cambio sobre la inflación.

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t, \quad (4)$$

y las innovaciones en el modelo tienen una distribución normal conjunta con los siguientes supuestos sobre la matriz de varianza covarianza:

$$\mathbf{V} = \text{Var} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (5)$$

La estimación se realiza por el método de Bayes. La aproximación de los parámetros se realiza mediante el muestreo de Gibbs, que es variante de los métodos de simulación de Monte Carlo con Cadenas de Markov (MCMC), y es estándar en la literatura reciente que estima modelos de equilibrio general.

Para estimar los parámetros de interés \mathbf{B}_t , \mathbf{A}_t , Σ_t y los hiperparámetros de la matriz de varianza-covarianza \mathbf{V} con el muestreo de Gibbs, las muestras para cada parámetro se obtienen a partir de las distribuciones condicionales completas del respectivo parámetro. Así, el método construye de manera iterativa ciclos con las *n-duplas* de los valores de los parámetros en forma secuencial y las distribuciones convergen a la distribución posterior objetivo (Melo et al., 2020).

La elección de las distribuciones a priori sigue la literatura previa, en especial Primiceri (2005), en donde los hiperparámetros de la matriz de varianza covarianza V siguen una distribución Wishart inversa independiente con m grados de libertad, $W_d^{-1}(\Sigma, m)$, y los estados iniciales de los parámetros c_t, B_t, A_t, Σ_t siguen una distribución normal. El algoritmo utilizado es el propuesto por Primiceri y del Negro (2015), que corrige el algoritmo original de Primiceri (2005), para generar muestras de los parámetros $\Sigma^T, \theta = \{B^T, A^T, V\}, S^T$. Melo et al. (2020) describen los detalles del paso a paso del procedimiento.

Como lo requieren los análisis con series de tiempo, en este caso, con la estimación de un modelo TVP-VAR-SV, primero se llevan a cabo pruebas estadísticas de la raíz unitarias del tipo propuesto por Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990) (HEGY) sobre las variables del modelo. Los resultados de la prueba indican que la tasa de cambio nominal efectiva es estacionaria en todas las frecuencias analizadas a excepción de la frecuencia 0, la inflación básica presenta raíz unitaria en todas las frecuencias, la brecha del producto es estacionaria en todas las frecuencias, pero en la frecuencia 0 solo es estacionaria al 5% y 10%, y el cambio de postura de política monetaria en su mayoría es estacionaria al 5% y 10% (anexo B). Por tanto, las variables de interés se pueden tratar como estacionarias, excepto la inflación. El hallazgo para esta última variable es bien conocido por la literatura y analistas locales, pero la variable se trata como estacionaria, por las implicaciones que tendría no hacerlo. Por

ejemplo, si la inflación se trata como no estacionaria cualquier choque que reciba tendría un carácter permanente, lo que impediría su control, situación que no pareciera tener sustento en la práctica.

5. Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados de la estimación del modelo TVP-VAR-SV con información trimestral de Colombia del período comprendido entre 2000-I y 2020-III⁶. Primero se describe la evolución de las volatilidades de las variables del modelo 1 y 2 a lo largo del periodo de estudio. Segundo se estiman y analizan los ERPT para las cuatro fechas de interés: crisis internacional de las dot.com (2002:II), profundización de la crisis financiera internacional con la quiebra de Lehman-Brothers (2008:IV), colapso del precio internacional del petróleo (2014:IV) y explosión mundial de la pandemia del COVID-19 (2020:I).

El gráfico 2 muestra las volatilidades estocásticas de las variables en el sistema definido por la ecuación (1) y para los modelos 1 y 2. También reporta los intervalos de confiabilidad del cuantil 16 y 84 de la desviación estándar de la respectiva variable. Las volatilidades son las líneas centrales y las líneas superiores e inferiores son los intervalos de confiabilidad.

Los patrones de la volatilidad para cada una de las variables en el sistema a lo largo del tiempo son distintos. La volatilidad de la inflación básica en el modelo 1 muestra una “V” achatada y centrada alrededor de 2015, con aumentos alrededor de 2010 y, particularmente, en 2019 y 2020, contrario a lo que ocurre en el modelo 2, que mantiene un nivel relativamente constante. Esto último podría estar explicado por la inclusión de la variable que mide la reacción de la autoridad monetaria con el fin de suavizar la inflación. Es de resaltar que el nivel de la inflación básica fue de los más altos alrededor del valle mencionado, comparado con años anteriores y posteriores y, sin embargo, su volatilidad fue la más baja del periodo.

La volatilidad de la brecha del producto es notablemente alta en dos periodos. El primero hacia 2010, probablemente relacionado con el impacto rezagado sobre la actividad económica de la crisis financiera internacional entre 2007 y 2009, y segundo y más alto hacia el final del período de estudio, con el choque del COVID-19. Vale la pena resaltar dos aspectos: primero, la volatilidad de la brecha venía creciendo desde 2016 y, segundo, la

⁶ La extensión de un modelo VAR con parámetros cambiantes que incluya el impacto de información de alta frecuencia combinada con información trimestral pueden mejorar la flexibilidad y otras propiedades estadísticas del modelo estimado, como lo muestran Ankargren et al. (2020). No obstante, esta extensión requiere incorporar varias adecuaciones metodológicas relacionadas con la imposición de restricciones y condiciones de suavizamiento que eviten la sobreparametrización ocasionada por la proliferación de parámetros ocasionada. Adicionalmente, se deben establecer otras variaciones de las distribuciones a priori especificadas. Lo anterior aumenta la complejidad del modelo y a su vez requiere la implementación de un nuevo algoritmo. Futuras investigaciones podrían tratar esta extensión.

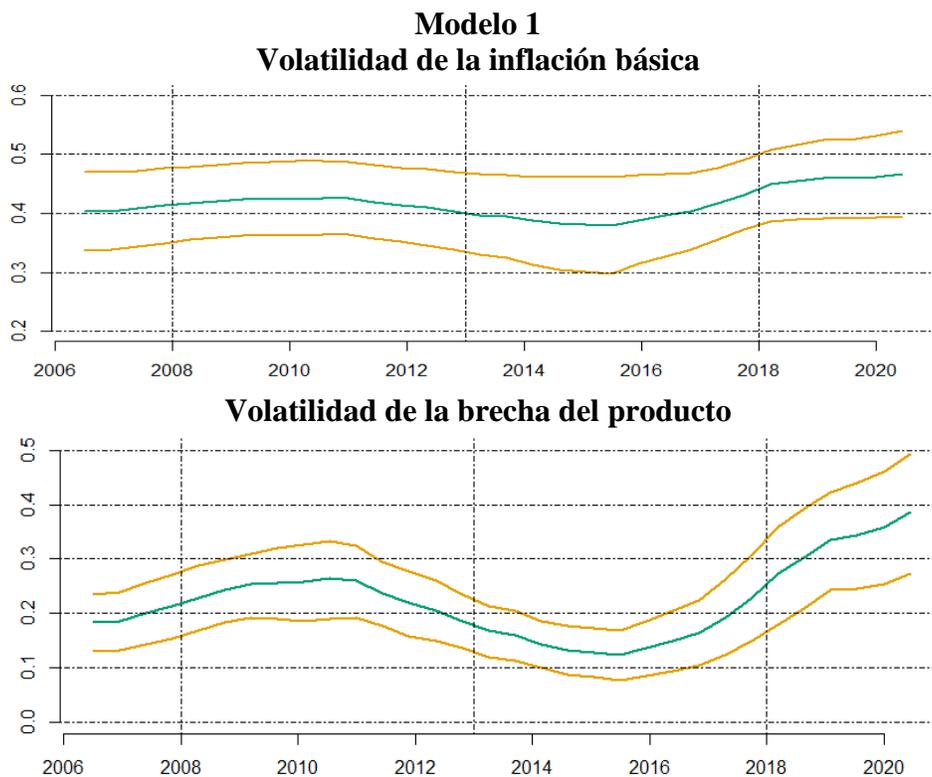
inclusión de la variable del cambio de la postura de política (modelo 2) no pareció haber tenido impacto sobre la dinámica de la volatilidad de la brecha del producto, resultado contrario al caso de la volatilidad de la inflación.

La volatilidad de la tasa de cambio presenta un comportamiento de “V” invertida y achatada con centro alrededor de 2016, relacionado seguramente con el impacto cambiario del fuerte choque negativo de los precios internacionales del petróleo, que desvalorizó de manera rápida y profunda el peso colombiano. La inclusión de la variable de postura de la política monetaria (modelo 2) aminora levemente el pico de la volatilidad cambiaria.

Por último, la volatilidad de los cambios de la postura de la política monetaria muestra una dinámica suave a través del tiempo, con una reducción leve al final del periodo estudiado.

En resumen, la existencia de una volatilidad que cambia en el tiempo y es diferente para cada una de las variables en el sistema justifica un soporte adicional para el modelo y metodología escogidos para las estimaciones.

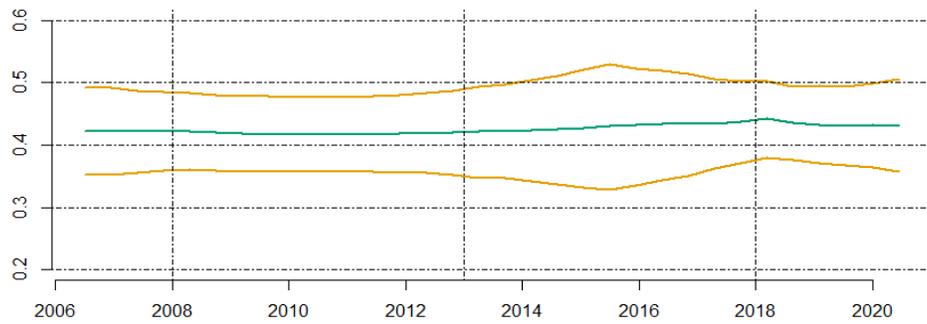
Gráfico 2. Dinámica de las volatilidades de las variables del sistema VAR



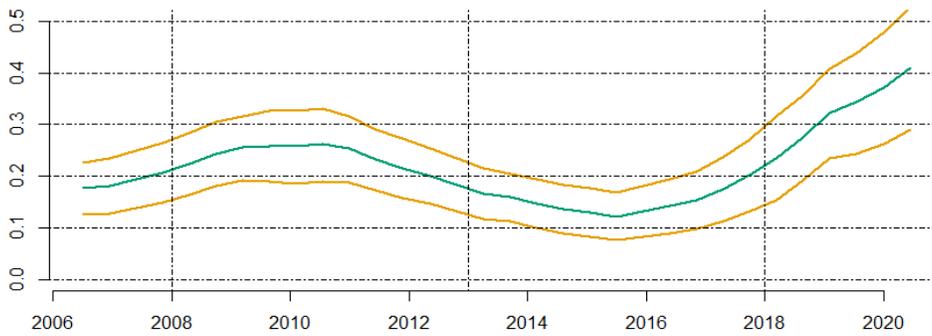
Volatilidad de la tasa de cambio



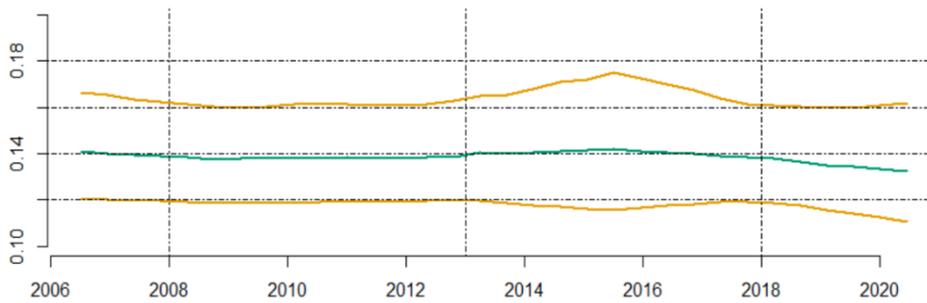
Modelo 2 Volatilidad de la inflación básica



Volatilidad de la brecha del producto



Volatilidad del cambio de la postura de política monetaria



Volatilidad de la tasa de cambio



Nota: en todos los gráficos las líneas centrales son las sendas de las volatilidades estocásticas de las variables en el sistema definido por la ecuación (1) para los modelos 1 y 2. Las líneas superiores e inferiores son los intervalos de confiabilidad del cuantil 16 y 84 de la desviación estándar de la respectiva variable. Fuente: estimaciones de los autores.

El modelo TVP-VAR-SV y los correspondientes traspasos de la tasa de cambio sobre la inflación básica se estiman para las fechas escogidas por el tamaño de los choques cambiarios y los distintos canales de propagación que pudieron haberse activado durante cada episodio, de acuerdo con su naturaleza y tamaño.

1°. Crisis de las dot.com en el segundo trimestre de 2002. Este episodio se originó en la fuerte caída del precio de las acciones de las principales empresas tecnológicas de los Estados Unidos. Esta crisis se reflejó, entre otros, en un aumento rápido y fuerte del riesgo país: el EMBI Colombia aumentó 370 puntos básicos entre el final de mayo de 2002 y octubre del mismo año. También, en una desvalorización del peso del 20% en ese mismo período. Por su lado, la economía apenas creció 1,5% en 2002, un valor ligeramente superior al del año anterior, y la inflación total alcanzó 6,9%.

