



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Credibilidad, anclaje de expectativas y transmisión de la política monetaria en un esquema de Inflación Objetivo

Diego Hernán Rodríguez Hernández

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas

Bogotá, Colombia

2016

Credibilidad, anclaje de expectativas y transmisión de la política monetaria en un esquema de Inflación Objetivo

Diego Hernán Rodríguez Hernández

Trabajo presentado como requisito parcial para optar al título de:

Magister en Ciencias Económicas

Director:

Ph.D. Munir Andrés Jalil Barney

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas

Bogotá, Colombia

2016

Resumen

La credibilidad es uno de los conceptos más utilizados y transversales en política monetaria, tanto entre académicos como banqueros centrales, no obstante ha sido poco estudiada cuantitativamente, al menos para el caso colombiano. El trabajo tiene entre sus principales resultados la estimación de varias medidas de credibilidad (entendida como una relación entre expectativas inflacionarias, inflación observada y anuncios del Banco Central) utilizadas en la literatura y aplicadas al caso Colombiano, y la evidencia estadística de que una política monetaria creíble hace que su conducción pueda hacerse más a través de anuncios que de movimientos frecuentes de la tasa de interés de intervención. A partir de un proceso de cálculo y estimación por varias técnicas econométricas, entre ellas Vectores Autorregresivos con Parámetros Variables en el Tiempo (PVT-VAR), se define una serie para la credibilidad de la política monetaria en Colombia entre 2003 y 2015, a partir de la cual se encontró (mediante modelos de varianza condicionada, GARCH) que efectivamente la credibilidad tiende a explicar en gran medida la volatilidad del instrumento de política monetaria (tasa de intervención del Banco de la República) así como de las expectativas de inflación. Así mismo, se halló evidencia mediante un modelo SVAR, del rol de la credibilidad en la transmisión de la política monetaria, actuando sobre las variables nominales como lo haría una política monetaria más laxa, pero sin efecto sobre las variables reales; sus choques tienen efectos contemporáneos sobre las expectativas de inflación y por esta vía llega a afectar la inflación observada pero sólo en el corto plazo (6-12 meses).

Palabras clave: Política monetaria, Inflación, Credibilidad, Expectativas de inflación.

Códigos JEL: E31, E50, E52, E58

Abstract

Credibility is one of most used and widespread monetary policy concepts, used by both academics and central bankers. However, it is one of the least studied quantitatively, at least in Colombia. This paper main results present the estimation of several measures of credibility (understood as a relationship between inflation expectations, observed inflation, and announcements by the Central Bank) used in the academic literature applied to the Colombian case. The paper provides statistical evidence that credible monetary policy makes it easy to perform the monetary policy management through announcements rather than frequent movements of monetary policy rates. Through the use of several econometric techniques, including Time Varying Vector Autoregressive models (PVT-VAR), a credibility series for monetary policy in Colombia is defined between 2003 and 2015. Using this estimate, it is found (by models of conditional variance, GARCH) that credibility tends to explain the volatility of the monetary policy instrument (Banrep's repo rate) as well as that of inflation expectations. Also, using a structural VAR (SVAR) it was found that the role of credibility in the monetary policy transmission mechanism, affected nominal variables but no real variables ones. The transmission channel found in this paper goes through credibility's impact on inflation expectations which affects inflation in the short term (6-12 months).

Keywords: Monetary policy, Inflation, Credibility, Inflation expectations.

JEL Codes: E31, E50, E52, E58

Contenido

| | Pág. |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| Resumen | V |
| Abstract | VI |
| Lista de gráficas | IX |
| Lista de cuadros | X |
| Introducción | 1 |
| 1. Revisión de Literatura | 5 |
| 1.1 Medición de la Credibilidad | 10 |
| 2. Colombia: Hechos estilizados y la materia prima para la construcción de indicadores de credibilidad | 13 |
| 2.1 Inflación | 13 |
| 2.2 Expectativas de inflación | 15 |
| 3. Medición de la Credibilidad | 21 |
| 3.1 Credibilidad medida como desviación de las expectativas respecto a la meta | 21 |
| 3.2 Credibilidad medida como grado de anclaje a la meta en la formación de expectativas | 26 |
| 3.2.1 ¿Hay credibilidad perfecta en Colombia? | 27 |
| 3.2.2 Hacia una cuantificación del grado de credibilidad | 30 |
| 3.2.3 Evolución de la credibilidad a partir de estática comparativa | 31 |
| 3.2.4 Evolución dinámica de la credibilidad | 35 |
| 3.3 Recapitulación: Una medida de Credibilidad para Colombia..... | 36 |
| 4. Credibilidad y Volatilidad | 43 |
| 4.1 Volatilidad de la tasa de interés de intervención | 43 |
| 4.2 Volatilidad de las expectativas de inflación | 45 |
| 5. Credibilidad y Transmisión de la Política Monetaria | 47 |
| 6. Conclusiones | 55 |
| A. Anexo: VAR entre inflación y expectativas de inflación | 57 |
| B. Anexo: Equivalencia en la Credibilidad desde un VAR(2) y un VEC(1) | 63 |
| C. Anexo: Parámetros variables en el tiempo | 65 |