2°. Crisis financiera internacional de 2007-2009, que se profundizó y masificó a partir del cuarto trimestre de 2008. Vale la pena recordar que el punto de quiebre fue el anuncio de la bancarrota de Lehman-Brothers el 15 de septiembre de 2008. En este año el peso se depreció 11%, la inflación total alcanzó 7,6%, es decir, 310 puntos básicos por encima del techo del rango meta. Por su parte, la economía creció apenas 2,5%, luego de haber crecido 7,5% en 2007.

3°. Destorcida del precio internacional del petróleo en el cuarto trimestre de 2014. Desde el inicio de la caída del precio a mediados de este año, el peso se desvalorizó frente al dólar de manera acelerada y alcanzó una depreciación en 2014 del 23%. Por su lado, la inflación fue de 3,7%, 70 puntos básicos por encima de la meta de largo plazo del Banco de la República. A pesar del fuerte choque, la economía creció 4,6% en 2014, 0,5 puntos porcentuales menos que en 2013, pero 1,6 puntos porcentuales más que en 2015.

4°. Explosión de la pandemia del COVID-19 en el primer trimestre de 2020. El peso se deprecia 24% en el primer trimestre y la inflación se ubicó en 1,61% y la economía se contrajo 6,8% en todo el año.

Los gráficos 3 y 4 muestran el grado de traspaso sobre la inflación básica de un choque del 1% de la tasa de cambio del peso, en los cuatro episodios seleccionados y para los modelos 1 y 2, respectivamente⁷. Las respuestas son estimadas para cada iteración de la simulación MCMC⁸. Como se observa, en los dos modelos el ETPT alcanza su nivel máximo dos trimestres después del choque y luego comienza a desvanecerse rápidamente. Pasado un año, el traspaso prácticamente ha desaparecido.

Los gráficos indican que la respuesta más fuerte de la inflación al choque cambiario ocurrió en el choque petrolero de 2014 y la más leve en el choque del COVID-19. La brecha positiva seguramente explica en buena medida el alto grado del ERPT en 2014, mientras que la brecha negativa explica el bajo grado del ERPT en 2020. Como lo muestran Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y Rincón-Castro et al. (2017), el grado de traspaso es menor cuando la brecha del producto es negativa y mayor cuando es positiva⁹. El lector se podrá preguntar sobre el porqué de las diferencias en el grado de traspaso y sobre cuál fue el principal canal que actuó en cada episodio estudiado. Infortunadamente, el presente estudio no responde estas preguntas, porque no era su objetivo, y las deja abiertas para futuras investigaciones.

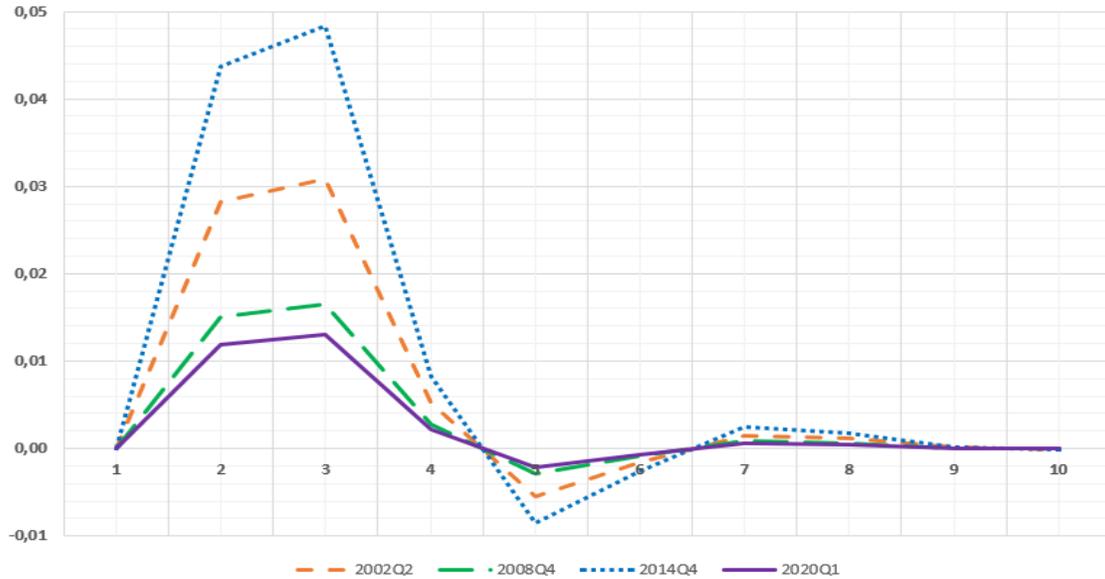
Es necesario mencionar que en el modelo 1 la respuesta de la inflación cuatro trimestres después del choque es negativa, como si se produjera una sobrerreacción de la inflación ante el choque cambiario. Esto no sucede con el modelo 2. La conjetura es que existiría algún grado de sesgo por variable omitida en el modelo 1, ya que cuando se controla por el cambio de la postura de la política cambiaria, el traspaso negativo se corrige.

⁷ Por razones de comparabilidad, en modelos de parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidades estocásticas como el que estimamos, se fija el mismo choque y período inicial para todos los episodios analizados. En general se utiliza la desviación estándar promedio histórica de la variable de interés como el valor del choque.

⁸ La decisión entre métodos de pronóstico directo o iterados basados en modelos VAR ha sido estudiada por Marcellino et al. (2006) y McCracken y McGillicuddy (2018). La comparación se basa en el balance entre el sesgo y la varianza. Aunque el método directo es más robusto a una especificación incorrecta del modelo, el método iterado es más eficiente. La evidencia señala que la eficiencia de los métodos iterados sobrepasa la robustez de los métodos directos cuando el horizonte de pronóstico se incrementa, por ese motivo este estudio se inclina por un método iterado.

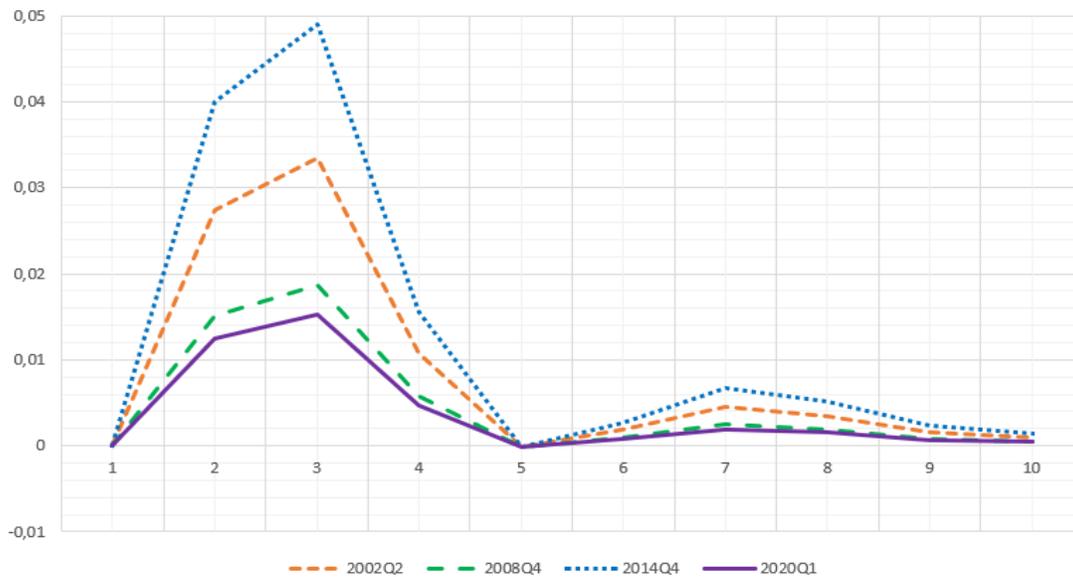
⁹ Técnicamente, el modelo representado por la ecuación (1) es lineal y las variables de la brecha del producto y la medida de la postura de la política monetaria entran como regresores lineales en el modelo, es decir, se incluyen como variables de control. Este rol es diferente al que juegan en un modelo no lineal, como puede verificarse en Rincón-Castro y Rodríguez-Niño (2016) y Rincón-Castro et al. (2017), porque entran en el modelo de regresión como variables de transición que condicionan el grado de ERPT.

Gráfico 3. Senda estimada del ERPT (Modelo 1)



Nota: el gráfico muestra la respuesta de la inflación básica ante un choque de 1% en la tasa de cambio del peso. El eje vertical mide el porcentaje de traspaso sobre la inflación básica y el horizontal los trimestres. Fuente: estimaciones de los autores.

Gráfico 4. Senda estimada del ERPT (Modelo 2)



Nota: el gráfico muestra la respuesta de la inflación básica ante un choque de 1% en la tasa de cambio del peso. El eje vertical mide el porcentaje de traspaso sobre la inflación básica y el horizontal los trimestres. Fuente: estimaciones de los autores.

Los cuadros 2 y 3 resumen los grados del traspaso máximos y promedio del choque cambiario sobre la inflación básica. En cuanto a la interpretación de las magnitudes de los impulsos respuesta se recuerda que en los dos modelos el choque se normaliza para que equivalga a un 1%. Para los modelos 1 y 2 la inflación básica alcanza una respuesta máxima en el periodo del choque petrolero de 0,048 y 0,049 %, respectivamente. Esta respuesta para el modelo 1 y 2 es, respectivamente, 0,035 y 0,034 % más alta que la del periodo de menor respuesta, que fue en la del choque del COVID-19.

Cuadro 2. Resumen del grado de ERPT (Modelo 1)

Periodo	Choque de la tasa de cambio	Respuesta máxima de la inflación	Respuesta promedio de la inflación
2014:IV	1%	0,048 %	0,0093 %
2002:II	1%	0,031 %	0,0060 %
2008:IV	1%	0,017 %	0,0032 %
2020:I	1%	0,013 %	0,0025 %

Nota: la respuesta máxima de la inflación se presenta dos trimestres después del choque. Fuente: gráfico 3.

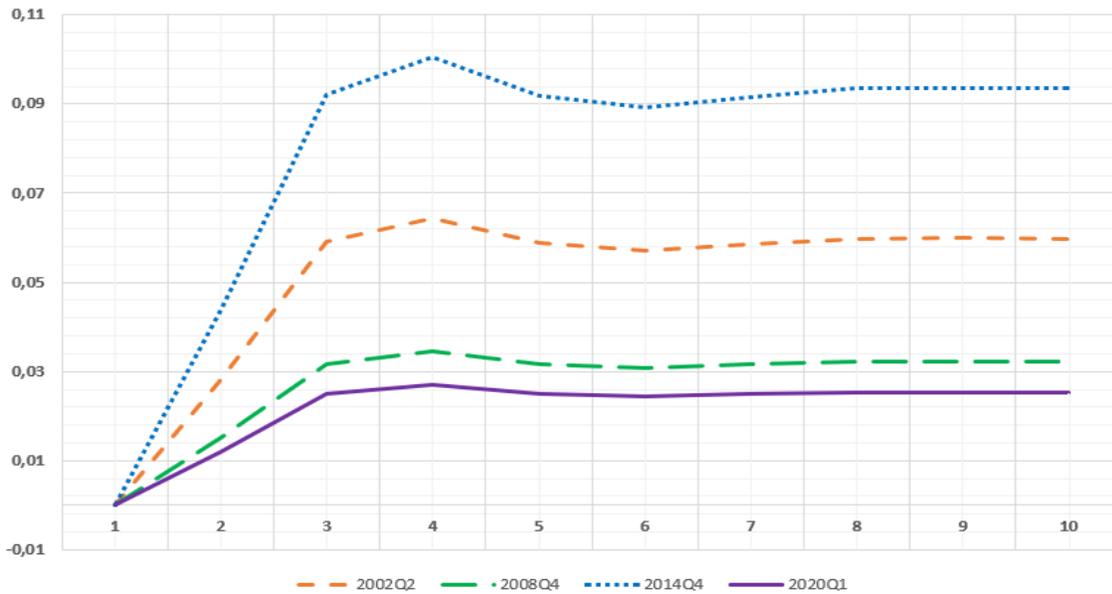
Cuadro 3. Resumen del grado de ERPT (Modelo 2)

Periodo	Choque de la tasa de cambio	Respuesta máxima de la inflación	Respuesta promedio de la inflación
2014:IV	1%	0,049 %	0,0122 %
2002:II	1%	0,033 %	0,0083 %
2008:IV	1%	0,019 %	0,0046 %
2020: I	1%	0,015 %	0,0037 %

Nota: la respuesta máxima de la inflación se presenta dos trimestres después del choque. Fuente: gráfico 4.