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| D. Anexo: Credibilidad y volatilidad de cambios en la tasa de intervención | 69 |
| E. Anexo: Credibilidad y Volatilidad de expectativas | 73 |
| F. Anexo: SVAR Modelo de Transmisión de Política Monetaria | 75 |
| Bibliografía | 81 |

Lista de gráficas

| | Pág. |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| Gráfica 2-1: Inflación al Consumidor..... | 14 |
| Gráfica 2-2: Expectativas de Inflación a doce meses | 16 |
| Gráfica 2-3: Expectativas de Inflación derivadas de títulos de deuda pública | 17 |
| Gráfica 3-1: Índices de credibilidad calculados para Colombia | 24 |
| Gráfica 3-2: Evolución de la credibilidad estimada por subperiodos | 32 |
| Gráfica 3-3: Credibilidad y Meta creíble estimadas por <i>rolling</i> | 34 |
| Gráfica 3-4: Índice de Credibilidad..... | 35 |
| Gráfica 3-5: Ancla nominal (π^*) | 36 |
| Gráfica 3-6: Persistencia inflacionaria | 38 |
| Gráfica 3-7: Credibilidad y fases de la política monetaria | 40 |
| Gráfica 4-1: Impulso-Respuesta Modelo de volatilidad de expectativas | 46 |
| Gráfica 5-1: Respuesta ante Choque Estructural de la Tasa de Intervención | 50 |
| Gráfica 5-2: Respuesta ante Choque Estructural de Credibilidad | 51 |

Lista de cuadros

| | Pág. |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|
| Cuadro 2-1: Prueba de raíz unitaria para la Inflación | 15 |
| Cuadro 2-2: Estadísticas descriptivas de las Expectativas de Inflación | 18 |
| Cuadro 3-1: Estadísticas descriptivas - Indicadores de credibilidad calculados..... | 26 |
| Cuadro 3-2: Estadísticas y evolución de la credibilidad estimada por subperiodos | 32 |
| Cuadro 4-1: Modelo GARCH estimado para la volatilidad de la tasa de intervención..... | 44 |
| Cuadro 4-2: Intervalos de confianza de los coeficientes estimados (GARCH) | 44 |

Introducción

“La credibilidad, al igual que la felicidad, por ejemplo, es un estado que todos conocemos y queremos tener, aunque nos cueste trabajo definir (...) [y más aún complejo es saber] en qué debemos tener credibilidad: ¿en los hechos, en las teorías, en las predicciones, en las intenciones o en los compromisos?” (Rubl , 2004).

La credibilidad de la pol tica monetaria, entendida como el grado de confianza que tienen los agentes econ micos en los anuncios que hace la autoridad monetaria, es uno de los conceptos m s usados por los banqueros centrales, pero al mismo tiempo, uno de los menos cuantificables por el grado de subjetividad que implica. Una de las consideraciones m s comunes, es aceptar que la pol tica monetaria es cre ble si las expectativas de inflaci n est n ancladas, por lo que ambos conceptos (anclaje y credibilidad) suelen usarse indistintamente.

Una de las tareas a n inacabadas entre acad micos y banqueros centrales, es lograr un consenso en la medici n de la credibilidad, o de forma equivalente, en el grado de anclaje de expectativas de inflaci n. El objetivo de este trabajo es presentar algunas aproximaciones a la medici n de la credibilidad aplicadas al caso colombiano, a partir de dos vertientes cuya diferencia radica en la forma como conceptualmente se define esta variable no observada: i) la credibilidad vista como el grado de ‘desviaci n’ de las expectativas de los agentes respecto a la meta anunciada; y, ii) la credibilidad asociada al grado de anclaje de las expectativas de inflaci n a la meta de inflaci n.

A lo largo del tercer cap tulo, dedicado a la cuantificaci n, se presentan ambas modalidades aplicadas al caso colombiano y se determinan algunos puntos de contraste respecto a su pertinencia en la aplicaci n a la pol tica monetaria. Para ello se utilizar n datos mensuales de la variaci n interanual del  ndice de Precios al Consumidor del

DANE; y la media de la inflación esperada a doce meses, esta última como medida de las expectativas y obtenida de la Encuesta Mensual de Expectativas del Banco de la República.

Aun cuando existen otras metodologías, la importancia de este trabajo, más que el ejercicio cuantitativo como fin en sí mismo, es tener un punto de comparación y de partida para examinar la evolución y éxito o no de la política monetaria colombiana bajo la estrategia de inflación objetivo en los últimos doce años. Las cifras muestran un proceso de desinflación hasta la convergencia al rango meta de largo plazo, por lo que se ha aludido al fortalecimiento de la credibilidad como activo intangible (y no observable) vital para el Banco de la República; no obstante, nunca se ha presentado una medición de ésta.

Para la construcción de la credibilidad, formulada como el grado de desviación de las expectativas de los agentes respecto a la meta anunciada, se presenta una batería de indicadores que surge de la recopilación de fórmulas presentadas en varios trabajos sobre el tema. No obstante, como se explica en la sección 3.1, su gran virtud es la facilidad de cálculo, pero al mismo tiempo puede ser su gran vicio, puesto que impide realizar inferencia estadística y examinar la robustez de los resultados.