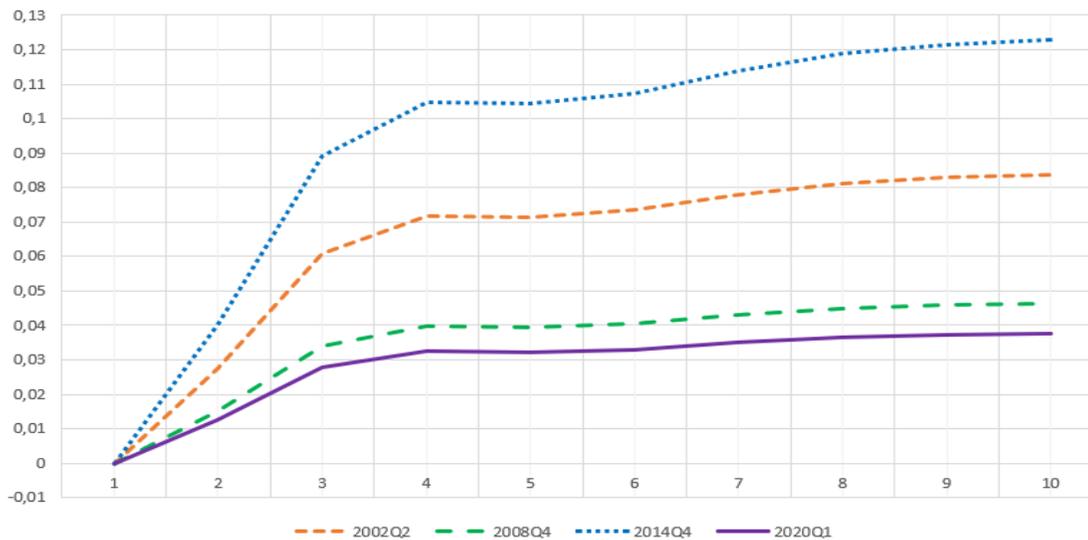
Los gráficos 5 y 6 reportan las respuestas acumuladas, que permiten visibilizar la persistencia o valor acumulado de los impactos cambiarios sobre la inflación básica, es decir, miden el efecto del choque sobre el índice de precios de los bienes y servicios básicos. Los resultados indican que las respuestas no son persistentes y simplemente el choque cambiario aumenta el nivel del índice de precios. Los dos modelos arrojan resultados similares, aunque en el modelo 2 el impacto acumulado mantiene cierto grado de persistencia. El presente estudio no explica por qué se obtiene este comportamiento y la respuesta se deja para futuras investigaciones.

Gráfico 5. Respuesta acumulada de la inflación básica ante el choque cambiario (Modelo 1)



Nota: el gráfico muestra la respuesta de la inflación básica ante un choque de 1% en la tasa de cambio del peso. El eje vertical mide el porcentaje de traspaso sobre la inflación básica y el horizontal los trimestres. Fuente: estimaciones de los autores.

Gráfico 6. Respuesta acumulada de la inflación básica ante el choque cambiario (Modelo 2)



Nota: el gráfico muestra la respuesta de la inflación básica ante un choque de 1% en la tasa de cambio del peso. El eje vertical mide el porcentaje de traspaso sobre la inflación básica y el horizontal los trimestres. Fuente: estimaciones de los autores.

Los cuadros 4 y 5 resumen los grados del traspaso del choque cambiario sobre la inflación básica acumulada hasta el décimo periodo. El choque petrolero de 2014 es el que mayor respuesta acumulada presenta, 0,094% y 0,132%, para los modelos 1 y 2, respectivamente. El choque de menor respuesta acumulada fue el del COVID-19 con 0,025% y 0,040%.

Cuadro 4. Resumen del grado de ERPT acumulado– (Modelo 1)

Periodo	Respuesta acumulada al décimo periodo
2014Q4	0.094 %
2002Q2	0.060 %
2008Q4	0.032 %
2020Q1	0.025 %

Fuente: gráfico 5.

Cuadro 5. Resumen del grado de ERPT acumulado – (Modelo 2)

Periodo	Respuesta acumulada al décimo periodo
2014Q4	0.132 %
2002Q2	0.090 %
2008Q4	0.050 %
2020Q1	0.040 %

Fuente: gráfico 6.

En el anexo C se presentan las funciones de impulso respuesta de la inflación en cada episodio analizado ante un choque de una desviación estándar de la tasa de cambio, que son la base para la construcción de los gráficos 3 y 4, con sus correspondientes intervalos de credibilidad para los cuantiles 5% y 95 (área sombreada interna) y 25% y 75% (área sombreada externa) de los modelos 1 y 2. La diferencia entre los gráficos 3 y 4 y los del anexo C consiste en que los primeros las respuestas están normalizados por el promedio histórico de la desviación estándar de la tasa de cambio del peso, mientras los segundos no. Del anexo C se puede concluir que las respuestas son generalmente estadísticamente significativas para los cuatro primeros trimestres. Es de resaltar la alta incertidumbre que revelan los cambios de los intervalos de credibilidad. En el anexo D se reportan los grados de traspaso en los episodios analizados, pero en tres dimensiones.

Para garantizarla convergencia de las cadenas simuladas a la distribución objetivo se analizan los correlogramas, las trazas de la cadena y los gráficos de densidad de los parámetros de la estimación del modelo TVP-VAR-SV, los cuales indican la estacionariedad de la cadena y la historia de los valores de los parámetros (anexo E). Adicionalmente se realizan las pruebas

del número de muestras independientes de la distribución estacionaria que se deben escoger. Por último, la prueba de Raftery nos indica el número de muestras adecuado para interpretar los intervalos de confianza (anexo F). Con base en los resultados de las distintas pruebas, se puede concluir que el tamaño de las iteraciones permite un nivel satisfactorio de convergencia a la distribución posterior.

6. Conclusiones

Este documento contribuye a la literatura y al quehacer de la política monetaria mediante la estimación del grado de traspaso o *pass-through* de los choques de la tasa de cambio del peso sobre la inflación básica de Colombia para diferentes episodios que han marcado su historia macroeconómica de las últimas dos décadas. Para lograrlo, primero se identificaron los canales de transmisión de los choques cambiarios y luego se utilizaron las series de las variables de interés, un modelo econométrico y una estrategia empírica adecuada para el propósito del documento con el fin de validar la hipótesis de partida. En particular, para lograr el objetivo se utilizan datos trimestrales del período 2000:I a 2020:III y un modelo econométrico TVP-VAR-SV estimado por métodos bayesianos.

Este modelo escogido permitió estimar la relación dinámica a lo largo del tiempo de las variables macroeconómicas de interés y, a partir de allí, estudiar el traspaso en cuatro episodios económicos en los que la tasa de cambio se vio sometida a choques de diferente magnitud e incertidumbre sobre su naturaleza, duración y mecanismos de propagación. Los episodios estudiados fueron la crisis internacional de las dot.com, la crisis financiera internacional, el colapso del precio internacional del petróleo y la explosión mundial de la pandemia del Covid-19.

Los principales resultados indican que el grado de traspaso del choque cambiario sobre la inflación básica fue como máximo 0,05% en el choque petrolero de 2014, 0,03% en la crisis de las dot.com, 0,02% en el choque de Lehman-Brothers y 0,01% en el choque del COVID-19. La implicación de política más importante de los resultados es que el grado de traspaso de la tasa de cambio sobre la inflación básica es choque-dependiente y cambia con la magnitud del choque y con el tiempo y, por tanto, difícilmente establecer una regla de traspaso cambiario.

El modelo y metodología utilizada en este estudio podrían aplicarse para estimar el traspaso cambiario a la inflación del IPC y analizar el traspaso a los precios por industria o por producto mediante microdatos, estudiar los aspectos distributivos del traspaso de la tasa de cambio para los episodios identificados, es decir, responder una pregunta como la siguiente: ¿el impacto inflacionario de los choques cambiarios sobre los consumidores, diferenciados a lo largo de la curva de ingresos y canastas de consumo, fue el mismo? El estudio también puede extenderse para responder las preguntas que quedaron abiertas: ¿por qué el grado de

traspaso es diferente en los cuatro episodios estudiados? ¿Cuál es el principal canal que actuó en cada uno de ellos?, así como la utilización de información que combine datos de alta y baja frecuencia, como lo recomiendan Ankargren et al. (2020).

Referencias

Adler, G.; Casas, C., Cubeddu, L., Gopinath, G., Li, N., Meleshchuk, S., Osorio, C, Puy, D., & Timmer Y. (2020). Dominant Currencies and External Adjustment. Staff Discussion Note No. 20/05, IMF.

Ankargren, Sebastian, Unosson, Måns & Yang, Yukai (2020). A Flexible Mixed-Frequency Vector Autoregression with a Steady-State Prior. *Journal of Time Series Econometrics*, 12 (2), 1-41. <https://doi.org/10.1515/jtse-2018-0034>

Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), 379-408.

Carrière-Swallow, Yan, Gruss, Bertrand, Magud, Nicolas, & Valencia, Fabián (2021). Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *International Journal of Central Banking*, 17 (3), 61-93.

Del Negro, M., & Primiceri, G. E. (2015). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum. *The Review of Economic Studies*, 82 (4), 1342-1345.

Dilla, S, Achsani, N. A, & Anggraeni, L. (2017). Do inflation targeting really reduced exchange rate pass-through. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7 (3), 444-452.

Donayre, L., & Panovska, I. (2016). State-Dependent Exchange Rate Pass-Through Behavior. *Journal of International Money and Finance*, 64, 170–195.

Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2015). The Shocks Matter: New Evidence on Exchange Rate Pass-Through. Discussion Paper 43, Bank of England.

González, A., Rincón, H., & Rodríguez, N. (2010). La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías. In M. Jalil and L. Mahadeva (Eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, Universidad Externado de Colombia y Banco de la República, Colombia.

Goldberg, L. S., & Campa, J. M. (2010). The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*, 92 (2), 392-407.

Goldfajn, I., & Werlang, S. R. D. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Werlang, Sergio R., *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study* (July 2000). Banco Central de Brasil Working Paper, (5).

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44 (1-2), 215-238.

Julio-Román, J. M., Gamboa-Estrada, F., Gamboa-Estrada, F., & Julio-Román, J. M. (2019). The Exchange Rate and Oil Prices in Colombia: A High Frequency Analysis. Borradores de Economía, No. 1091.

Krugman, P. (1987). Pricing to Market when the Exchange Rate Changes, en S. Arndt and D. Richardson (eds.), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*.

Marcellino, M., Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*, 135, Issues 1-2, 499-526.

McCarthy, J. (2007). Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journal*, 33 (4), 511-537

McCracken, Michael, & McGillicuddy, Joseph (2018). An Empirical Investigation of Direct and Iterated Multistep Conditional Forecasts. Working Paper Series, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Melo-Becerra, L. A., Parrado-Galvis, L. M., Ramos-Forero, J. E., & Zarate-Solano, H. M. (2020). Efectos de los auges y la crisis del petróleo en la economía colombiana: un enfoque autorregresivo vectorial variable en el tiempo. *Revista de Economía del Rosario*, 23 (1), 31-63.

Menon. J. (1995). Exchange Rate Pass-Through. *Journal of Economic Surveys*, 9 (2), 197-231.

Parra, J. C. (2010). La sensibilidad de los precios del consumidor a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo. In M. Jalil and L. Mahadeva (Eds.), *Mecanismos de*

transmisión de la política monetaria en Colombia, Universidad Externado de Colombia y Banco de la República.

Primiceri, G. (2005). Time-varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72 (3), 821-852.

Ramírez, Cinthya (2005). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Latin America, Mémoire, Université de Genève, Institut Universitaire De Hautes Etudes Internationales.

Rincón. H. (2000). Devaluación y Precios Agregados en Colombia, 1980-1998. *Desarrollo y Sociedad*, No. 46, Centro de Estudios para el Desarrollo (CEDE), Universidad de los Andes, Colombia.

Rincón H., Caicedo, E., & Rodríguez, N. (2005). Exchange rate pass-through effects: A disaggregate analysis of Colombian imports of manufactured goods. *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 54, Banco de la República.

Rincón-Castro, H., & Rodríguez-Niño, N. (2016). Nonlinear pass-through of exchange rate shocks on inflation: a bayesian smooth transition VAR approach. *Borradores de Economía*; No. 930.

Rincón-Castro, H., Rodríguez-Niño, N., & Castro-Pantoja, J. (2017). Perturbaciones macroeconómicas, movimientos de la tasa de cambio y transmisión sobre precios. *Revista de Economía del Rosario*, 20 (2), 213-241.

Rincón-Castro, H., Arango-Lozano, L., Ariza-Murillo, S., Bejarano-Salcedo, V., Cardozo-Ortiz, P., Gamboa-Estrada, F., ... & Zárate-Solano, H. (2020). Impacto de la intervención cambiaria y su duración. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*, No. 98..

Rowland, P. (2003). Exchange rate pass-through to domestic prices: the case of Colombia. *Borradores de Economía*, No. 254.

Shambaugh, J. (2008). A new look at pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 27 (4), 560-591.

Takhtamanova, Y. F. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics*, 32 (4), 1118-1130.