La credibilidad asociada al grado de anclaje de las expectativas de inflación desarrollada en la sección 3.2, primero de forma estática y luego dinámica, además permite estimar el ancla nominal (o meta creíble, como también se denominó en el documento) hacia la que están convergiendo las expectativas; todo ello mediante un modelo VAR de la inflación y las expectativas. La formulación estática permite comprender el proceso de cuantificación, para dar paso a la forma dinámica, de la cual se obtendrá la serie finalmente utilizada en los siguientes capítulos del trabajo. La virtud de esta formulación es precisamente la posibilidad de tener una serie temporal, y no solamente un dato para el total de la muestra. En la sección 3.3 se hace una valoración cualitativa de la serie, contrastándola con la evolución de la política monetaria colombiana.

Adicionalmente, el trabajo busca chequear si las siguientes tres hipótesis se cumplen para el caso colombiano: i) mayor credibilidad hace más eficiente la política monetaria, al permitir que los objetivos de inflación se logren con menor variabilidad del instrumento (la

tasa de intervención); ii) la mayor credibilidad, al lograr el anclaje de las expectativas inflacionarias, permite que se reduzca la incertidumbre del público, por lo que las expectativas estarán menos dispersas y convergerán a un ancla nominal; iii) la credibilidad afecta la política monetaria a través de sus canales de transmisión. Estos tres objetivos secundarios se abordarán respectivamente en los capítulos 4 y 5.

Para el primer caso, se evidenció que la credibilidad tiende a reducir la volatilidad de las variaciones de la tasa de interés de intervención, ejercicio realizado a través de un modelo Autorregresivo Generalizado de Heteroscedasticidad Condicionada (GARCH), lo que implica que una política monetaria creíble hace que las variaciones del instrumento sean menores, por lo que la conducción de la política monetaria se hace sobre todo a través de anuncios.

La segunda hipótesis, planteada mediante un modelo VAR entre la varianza de las expectativas de los analistas consultados en la Encuesta Mensual del Banco de la República y la credibilidad, muestra que no hay una relación entre las variables, pero que un choque en alguna de ellas, sí tiene impacto (en sentido contrario) en la otra.

La tercera hipótesis, chequeada luego de la formulación de un modelo VAR estructural en el quinto capítulo, en términos generales muestra que los choques de la credibilidad tienen un impacto de corto plazo (1 año o menos) sobre las otras variables nominales y reales. Así mismo, sus choques son responsables de buena parte de la varianza de las expectativas y la inflación en el corto y mediano plazo.

Tras la revisión de literatura y la presentación de hechos estilizados para Colombia que rodean esta discusión, se procede a una revisión de las metodologías de medición de la credibilidad en Colombia. Para ello se define como periodo de análisis el comprendido entre septiembre de 2003 y diciembre de 2015, debido a la disponibilidad de estadísticas de medición de expectativas de inflación. Con la selección de una de esas medidas, se procede en los dos capítulos finales a contrastar estadísticamente las hipótesis de la incidencia de la credibilidad en la volatilidad de las y su papel en la transmisión de la política monetaria. Finalmente se concluye.

1.Revisión de Literatura

La importancia de la credibilidad, como señala Blinder es que tras la revolución de las expectativas racionales, se considera que, “bajo ciertos supuestos, un Banco Central completamente creíble puede generar una desinflación sin ningún sacrificio en desempleo” (2000, p. 1421). No obstante, como podrá verse a lo largo de los desarrollos teóricos y aplicados, lo cierto es que al hablar de una medición de credibilidad o de al menos considerar el problema de credibilidad, se está aceptando implícitamente que hay un problema de información asimétrica (Garfinkel & Oh, 1995) que invalida o cuando menos, somete a discusión el supuesto de expectativas racionales.

De allí surge toda la literatura que busca comprender cómo puede un Banco Central aumentar la credibilidad; y viene la antigua (pero no finiquitada) discusión heredada de Kydland & Prescott (1977) y Barro & Gordon (1983) sobre el *trade-off* al que se enfrenta la autoridad monetaria entre reglas vs discreción y más adelante credibilidad vs flexibilidad. Uno de los aportes más importantes provino de Svensson (1997), afirmando que la eliminación del sesgo inflacionario, sin pérdida de flexibilidad (y estabilización), puede lograrse cuando un Banco Central le apunta a una minimización de su función de pérdida sujeto a una meta explícita. Al final, diría Svensson, establecer un objetivo explícito de inflación es una forma de *importar* credibilidad.

Así mismo, hay un relativo consenso en que hay ciertos arreglos institucionales que tienden a propiciar un escenario de mayor credibilidad como por ejemplo:

Un compromiso institucional materializado en la autonomía de un Banco Central, tasa de cambio flexible, un objetivo de claramente identificado y asumido, instrumentos eficaces, flexibilidad en la instrumentación, órganos de decisión y ejecución del Banco Central con alto grado de especialización y conocimiento técnico, y transparencia (que incluye rendición de cuentas y política integral de

comunicación). No es coincidencia que este marco para la credibilidad corresponda con el esquema de política monetaria de 'inflation targeting' [Parfraseo de (Rubli, 2004, pp. 88–96)].