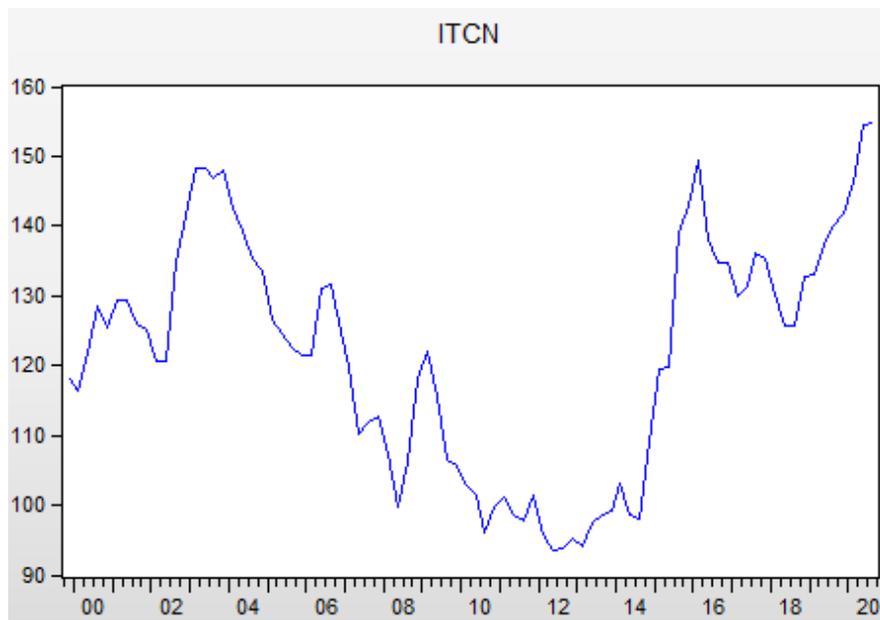
ANEXOS

Anexo A. Datos y gráficos

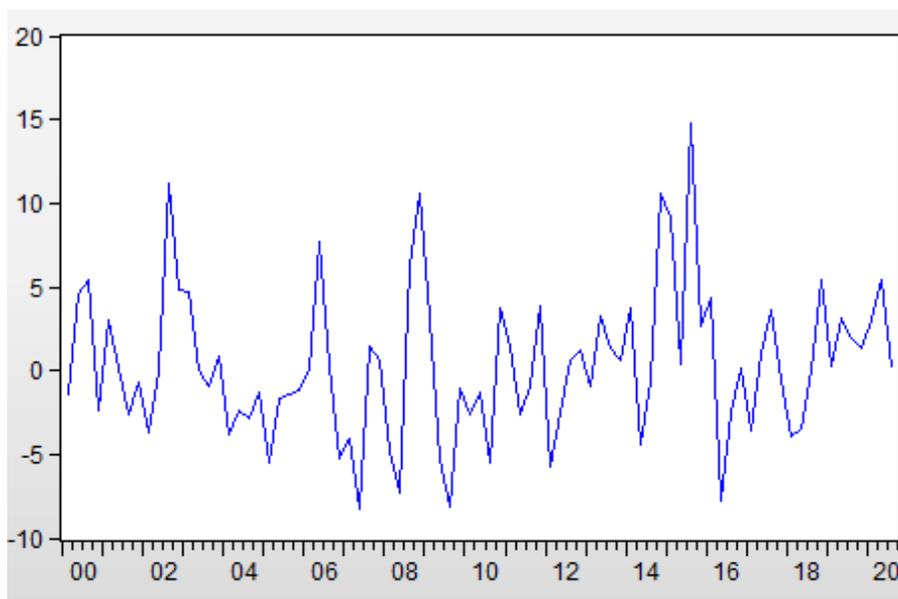
Muestra: marzo 2000 - septiembre 2020

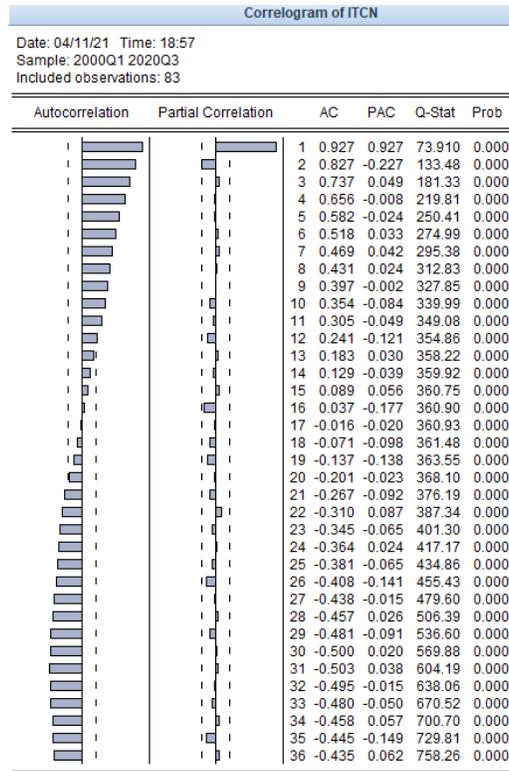
Frecuencia: Trimestral

Gráficos A.1. Variable original (índice), transformada (Dif Log %) y función de autocorrelación (serie original) (Índice de la tasa de cambio nominal efectiva)



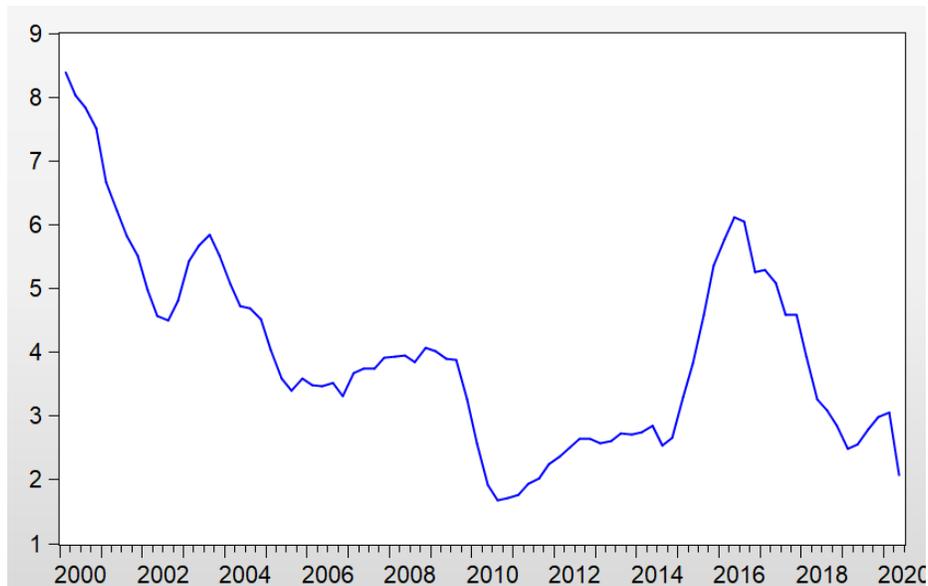
Fuente: Banco de la República



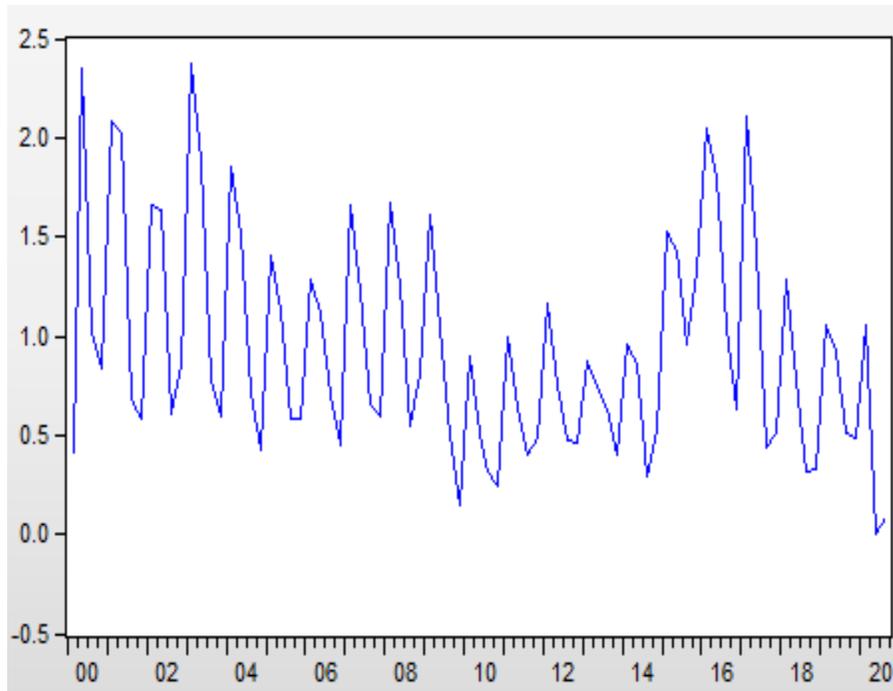


Nota: El correlograma indica que el p -valor de todos los rezagos es menor a 0.05 y, por tanto, podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación cero. Fuente: cálculos de los autores con base en información del Banco de la Republica.

Gráficos A.2. Variable original (%), transformada (Dif Log del Índice %) y función de autocorrelación (serie original) (Inflación Básica sin Alimentos ni Regulados)



Fuente: Banco de la República



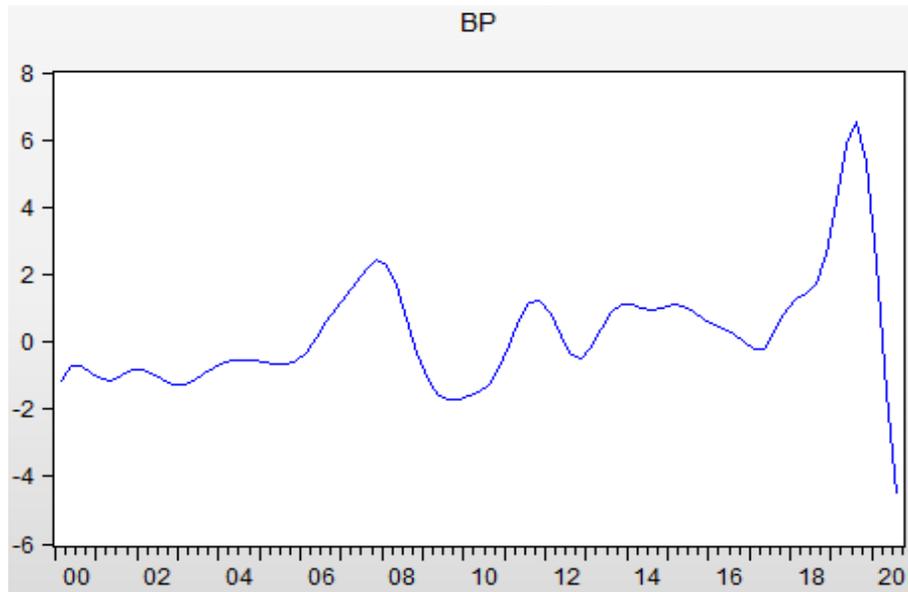
Correlogram of INFBAS_SANR

Date: 04/11/21 Time: 18:48
 Sample: 2000Q1 2020Q3
 Included observations: 83

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.962	0.962	79.671	0.000	
2	0.924	-0.024	154.07	0.000	
3	0.885	-0.033	223.16	0.000	
4	0.846	-0.019	287.09	0.000	
5	0.807	-0.023	345.98	0.000	
6	0.768	-0.018	400.02	0.000	
7	0.729	-0.019	449.40	0.000	
8	0.691	-0.021	494.29	0.000	
9	0.652	-0.028	534.79	0.000	
10	0.613	-0.024	571.09	0.000	
11	0.574	-0.023	603.36	0.000	
12	0.536	-0.015	631.87	0.000	
13	0.498	-0.017	656.87	0.000	
14	0.461	-0.019	678.59	0.000	
15	0.425	-0.010	697.32	0.000	
16	0.391	-0.003	713.37	0.000	
17	0.357	-0.017	726.98	0.000	
18	0.324	-0.010	738.38	0.000	
19	0.293	-0.003	747.86	0.000	
20	0.264	-0.004	755.65	0.000	
21	0.236	-0.007	761.97	0.000	
22	0.208	-0.012	766.99	0.000	
23	0.182	-0.009	770.90	0.000	
24	0.157	-0.009	773.85	0.000	
25	0.133	-0.019	775.99	0.000	
26	0.108	-0.021	777.44	0.000	
27	0.084	-0.015	778.33	0.000	
28	0.061	-0.019	778.80	0.000	
29	0.038	-0.016	778.98	0.000	
30	0.015	-0.014	779.02	0.000	
31	-0.006	-0.017	779.02	0.000	
32	-0.028	-0.019	779.13	0.000	
33	-0.048	-0.013	779.46	0.000	
34	-0.068	-0.015	780.13	0.000	
35	-0.088	-0.017	781.27	0.000	
36	-0.107	-0.011	782.98	0.000	

Nota: El correlograma indica que el p-valor de todos los rezagos es menor a 0.05 y, por tanto, podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación cero. Fuente: cálculos de los autores con base en información del Banco de la Republica.

Gráficos A.3. Variable original y función de autocorrelación (Brecha del producto interno bruto)



Fuente: DANE y estimaciones de los autores.

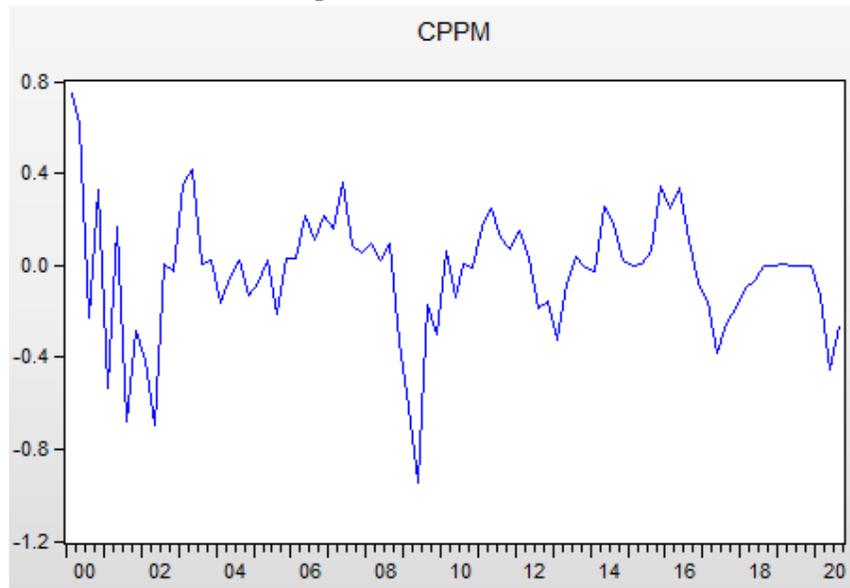
Correlogram of BP

Date: 04/10/21 Time: 03:00
 Sample: 2000Q1 2020Q3
 Included observations: 83

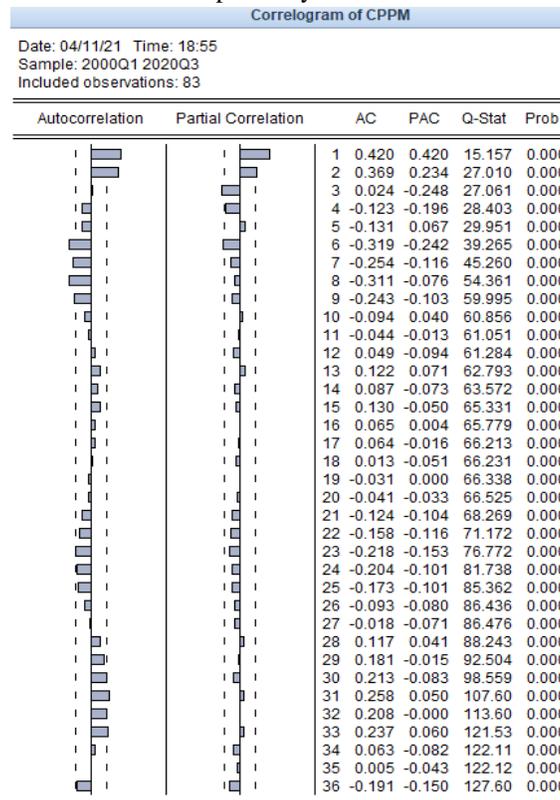
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.840	0.840	60.757	0.000	
2	0.581	-0.426	90.150	0.000	
3	0.326	-0.049	99.532	0.000	
4	0.146	0.072	101.45	0.000	
5	0.052	0.031	101.69	0.000	
6	0.006	-0.048	101.69	0.000	
7	-0.029	-0.072	101.77	0.000	
8	-0.068	-0.033	102.20	0.000	
9	-0.095	0.022	103.05	0.000	
10	-0.091	0.047	103.86	0.000	
11	-0.055	0.037	104.15	0.000	
12	-0.002	0.016	104.15	0.000	
13	0.046	0.013	104.37	0.000	
14	0.076	0.011	104.95	0.000	
15	0.089	0.028	105.78	0.000	
16	0.091	0.004	106.66	0.000	
17	0.082	-0.019	107.37	0.000	
18	0.062	-0.016	107.79	0.000	
19	0.037	0.000	107.95	0.000	
20	0.017	0.017	107.98	0.000	
21	0.007	0.021	107.98	0.000	
22	0.008	0.011	107.99	0.000	
23	0.013	-0.007	108.01	0.000	
24	0.010	-0.015	108.02	0.000	
25	0.001	-0.006	108.02	0.000	
26	-0.006	0.016	108.03	0.000	
27	0.003	0.042	108.03	0.000	
28	0.036	0.055	108.19	0.000	
29	0.084	0.044	109.11	0.000	
30	0.124	0.010	111.17	0.000	
31	0.134	-0.031	113.59	0.000	
32	0.099	-0.060	114.96	0.000	
33	0.029	-0.070	115.07	0.000	
34	-0.056	-0.061	115.52	0.000	
35	-0.129	-0.039	117.95	0.000	
36	-0.172	-0.015	122.41	0.000	

Nota: El correlograma indica que el p-valor de todos los rezagos es menor a 0.05 y, por tanto, podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación cero. Fuente: cálculos de los autores con base en información del Banco de la Republica.

Gráficos A.4. Variable original y función de autocorrelación (Cambio de postura de política monetaria)



Fuente: Banco de la República y estimaciones de los autores.



Nota: El correlograma indica que el p -valor de todos los rezagos es menor a 0.05 y, por tanto, podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación cero. Fuente: cálculos de los autores con base en información del Banco de la Republica.

Anexo B. Prueba de raíz unitaria HEGY

El test HEGY plantea como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia que se analiza, tanto regular como estacional¹⁰.

En esta prueba se especifica un modelo autorregresivo para la serie x_t ,

$$\varphi(L)x_t = \varepsilon_t$$

Donde $\varphi(L)$ es un polinomio en el operador de rezagos “L”, donde cada una de sus raíces corresponde a fluctuaciones en cada una de las frecuencias estacionales y ε_t es un proceso incorrelacionado en el tiempo. El objetivo de la prueba es conocer si las raíces del polinomio $\varphi(L)$ tienen modulo unitario o no. En el caso de series trimestrales, los estadísticos de prueba se construyen a partir de la siguiente regresión auxiliar.

$$\varphi(L)^* y_{4t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{4,t-1} + \varepsilon_t$$

Donde cada una de las variables $y_{k,t}$ solo contiene cada una de las frecuencias estacionales aislada del efecto de las demás. Esta regresión se estima a través de MCO incluyendo rezagos adicionales de $y_{4,t}$ de modo de blanquear los errores. La prueba se establece a partir de los estadísticos t y F , comparándolos con valores críticos aproximados a partir de simulación de Monte Carlo. Para las frecuencias 0 y π se utilizan los estadísticos t , mientras que al frecuencia $\frac{\pi}{2}$ se pone a prueba utilizando un estadístico F. De esta manera la hipótesis nula corresponde a la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia cero, mientras la alternativa implica la existencia de estacionalidad estacionaria.

El cuadro A.1 reporta el resumen de los resultados de la prueba HEGY sobre las series de tiempo utilizadas. Encontramos que la tasa de cambio nominal efectiva es estacionaria en todas las frecuencias analizadas a excepción de la frecuencia 0, la inflación básica presenta raíz unitaria en todas las frecuencias, la brecha del producto es estacionaria en todas las frecuencias, pero en la frecuencia 0 solo es estacionaria al 5% y 10% y el cambio de postura de política monetaria en su mayoría es estacionaria al 5% y 10%.

Cuadro A.1. Resumen de resultado prueba de raíz unitaria HEGY

Frecuencia	ITCN	INFBAS_SANR	BP	CPPM
0	RU	RU	Estacionaria al 5 y 10%	Estacionaria todos
2PI/4 y 6PI/4	Estacionaria en todos	RU	Estacionaria todos	Estacionaria al 5 y 10%

¹⁰ Ver Rodríguez-Collazo y Massa (2012).

PI	Estacionaria en todos	RU	Estacionaria todos	Estacionaria al 5 y 10%
Todas las frecuencias estacionales	Estacionaria en todos	RU	Estacionaria todos	Estacionaria al 5 y 10%
Todas las frecuencias	Estacionaria en todos	RU	Estacionaria todos	Estacionaria al 5 y 10%

Nota: RU - Raíz Unitaria. Fuente: estimaciones de los autores.

Índice de tasa de cambio nominal efectiva

Seasonal Unit Root Test for ITCN
Method: Traditional HEGY
Null Hypothesis: Unit root at specified frequency
Periodicity (Seasons): 4
Non-Seasonal Deterministics: None
Seasonal Deterministics: None
Lag Selection: 0 (Automatic: AIC, maxlags=12)
Sample Size: 79

	Test Stat.	Significance Level			
		1%	5%	10%	
Frequency 0	-0.331158				
n=60		-2.57	-1.92	-1.60	
n=80		-2.52	-1.90	-1.59	
n=79*		-2.52	-1.90	-1.59	
Frequency 2PI/4 and 6PI/4	35.28309				
n=60		30.93	7.99	3.73	
n=80		28.56	7.84	3.60	
n=79*		28.68	7.85	3.61	
Frequency PI	-5.273387				
n=60		-2.57	-1.92	-1.60	
n=80		-2.52	-1.90	-1.59	
n=79*		-2.52	-1.90	-1.59	
All seasonal frequencies	129.8306				
n=60		21.27	5.75	2.98	
n=80		19.59	5.66	2.87	
n=79*		19.67	5.66	2.87	
All frequencies	98.56230				
n=60		16.65	4.87	2.92	
n=80		15.56	4.69	2.83	
n=79*		15.62	4.70	2.83	

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMEGA(0)	0.000410	0.001238	0.331158	0.7414
OMEGA(2PI/4)	-0.312961	0.099355	-3.149931	0.0023
OMEGA(6PI/4)	-0.659716	0.099428	-6.635132	0.0000
OMEGA(PI)	-0.631668	0.119784	-5.273387	0.0000

R-squared	0.838487	Mean dependent var	1.328278
Adjusted R-squared	0.832027	S.D. dependent var	13.02741
S.E. of regression	5.339222	Akaike info criterion	6.237343
Sum squared resid	2138.047	Schwarz criterion	6.357315
Log likelihood	-242.3750	Hannan-Quinn crit...	6.285407
Durbin-Watson stat	1.961725		

*Note: Obtained using linear interpolation.

Fuente: estimaciones de los autores.

Índice de Inflación Básica sin Alimentos ni Regulados

Seasonal Unit Root Test for INFBAS_SANR
 Method: Traditional HEGY
 Null Hypothesis: Unit root at specified frequency
 Periodicity (Seasons): 4
 Non-Seasonal Deterministics: None
 Seasonal Deterministics: None
 Lag Selection: 2 (Automatic: AIC, maxlags=12)
 Sample Size: 77

		Significance Level								
		Test Stat.	1%	5%	10%					
Frequency 0	-1.727775					Dependent Variable: INFBAS_SANR-INFBAS_SANR(-4) Method: Least Squares Date: 04/19/21 Time: 22:24 Sample (adjusted): 2001Q3 2020Q3 Included observations: 77 after adjustments				
n=60		-2.57	-1.92	-1.60						
n=80		-2.52	-1.90	-1.59						
n=77*		-2.53	-1.90	-1.60						
Frequency 2PI/4 and 6PI/4	1.937818					Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.				
n=60		30.93	7.99	3.73						
n=80		28.56	7.84	3.60						
n=77*		28.92	7.86	3.62						
Frequency PI	-1.252523					OMEGA(0)	0.000493	0.000285	1.727775	0.0884
n=60		-2.57	-1.92	-1.60		OMEGA(2PI/4)	-0.101667	0.061952	-1.641075	0.1052
n=80		-2.52	-1.90	-1.59		OMEGA(6PI/4)	-0.064696	0.061823	-1.046468	0.2989
n=77*		-2.53	-1.90	-1.60		OMEGA(PI)	-0.217926	0.173990	-1.252523	0.2145
All seasonal frequencies	1.782807					DEP(-1)	1.294800	0.177582	7.291267	0.0000
n=60		21.27	5.75	2.98		DEP(-2)	-0.545916	0.111709	-4.886949	0.0000
n=80		19.59	5.66	2.87		R-squared	0.941984	Mean dependent var	2.766529	
n=77*		19.84	5.67	2.88		Adjusted R-squared	0.937899	S.D. dependent var	0.924026	
All frequencies	2.093917					S.E. of regression	0.230269	Akaike info criterion	-0.024419	
n=60		16.65	4.87	2.92		Sum squared resid	3.764688	Schwarz criterion	0.158215	
n=80		15.56	4.69	2.83		Log likelihood	6.940136	Hannan-Quinn crit...	0.048633	
n=77*		15.72	4.71	2.84		Durbin-Watson stat	2.106127			

*Note: Obtained using linear interpolation.

Fuente: estimaciones de los autores.

Brecha del producto

Seasonal Unit Root Test for BP
 Method: Traditional HEGY
 Null Hypothesis: Unit root at specified frequency
 Periodicity (Seasons): 4
 Non-Seasonal Deterministics: None
 Seasonal Deterministics: None
 Lag Selection: 2 (Automatic: AIC, maxlags=12)
 Sample Size: 77

		Significance Level								
		Test Stat.	1%	5%	10%					
Frequency 0	-2.366277					Dependent Variable: BP-BP(-4) Method: Least Squares Date: 04/18/21 Time: 00:42 Sample (adjusted): 2001Q3 2020Q3 Included observations: 77 after adjustments				
n=60		-2.57	-1.92	-1.60						
n=80		-2.52	-1.90	-1.59						
n=77*		-2.53	-1.90	-1.60						
Frequency 2PI/4 and 6PI/4	70.34119					Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.				
n=60		30.93	7.99	3.73						
n=80		28.56	7.84	3.60						
n=77*		28.92	7.86	3.62						
Frequency PI	-5.283966					OMEGA(0)	-0.006310	0.002667	-2.366277	0.0207
n=60		-2.57	-1.92	-1.60		OMEGA(2PI/4)	1.568192	0.162690	9.639157	0.0000
n=80		-2.52	-1.90	-1.59		OMEGA(6PI/4)	0.565621	0.149330	3.787729	0.0003
n=77*		-2.53	-1.90	-1.60		OMEGA(PI)	-3.524879	0.667090	-5.283966	0.0000
All seasonal frequencies	570.7217					DEP(-1)	0.618600	0.497339	1.243819	0.2177
n=60		21.27	5.75	2.98		DEP(-2)	-0.351463	0.144006	-2.440608	0.0172
n=80		19.59	5.66	2.87		R-squared	0.998573	Mean dependent var	0.071316	
n=77*		19.84	5.67	2.88		Adjusted R-squared	0.998472	S.D. dependent var	2.119043	
All frequencies	444.6422					S.E. of regression	0.082833	Akaike info criterion	-2.069274	
n=60		16.65	4.87	2.92		Sum squared resid	0.487147	Schwarz criterion	-1.886639	
n=80		15.56	4.69	2.83		Log likelihood	85.66703	Hannan-Quinn crit...	-1.996222	
n=77*		15.72	4.71	2.84		Durbin-Watson stat	1.966227			

*Note: Obtained using linear interpolation.