Será en el contexto del esquema de inflación objetivo que este documento indague por la credibilidad. Según Walsh (1999), más allá del éxito de los esquemas de inflación objetivo en los distintos países que lo han adoptado desde la década de 1990 (30 en la actualidad), han aparecido nuevos temas de discusión entre académicos y banqueros centrales; por un lado, “la necesidad de solucionar problemas de credibilidad que aparecen cuando la política es guiada bajo discreción [y por otro](...) el rol de los objetivos de inflación (...) guiando los instrumentos de la política monetaria” (1999, p. 282). Así mismo, surgen distintas interpretaciones de la estrategia, en el sentido de si se trata de objetivo de inflación (Bernanke & Mishkin, 1997) u objetivo de función de política (Svensson).

Independientemente de ello, lo cierto es que hay una meta explícita, y las actuaciones del Banco Central no responden a variaciones de la inflación observada sino a variaciones en las expectativas de inflación, dado el rezago con que actúa la política monetaria. Esto plantea, tal como señala Svensson, que los pronósticos de inflación se convierten en una meta intermedia, y las expectativas de inflación en la variable de seguimiento¹. Aunque pocas veces mencionado, esto deja a la luz una característica de los esquemas de inflación objetivo: no solo proveen disciplina (y cierto grado de discrecionalidad) a la política monetaria, sino que también “mejoran la comunicación entre los *policy makers* y el público” (Demir & Yigit, 2008, p. 249) a través de los procesos de anuncios y formación de expectativas respectivamente, donde un elemento clave vuelve a ser la credibilidad.

Aquí surge el primer aspecto de evaluación, ya bastante abordado por los bancos centrales, y es que no existe una única medición de las expectativas de inflación, debido a que todas las diferentes aproximaciones con que se cuenta en la actualidad, presentan

¹ Esto plantea una nueva discusión, que no pretende tratarse en este trabajo, sobre si el rol del Banco Central es actuar dependiendo de las señales que le den las expectativas, o si deben ser las expectativas las que se comporten de acuerdo a las señales que emita el Banco Central.

falencias que de entrada limitan el estudio de las mismas. En el siguiente capítulo se presentan algunas aproximaciones en el caso colombiano.

De otra parte, siguiendo a Svensson ((1997), (1998) & (2000)) en su consideración de que el Banco Central debe tener como objetivo una función de política, afirma que en realidad la autoridad, más allá de una meta de inflación, persigue implícitamente (de forma adicional o complementaria) metas de reducción de volatilidad de variables reales como el producto. Esto sin duda coincide con la formulación neokeynesiana en el sentido de que el control de la inflación en si mi mismo es una reducción de la brecha del producto, es decir, limitar la amplitud de los ciclos económicos para mantener la inflación no solo baja, sino (sobre todo) estable. Así pues, no parece desatinado (y de hecho implícitamente la política monetaria vigente en gran parte de los países con esquemas de inflación objetivo lo hace), pensar que el objetivo de la autoridad monetaria sea la reducción de la volatilidad, esto mediante el anuncio de una meta inflacionaria explícita que empiece por anclar las percepciones de los agentes económicos. El concepto de credibilidad, aparecería en este contexto como el grado de anclaje de expectativas, implicando por lo tanto, una relación positiva entre ésta y la variabilidad de las expectativas.

Y empieza a aparecer un poco menos clara la diferencia entre la función de pérdida del Banco Central y la del público. En la literatura, generalmente se asume que la función de pérdida social es de la forma

$$L_t^s = \frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\omega x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2)$$

Donde x es la brecha del producto, π la inflación y ω el peso que la sociedad le da al objetivo de producto. Así, la función de pérdida social depende de las expectativas del comportamiento futuro de la variabilidad de la brecha del producto y de la inflación. De otro lado, el objetivo del Banco Central vendría siendo en realidad, minimizar la volatilidad de la inflación, la brecha del producto y los cambios en la tasa de interés.

$$\min E(L_t) = Var(\pi_t - \pi^*) + \theta Var(y_t) + \phi Var(i_t)$$

De los dos primeros, se tiene la literatura aplicada de la síntesis neokeynesiana, en particular el trabajo de Clarida, Galí & Gertler (1999), del que se desprende toda la

generación de modelos dinámicos y estocásticos de equilibrio general basados en la curva IS, la curva de Phillips y la regla de Taylor, donde uno de los fundamentos es que existen unos niveles de largo plazo de las variables hacia los cuales convergen, pero que hay desviaciones temporales de ellos. En particular, y denotando la ecuación previa, la regla de Taylor es una aproximación cuantitativa de la forma como debería actuar el Banco Central (en términos de fijar una tasa de interés) ante desviaciones del producto y la inflación de sus respectivos niveles de largo plazo.

Es sobre el tercer término que existen pocas referencias. Dotsey (1987) asume que el Banco Central tiene un objetivo monetario de corto plazo que es la variabilidad de la tasa interbancaria. Aunque este concepto era más común en esquemas de seguimiento de agregados monetarios, lo cierto es que no está del todo ausente en Inflación Objetivo, puesto que en éste, la tasa de interés viene a ser la meta intermedia y es a través de los procesos de subasta y otros mecanismos de control de liquidez al sistema que se busca mantener un nivel de tasa de interés. Por lo anterior, es correcto afirmar por ejemplo para Colombia, que un objetivo implícito es la tasa de interés y en particular, su menor volatilidad, lo cual, según la hipótesis de este trabajo, depende de la credibilidad de la autoridad monetaria, lo cual se constatará en el capítulo cuarto y a su vez, contribuirá, según el trabajo de Geraats (2002, p. F552) a la transparencia de las políticas que se tomen.

Adicionalmente, Neuenkirch & Tillmann (2014) consideran que el Banco Central no solo reacciona a cambios en las variables tradicionales, sino a pérdidas de credibilidad; y esa reacción no es lineal, por lo que las reglas de Taylor deben reflejar ese aspecto.

De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009) midieron el impacto de la credibilidad (usando algunos índices calculados a partir de desviaciones de expectativas respecto a la meta del Banco Central de Brasil) en la volatilidad de las tasas de interés. El argumento –que también se utilizará en este trabajo– es que una política monetaria creíble implica menor esfuerzo de la autoridad monetaria para lograr el objetivo inflacionario, es decir, sólo anuncios (más que el movimiento de tasas en sí) bastan para guiar la política monetaria. Partiendo de este resultado, De Mendonça & Da Silva Lima

(2011) prueban la relación positiva entre credibilidad e inversión, dado que el anclaje de expectativas y la menor volatilidad de tasas de interés favorece la confianza inversora.

La credibilidad entonces, si se entiende cuantitativamente como función de la diferencia entre las expectativas y los anuncios, es un *objetivo* para el Banco Central, un *resultado* de sus acciones y también un *insumo* para el público al momento de formar nuevamente (retroalimentar) sus expectativas. Como señala Rubli, la formación de expectativas depende no de una credibilidad ‘absoluta’ sino del “grado de credibilidad que se otorga a: a) la política en sí; b) la capacidad de la autoridad que la instrumentará; c) el anuncio que se efectúa de dicha política; y d) el sostener el compromiso de llevar a cabo lo prometido” (Rubli, 2004, p. 83) de manera que aquí se está haciendo una enorme simplificación.

Pierdzioch (2013) considera creíble un esquema de inflación objetivo si hay una reducción de la persistencia de la inflación y un desligamiento de las expectativas de largo plazo y la dinámica inflacionaria, mientras que Pinto (2009) cree que la credibilidad está asociada a una reducción en el trade-off entre producto e inflación.

Caldas & Tavares (2014), aunque coinciden con la literatura en señalar que mayor credibilidad implica para el banquero central la menor frecuencia en movimientos de la tasa de interés para controlar la inflación (y mayor eficiencia de políticas contracíclicas), pero también consideran que mayor credibilidad puede tener un efecto perverso al estimular la formación de burbujas crediticias, en mercados de activos y la toma de riesgos (canal de riesgo de la política monetaria que tras la crisis financiera internacional empezó a ser estudiada por Gambacorta, Borio y Zhu, Altunbas, entre otros). La presencia de estos aspectos positivos y negativos constituye lo que en la literatura se conoce como la paradoja de la credibilidad.

Ahora bien, los recientes estudios para determinar el grado de credibilidad, han optado por avanzar en el tema de anclaje de expectativas, por considerar que éste último es una condición necesaria de un esquema creíble (y también una evidencia de éste). No obstante, identificar una situación de anclaje o desanclaje presenta tantos o mayores retos, empezando por su definición conceptual. Algunos trabajos, como el de Nautz & Strohsal (2015) siguen la línea que considera que las expectativas de inflación están bien

ancladas si éstas no se ven afectadas por choques de corto plazo como por ejemplo las noticias económicas diarias y las sorpresas en la evolución de las variables.

Entidades como el Banco de Inglaterra y el Banco Central Europeo han señalado que hay anclaje cuando las expectativas inflacionarias están a una distancia lo suficientemente pequeña de la meta de inflación explícitamente anunciada por el Banco Central; no obstante, no se tiene una cuantificación de lo que debería ser esa “distancia pequeña”. Otros trabajos asimilan el anclaje como la insensibilidad de las expectativas ante las noticias económicas o sorpresas en las variables macro (Galati & otros (2011)). Algunos trabajos la entienden como la invariabilidad de las expectativas de largo plazo ante cambios en las de corto plazo.

Por otra parte, Strohsal & Winkelmann (2015) asumen que el anclaje es directamente proporcional a la velocidad de regresión de las expectativas a la media. Proponen un modelo ESTAR, en que las variables de interés (inflación y expectativas) se trabajan en niveles ya que asumen que tienen persistencia local y estacionariedad global. No obstante, el resultado es un valor estimado para un periodo de referencia, por lo que resulta imposible analizar la dinámica que ha tenido esa velocidad de convergencia.

Kumar y otros (2015) analizan el tema desde otro punto de vista: el proceso de fijación de precios de las firmas. Para ello, realizan un análisis microeconómico basado en encuestas a un gran número de firmas, para determinar en qué grado la fijación de precios que éstas hacen, tienen en cuenta la meta anunciada por el Banco Central.