Fuente: estimaciones de los autores.

Cambio de postura de política monetaria

Seasonal Unit Root Test for CPPM
 Method: Traditional HEGY
 Null Hypothesis: Unit root at specified frequency
 Periodicity (Seasons): 4
 Non-Seasonal Deterministics: None
 Seasonal Deterministics: None
 Lag Selection: 7 (Automatic: AIC, maxlags=12)
 Sample Size: 72

	Test Stat.	Significance Level			Dependent Variable: CPPM-CPPM(-4)				
		1%	5%	10%	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Frequency 0	-3.114239								
n=60		-2.57	-1.92	-1.60	OMEGA(0)	-0.182622	0.058641	-3.114239	0.0028
n=80		-2.52	-1.90	-1.59	OMEGA(2PI/4)	-0.551645	0.217384	-2.537657	0.0137
n=72*		-2.54	-1.91	-1.60	OMEGA(6PI/4)	-0.765840	0.215138	-3.559756	0.0007
Frequency 2PI/4 and 6PI/4	9.886486				OMEGA(PI)	-0.239385	0.108182	-2.212800	0.0307
n=60		30.93	7.99	3.73	DEP(-1)	-0.221278	0.198608	-1.114142	0.2696
n=80		28.56	7.84	3.60	DEP(-2)	0.115992	0.195932	0.592003	0.5560
n=72*		29.51	7.90	3.65	DEP(-3)	0.268667	0.182439	1.472640	0.1460
Frequency PI	-2.212800				DEP(-4)	-0.071734	0.134325	-0.534038	0.5953
n=60		-2.57	-1.92	-1.60	DEP(-5)	-0.017312	0.120219	-0.144006	0.8860
n=80		-2.52	-1.90	-1.59	DEP(-6)	0.040488	0.106675	0.379544	0.7056
n=72*		-2.54	-1.91	-1.60	DEP(-7)	0.037774	0.097945	0.385661	0.7011
All seasonal frequencies	9.747280				R-squared	0.796778	Mean dependent var	0.007631	
n=60		21.27	5.75	2.98	Adjusted R-squared	0.763462	S.D. dependent var	0.346650	
n=80		19.59	5.66	2.87	S.E. of regression	0.168594	Akaike info criterion	-0.582884	
n=72*		20.26	5.70	2.91	Sum squared resid	1.733858	Schwarz criterion	-0.235060	
All frequencies	10.33313				Log likelihood	31.98383	Hannan-Quinn crit...	-0.444415	
n=60		16.65	4.87	2.92	Durbin-Watson stat	1.998635			
n=80		15.56	4.69	2.83					
n=72*		15.99	4.76	2.87					

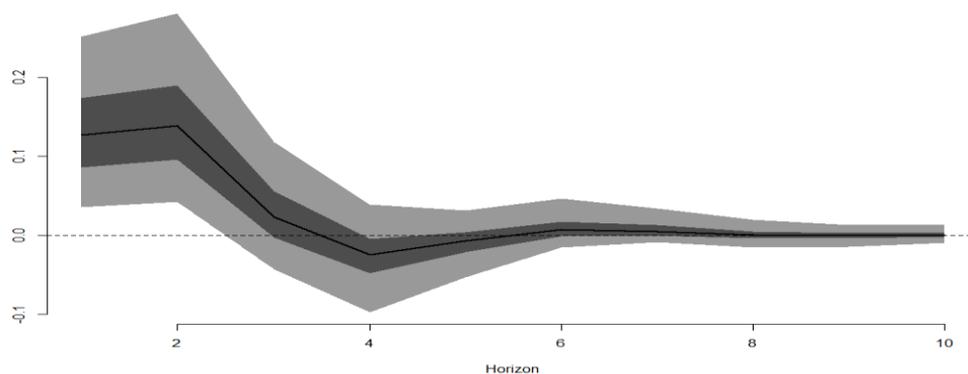
*Note: Obtained using linear interpolation.

Fuente: estimaciones de los autores.

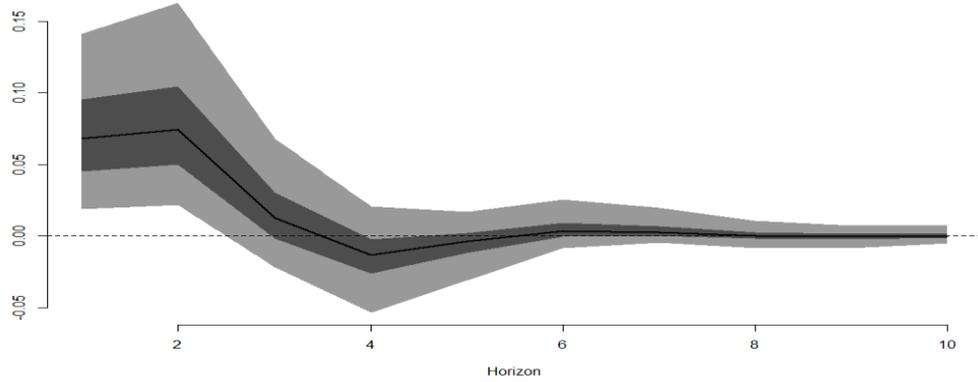
Anexo C. Funciones de impulso respuestas e intervalos de credibilidad

MODELO 1

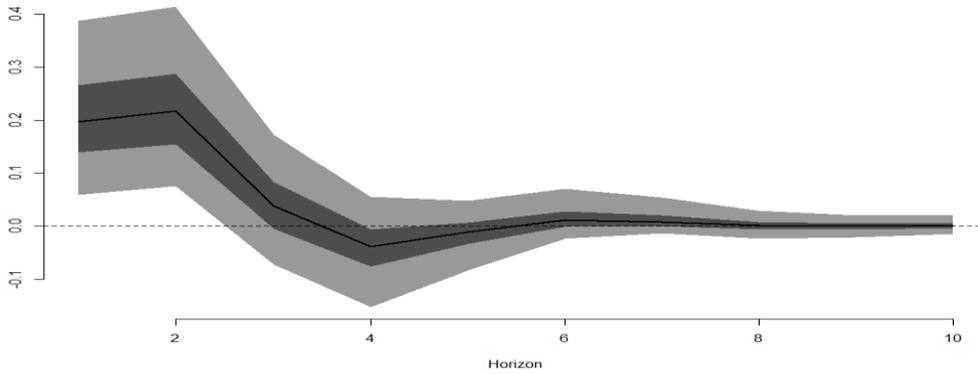
2002Q2



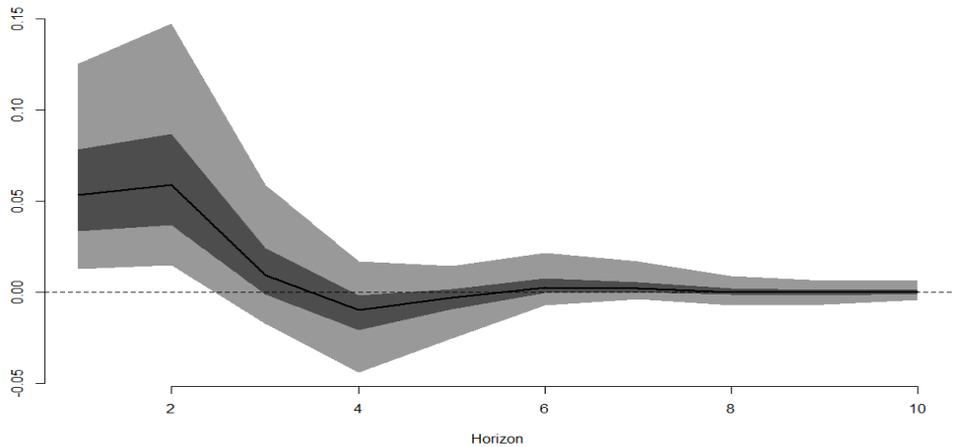
2008Q4



2014Q4



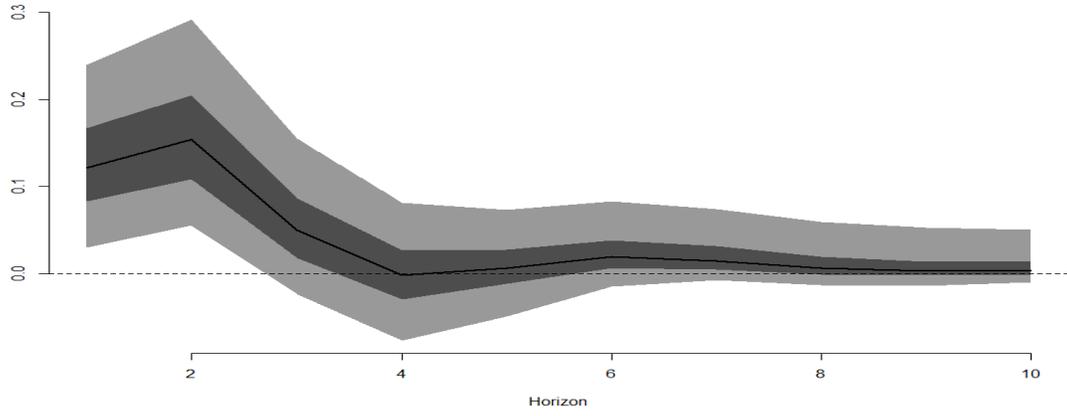
2020Q1



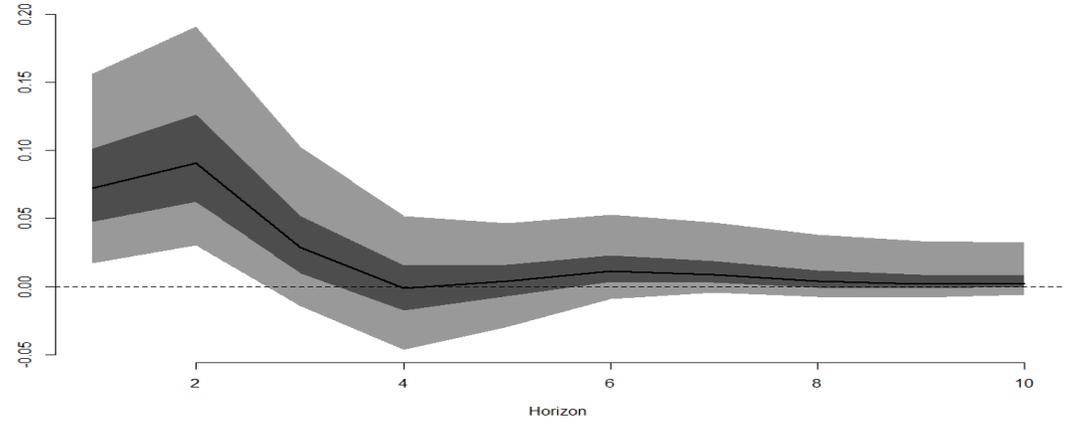
Nota: La línea interior oscura corresponde al impulso respuesta promedio de la inflación básica en cada episodio analizado ante un choque de una desviación estándar promedio histórica de la tasa de cambio (no están normalizadas). Las bandas internas corresponden al intervalo de credibilidad para los percentiles 25% y 75% y las bandas externas corresponden al intervalo de credibilidad para los percentiles 5% y 95%. Fuente: Cálculos de los autores.