1.1 Medición de la Credibilidad

Tanto académicos como banqueros centrales consideran que la credibilidad es muy importante, pero su forma de abordar su estudio es distinta, debido a que como pone de presente Blinder (2000, p. 1422), los primeros lo miran desde un punto teórico y ésta viene altamente influenciada por un fundamento más o menos homogéneo alrededor del mundo; los segundos lo miran desde un punto de vista ‘práctico’ y responden a contextos y particularidades de cada país. Una encuesta cualitativa de Blinder reveló que en EEUU, hay cierta mayor propensión de los banqueros centrales a darle importancia a la credibilidad, que entre los economistas (académicos consultados).

En el tercer capítulo de este documento se presentan los ejercicios que tratan de cuantificar la credibilidad de la política monetaria. Estos son aplicaciones de diversos trabajos de la literatura sobre el tema, pero que a grandes rasgos se dividen en dos formas de abordar cuantitativamente el concepto:

- La credibilidad como desviación de las expectativas respecto a la meta anunciada: en este caso, la credibilidad (que en gran parte del documento se denotará como λ), será igual a una función predefinida, cuyo rango es el intervalo $[0,1]$. En general, para todas las mediciones se buscará cuantificarla en este intervalo, asumiendo que 1 es perfecta o plena y 0 es nula credibilidad. Para esta sección se sigue el trabajo de Doğan y Bozdemir (2014) que presenta un resumen bastante completo de los indicadores utilizados a partir de la propia revisión de literatura de estos autores y su aplicación para Turquía; entre otros tienen en cuenta los documentos de Cecchetti & Krause (2002), De Mendonça (2007), De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009), Nahon & Meuer (2009), De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009); también se consultó un trabajo de actualización de Levieuge, Lucotte & Ringued (2015) que buscan proponer un nuevo indicador.
- Por otro lado, una serie de documentos que asocian la credibilidad con el grado de anclaje y la formación de expectativas, se basan fundamentalmente en la premisa de Bomfin & Rudebusch (2000), de que las expectativas son un promedio ponderado entre la meta de inflación y la inflación observada ($\pi^e = \lambda\pi^* + (1 - \lambda)\pi$). Así pues, la cuantificación se basa en estimación de modelos econométricos a diferencia de cálculos como en el grupo anterior, lo que plantea nuevos retos pero igualmente avances en la medición.

Antes de contextualizar y desarrollar a profundidad la parte cuantitativa, el siguiente capítulo presenta una revisión de las variables a utilizar y su evolución en el caso colombiano, así como una breve discusión de las características de las variables desde el punto de vista económico y econométrico.

2.Colombia: Hechos estilizados y la materia prima para la construcción de indicadores de credibilidad

Con la declaración constitucional de la independencia del Banco de la República se fijó como objetivo principal de la política monetaria el mantenimiento de la capacidad adquisitiva de la moneda, y mediante la Ley 31 de 1992, se estableció que sería mediante la adopción de metas de inflación el mecanismo cómo se lograría cumplir con ello.

No obstante, la entrada en rigor de todos los elementos que constituyen un marco de lo que se conoce como la estrategia de Inflación Objetivo, empezó a darse sólo hasta el nuevo siglo, no sólo tras el abandono de las bandas cambiarias, sino también las mejoras en comunicación al público, medición de expectativas y *operatividad del Banco Central orientada hacia el futuro* (Gómez, 2006). Aquí se empezó a dar un rápido proceso de desinflación, al pasar de inflación anual de dos dígitos a niveles de 5% aproximadamente² en la primera década de este siglo.

2.1 Inflación

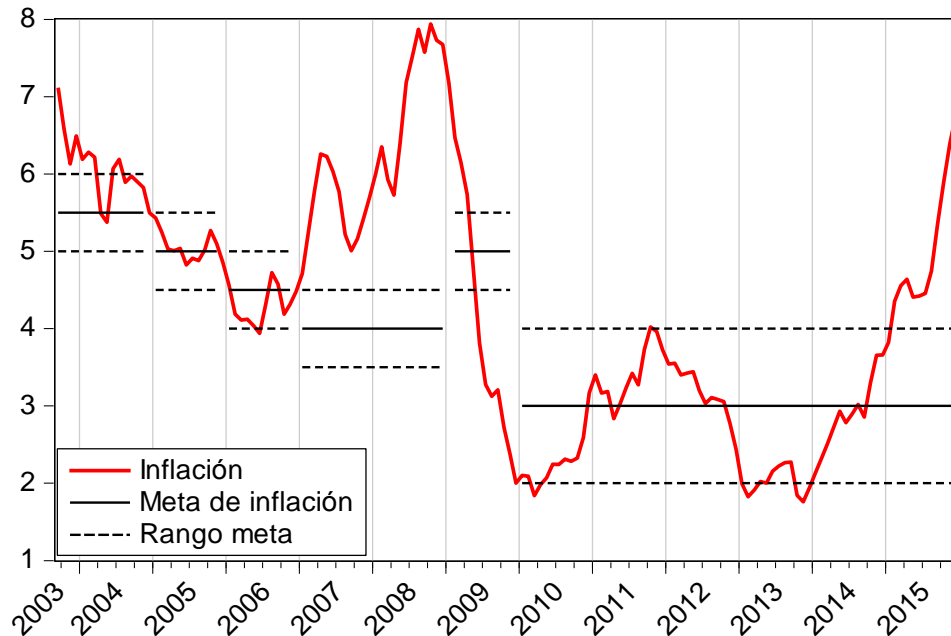
Un evidente periodo de desinflación guiado por metas sucesivamente más bajas (con miras a alcanzar el rango de largo plazo de 2 – 4%) fue el que se dio entre 2003 y 2006 como se ilustra en la Gráfica 2-1. Entonces, sobrevino una marcada turbulencia debido a eventos internos y externos: choque en precios de alimentos por factores climáticos en 2007 (+), crisis financiera internacional 2007-2009 (-) y un efecto caída en precios de

² Ya en la primera década tras la independencia del Banco de la República se había dado un proceso de desinflación (se pasó de niveles de 30% anual a 10%), pero éste había sido turbulento y costoso, y terminó siendo más permanente con el choque de la crisis de final de siglo.

commodities 2014-presente (-). Tras una eficaz política contracíclica, la inflación entró en un periodo de relativa estabilidad, ubicándose por un periodo de casi 5 años (2009-2014) dentro del rango meta de largo plazo, cuya permanencia se empezó a ver amenazada con la consolidación de una tendencia alcista iniciada desde 2014 y que llevó a un desborde por encima del 4% desde principios de 2015, tras la combinación de un elevado *pass-through* cambiario y un choque negativo en los precios de los alimentos debido a factores climáticos.

Gráfica 2-1: Inflación al Consumidor

(Porcentaje de variación interanual del IPC)



Fuente: DANE y Banco de la República.

En términos econométricos, la inflación en Colombia y en especial para este periodo (aunque muchos trabajos lo corroboran para lapsos más cortos o más largos) se caracteriza por ser una variable $I(1)$, contrario a lo que algunas vertientes teóricas esperarían. Esto implica que, desde el punto de vista econométrico, los choques tienden a tener un efecto permanente (o cuando menos, tardan mucho tiempo en diluirse). Pruebas puntuales, como Dickey-Fuller (simple y aumentada como se muestra en el cuadro 2-1) dan prueba de ello, así como en varios trabajos empíricos como los de González, Jalil & Romero (2010), Huertas, González & Ruiz (2015) y Vargas (2016), o no llegan a resultados concluyentes como el de Echavarría, López y Misas (2010).

Cuadro 2-1: Prueba de raíz unitaria para la Inflación

Null Hypothesis: PI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.465786 | 0.5121 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.580897 | |
| 5% level | -1.943027 | |
| 10% level | -1.615260 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2.2 Expectativas de inflación

Tan importantes son las expectativas para la política monetaria, que puede decirse que su efectividad depende en gran medida de ellas, puesto que están presentes directa e indirectamente en los diferentes mecanismos de transmisión. Sin embargo, no existe una medición exacta, por la dificultad que ello plantea. En Colombia, se cuenta con varias variables construidas que permiten una aproximación lo más realista posible, pero que no por ello escapan a las críticas por sus elementos metodológicos de construcción. El Banco de la República realiza dos encuestas: i) la Encuesta Mensual, que se viene realizando desde septiembre de 2003, indaga entre analistas (principalmente del sector financiero) la inflación esperada a un mes, fin de año, doce meses y más recientemente (desde 2015) a 24 meses y a fin del año siguiente (también pregunta por tasa de intervención y tasa de cambio esperadas); ii) la Encuesta Trimestral, que se viene realizando desde el primer trimestre de 2000, amplía la muestra de encuestados a empresarios de distintos sectores económicos y sindicatos, indagando por la perspectiva de inflación para los próximos 4 trimestres (también pregunta por temas de liquidez, tasas de interés, producción, salarios, entre otros).

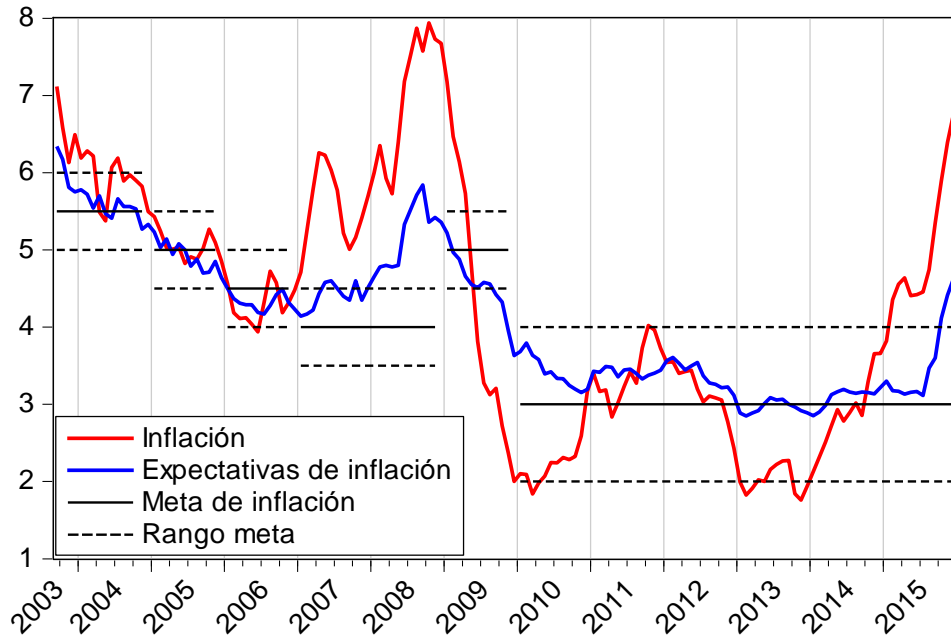
Desde luego que la encuesta trimestral abarca un lapso mayor y es más representativa del ideal de expectativa, por cuanto incluye un grupo más amplio y heterogéneo y se acerca a lo que serían las expectativas de inflación del *público*. Sin embargo, la encuesta mensual tiene a su favor la periodicidad que maneja, y aunque se critica que sólo tenga en cuenta la opinión de analistas especializados, en general suele afirmarse que las expectativas de la sociedad suelen estar guiadas a su vez por estas expectativas de los