MODELO 2

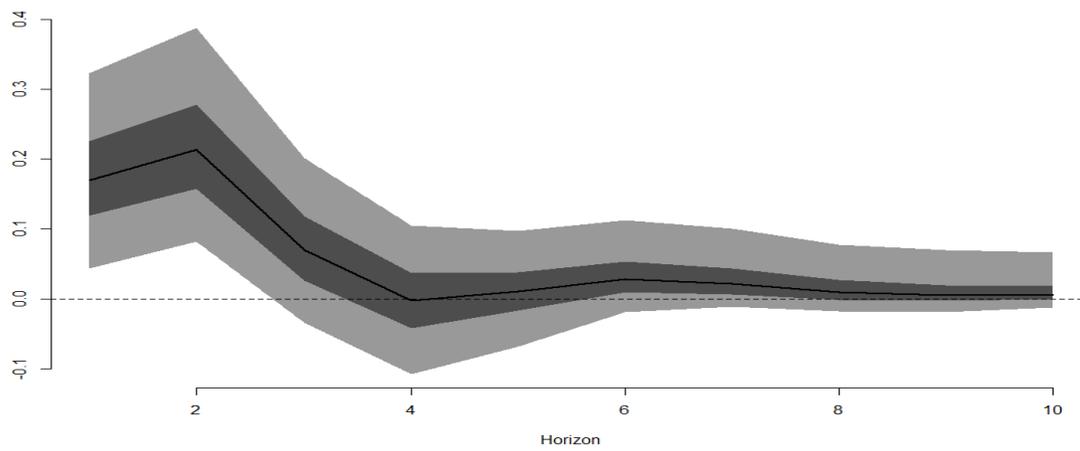
2002Q2



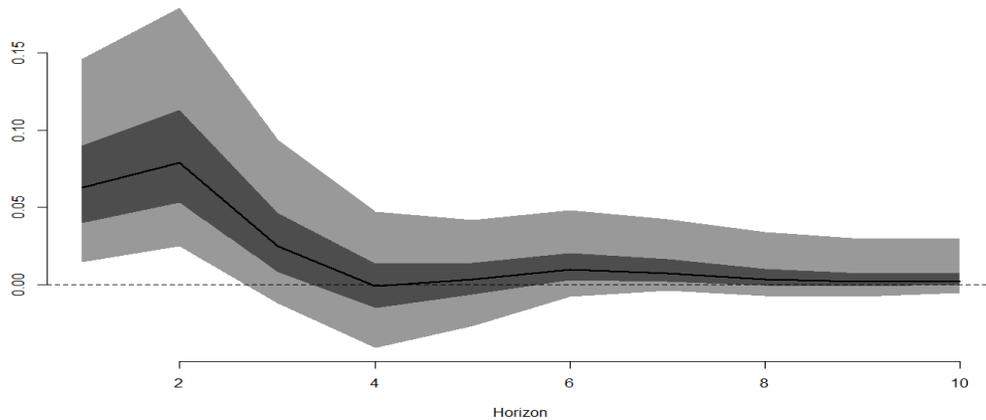
2008Q4



2014Q4



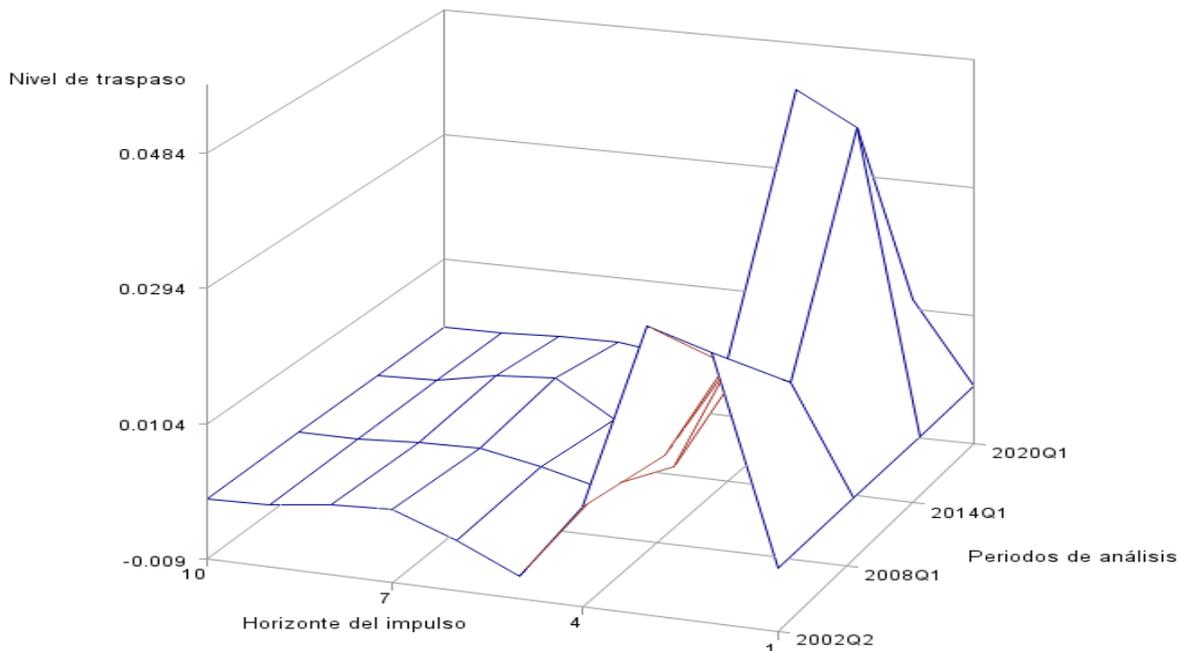
2020Q1



Nota: La línea interior oscura corresponde al impulso respuesta promedio de la inflación básica en cada episodio analizado ante un choque de una desviación estándar promedio histórica de la tasa de cambio (no están normalizadas). Las bandas internas corresponden al intervalo de credibilidad para los percentiles 25% y 75% y las bandas externas corresponden al intervalo de credibilidad para los percentiles 5% y 95%. Fuente: Cálculos de los autores.

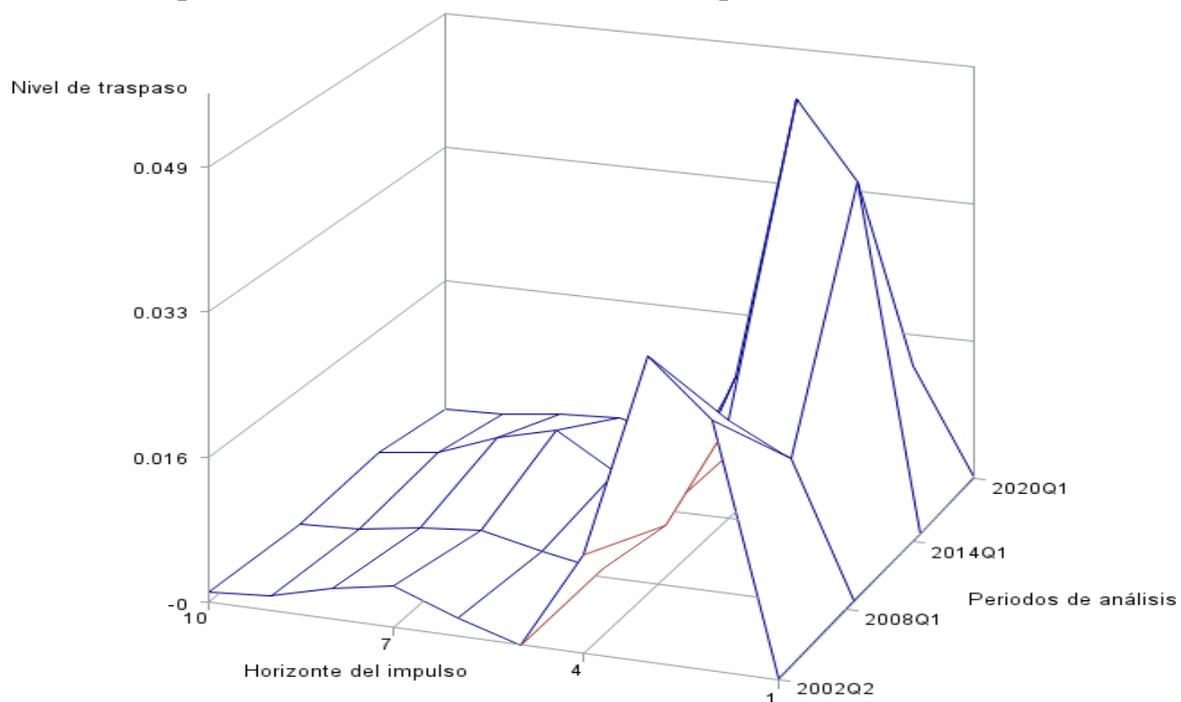
Anexo D. Funciones de impulso respuesta en 3D

Respuesta de la inflación básica ante el choque cambiario (Modelo 1)



Nota: el gráfico reporta el grado de traspaso de un choque del 1% de la tasa de cambio (eje vertical: en porcentaje) sobre la inflación básica para 10 trimestres (eje de la abscisa: horizonte del impulso en trimestres) y 4 episodios (eje de la ordenada: episodios). Fuente: estimaciones de los autores.

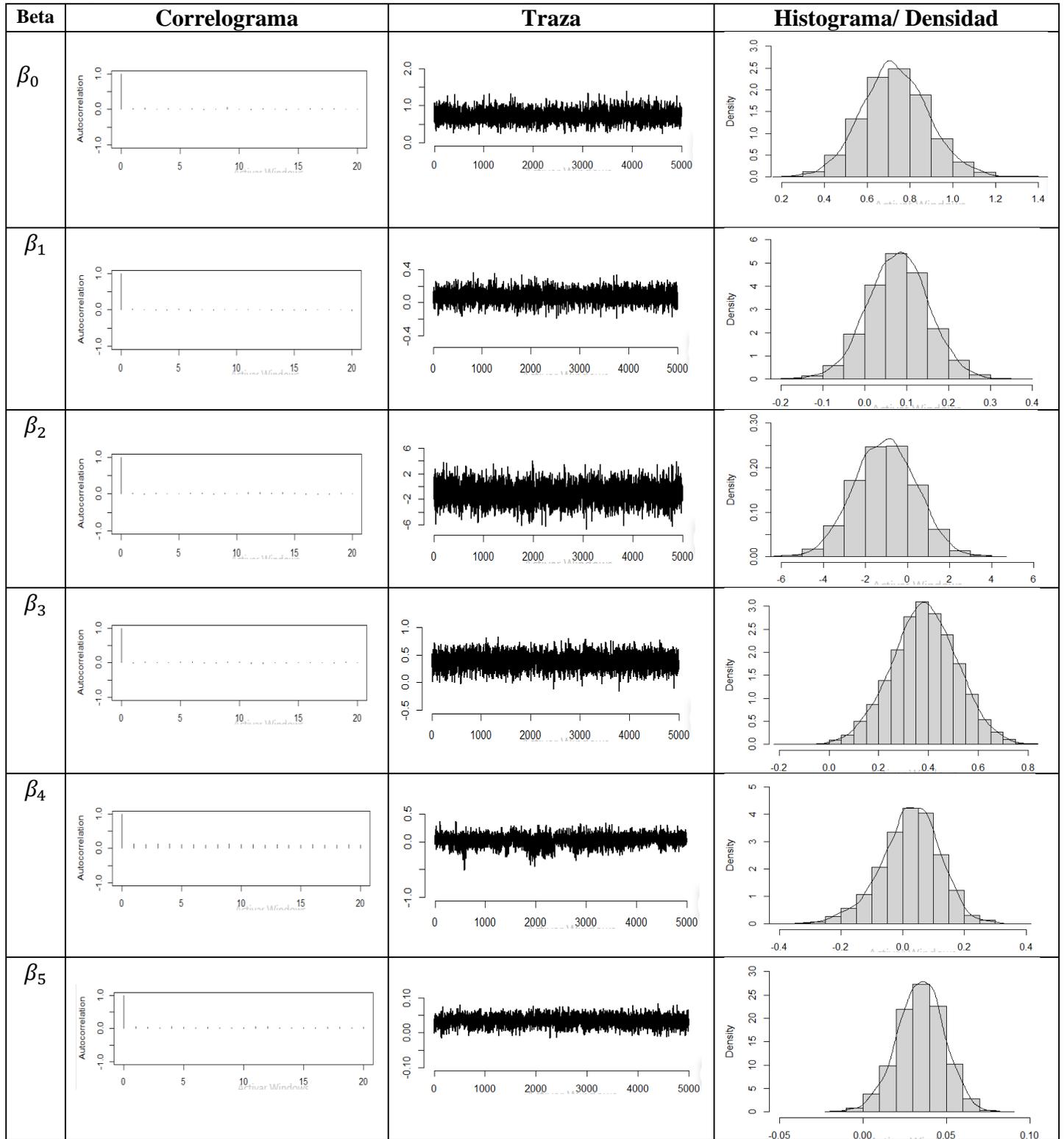
Respuesta de la inflación básica ante el choque cambiario (Modelo 2)

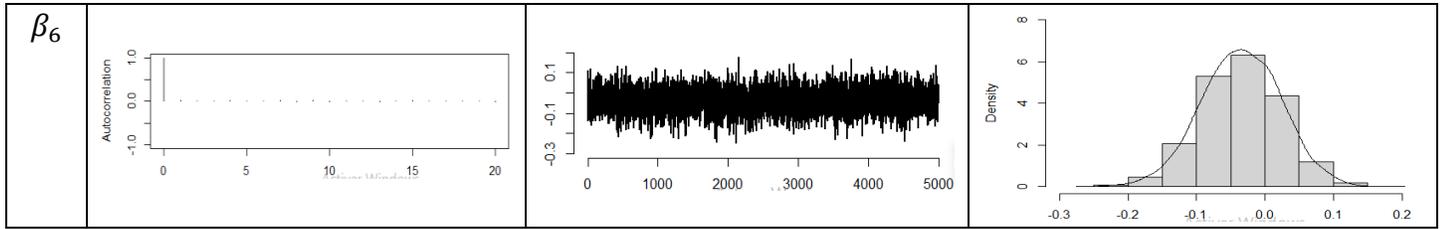


Nota: el gráfico reporta el grado de traspaso de un choque del 1% de la tasa de cambio (eje vertical: en porcentaje) sobre la inflación básica para 10 trimestres (eje de la abscisa: horizonte del impulso en trimestres) y 4 episodios (eje de la ordenada: episodios). Fuente: estimaciones de los autores.

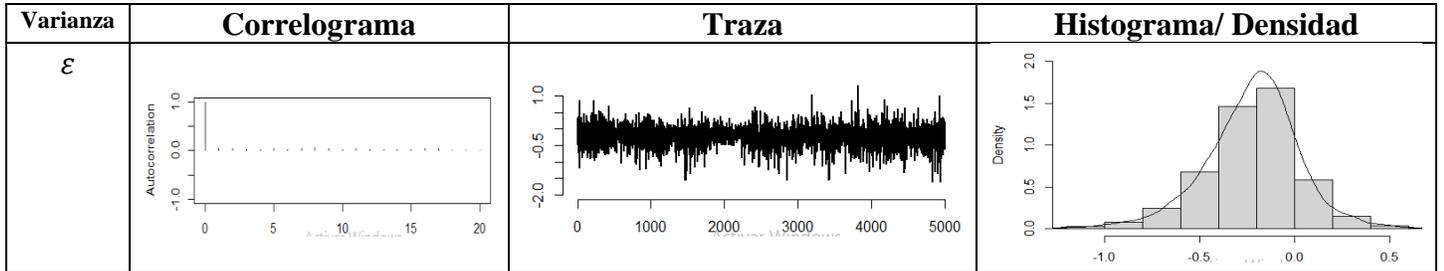
Anexo E. Resultados de la estimación del modelo TVP-VAR-SV

MODELO 1 - ECUACION 1 - PARAMETROS



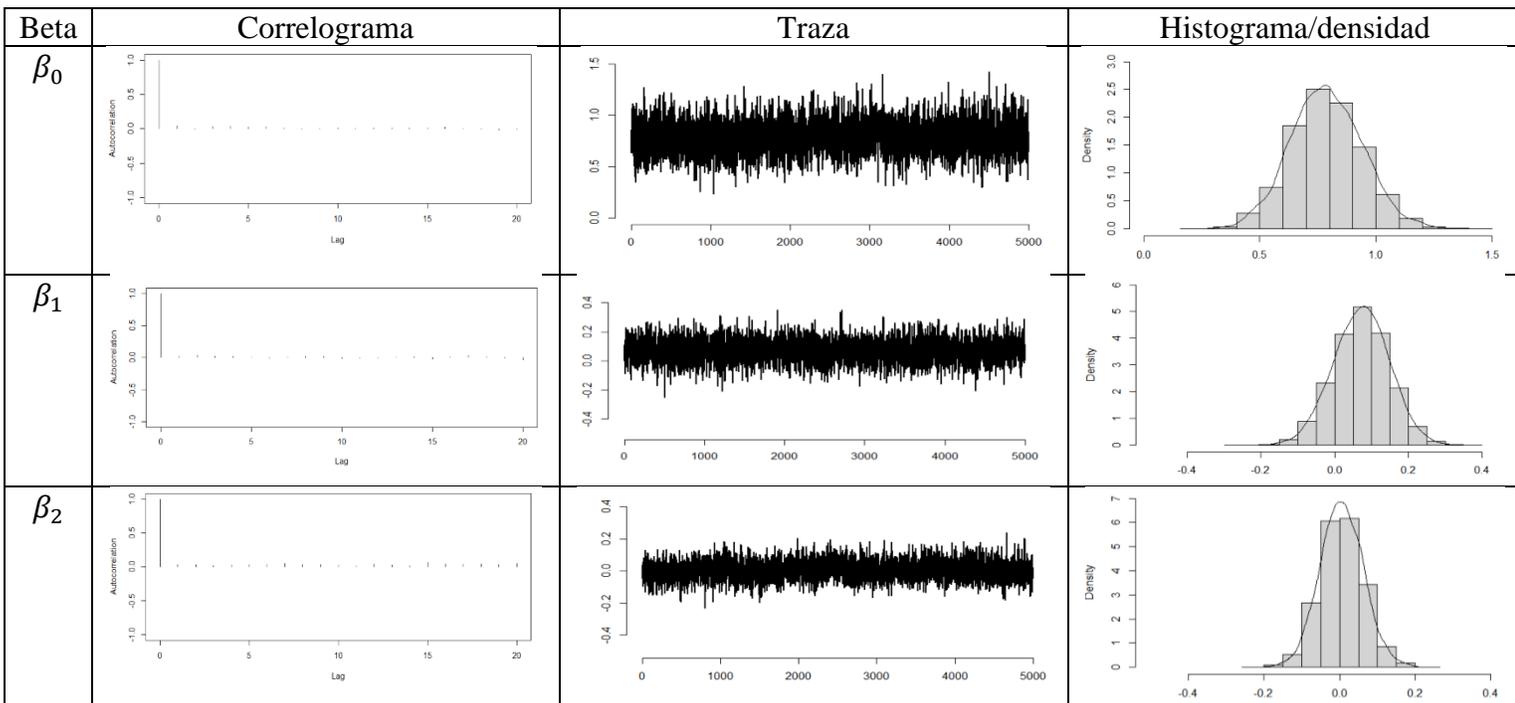


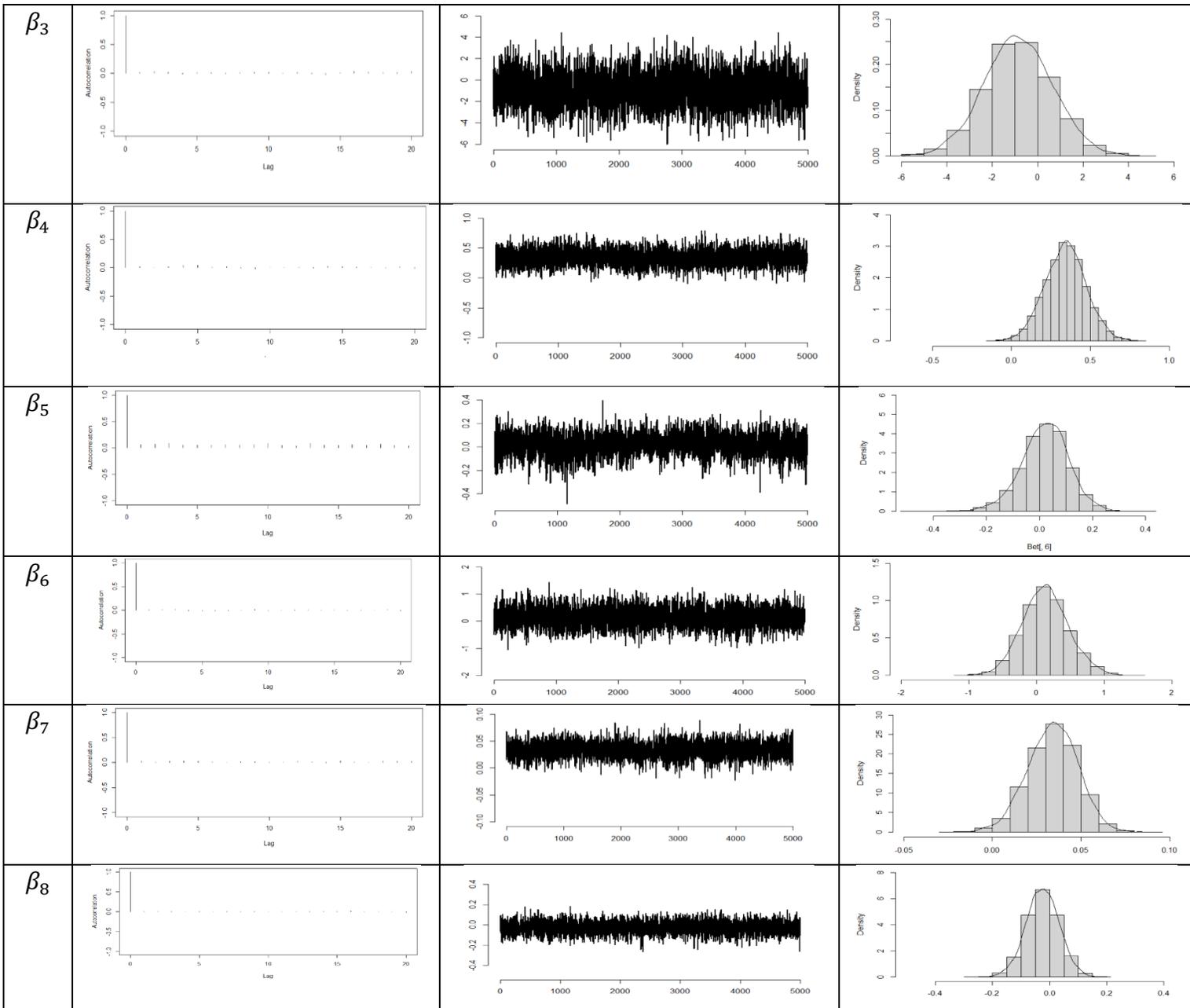
MODELO 1 - ECUACION 1 – VARIANZAS DEL ERROR



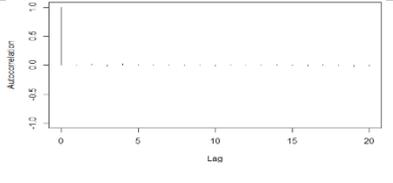
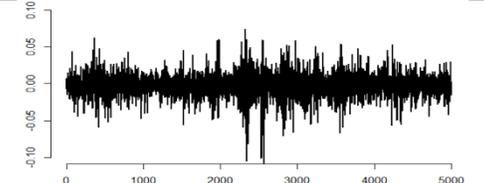
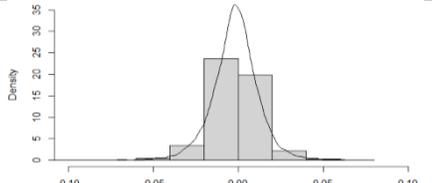
Nota: tabla resume algunos análisis sobre los parámetros estimados: en los recuadros de la izquierda están los correlogramas: en todos los parámetros podemos observar un descenso rápido de la autocorrelación lo que indica una mezcla rápida de las cadenas. En los recuadros del centro un gráfico de traza de la cadena: en todos podemos ver una convergencia en la media y en los recuadros de la derecha los gráficos ajustan la función de densidad de la cadena: en todos podemos ver una distribución que se aproxima a la distribución normal. Fuente: Cálculos de los autores.

MODELO 2 - ECUACION 1 – PARAMETROS





MODELO 2 - ECUACION 1 – VARIANZAS DEL ERROR

Varianza	Correlograma	Traza	Histograma/ Densidad
ϵ			

Nota: La tabla resume algunos análisis sobre los parámetros estimados: en los recuadros de la izquierda están los correlogramas: en todos los parámetros podemos observar un descenso rápido de la autocorrelación lo que indica una mezcla rápida de las cadenas. En los recuadros del centro un gráfico de traza de la cadena: en todos podemos ver una convergencia a la media y en los recuadros de la derecha gráficos que ajustan la función de densidad de la cadena: en todos podemos ver una distribución que se aproxima a la distribución normal. Fuente: Cálculos de los autores.

Anexo F. Convergencia de la estimación del modelo TVP-VAR-SV

PRUEBAS MODELO 1

Beta	Tamaño efectivo	Raftery ¹¹			
	Valor ¹²	Burn-in ¹³	Total ¹⁴	Lower-bound ¹⁵	Depend ¹⁶
β_0	3541.54	2	3680	3746	0.982
β_1	5000.00	2	3866	3746	1.030
β_2	2763.63	2	3866	3746	1.030
β_3	5000.00	2	3741	3746	0.999
β_4	256.09	3	4484	3746	1.200
β_5	1206.74	2	3741	3746	0.999
β_6	4755.64	2	3741	3746	0.999
ε	1298.26	3	4129	3746	1.100

Nota: La estadística del *tamaño efectivo* indica que en todos los parámetros el tamaño necesario para obtener muestras independientes es como máximo de 5000 menor al valor de las cadenas generadas que fue de 50000, por su parte, la prueba Raftery permite obtener el número de iteraciones necesarias para un nivel de precisión dadas las muestras posteriores, se concluye nuevamente que las cadenas convergen a la distribución objetivo. Fuente: Cálculos de los autores.

¹¹ Raftery, A.E. and Lewis, S.M. (1992). "How Many Iterations in the Gibbs Sampler?" In Bayesian Statistics, 4 (J.M. Bernardo, J.O. Berger, A.P. Dawid and A.F.M. Smith, eds.). Oxford, U.K.: Oxford University Press, p. 763–773. Raftery, A.E. and Lewis, S.M. (1992). "One Long Run with Diagnostics: Implementation Strategies for Markov chain Monte Carlo". Statistical Science, 7, p. 493–497. Raftery, A.E. and Lewis, S.M. (1996). "Implementing MCMC". In Practical Markov Chain Monte Carlo (W.R. Gilks, D.J. Spiegelhalter and S. Richardson, eds.). Chapman and Hall: Baton Rouge, FL.

¹² Es el número de muestra efectivo ajustado por autocorrelación.

¹³ Número mínimo de iteraciones necesarias para estimar el cuantil de interés (bajo el supuesto de independencia con cero autocorrelación).

¹⁴ Número total de iteraciones que debe ejecutar la cadena.

¹⁵ Número de iteraciones quemadas.

¹⁶ Factor de dependencia que indica el relativo aumento de la muestra total debido a autocorrelaciones (si es igual a 1 los valores generados son independientes, los valores superiores a 5 indican comportamiento problemático con las cadenas).

PRUEBAS MODELO 2

Betas	Tamaño efectivo	Raftery			
	Valor	Burn-in	Total	Lower bound	Depend
β_0	3591.68	2	3803	3746	1.020
β_1	4434.04	2	3680	3746	0.982
β_2	1620.93	2	3995	3746	1.070
β_3	4550.69	2	3741	3746	0.999
β_4	3892.62	2	3930	3746	1.050
β_5	1069.10	2	3803	3746	1020
β_6	5000.00	2	3803	3746	1.020
β_7	1528.79	2	3866	3746	1.030
β_8	5000.00	2	3741	3746	0.999
ε	5000.00	2	3930	3746	1.05

Nota: La estadística del *tamaño efectivo* indica que en todos los parámetros el tamaño necesario para obtener muestras independientes es como máximo de 5000 menor al valor de las cadenas generadas que fue de 50000, por su parte, la prueba Raftery permite obtener el número de iteraciones necesarias para un nivel de precisión dadas las muestras posteriores, se concluye nuevamente que las cadenas convergen a la distribución objetivo. Fuente: Cálculos de los autores.