líderes de opinión, que serían en este caso los analistas consultados. Para este trabajo, se asumirá como fuente la Encuesta Mensual, y la expectativa de inflación corresponderá al promedio simple de la inflación esperada a doce meses (salvo en alguna sección particular, donde se hará una comparación con otras mediciones de expectativas, pero será excepcionalmente y se indicará de forma explícita, puesto que el trabajo se haría innecesariamente extenso en ese proceso comparativo de los distintos resultados). El periodo considerado es de septiembre de 2003 hasta diciembre de 2015.

Las expectativas son más rígidas que la inflación (Gráfico 2-2), indicio de que hay cierto grado de anclaje, aunque en general tienden a seguir tendencias similares, lo que muestra que el anclaje no es total ya que la formación de expectativas tiende a estar también indexada a la inflación.

Gráfica 2-2: Expectativas de Inflación a doce meses

(Porcentaje de inflación esperada por analistas a doce meses)



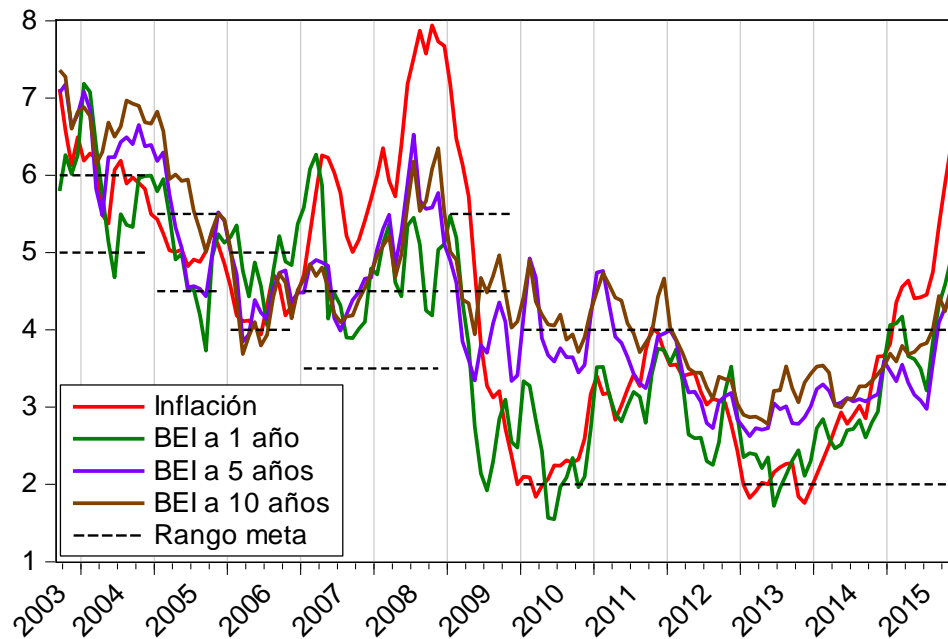
Fuente: Banco de la República.

Otras medidas usualmente utilizadas son las derivadas del rendimiento de los bonos del gobierno, lo que se conoce en la literatura como el *Break-Even Inflation (BEI)* y que se ilustran en la Gráfica 2-3 para varios horizontes temporales. Básicamente se establece que para un par de títulos de deuda del gobierno, de igual horizonte de maduración, pero

uno con una tasa de rendimiento en pesos y otra indexada a la UVR, ese diferencial (suponiendo igual grado de liquidez de los títulos) obedece a la inflación esperada a dicho horizonte temporal. En teoría sería una buena aproximación, salvo que en la realidad no se satisface el supuesto de igual grado de liquidez, ni se tiene en cuenta lo que se conoce como la prima de riesgo inflacionario (asociada al grado de incertidumbre sobre la probabilidad de un desborde de la inflación).

Gráfica 2-3: Expectativas de Inflación derivadas de títulos de deuda pública

(Porcentaje de inflación esperada)



Fuente: Banco de la República. Cálculos del autor.

Una buena parte de la literatura reciente ha empleado las Forward BEI (FBEI) que son indagadas por las expectativas de inflación que tendrían los agentes en j periodos sobre la inflación k periodos adelante (en este caso se tendría las $F_j BEI_k$). Estas permiten suavizar el comportamiento de las BEI, no obstante, intrínsecamente siguen teniendo el inconveniente de estar 'contaminadas' por aspectos de liquidez (que en el caso colombiano puede llegar a ser problemático). No obstante, con el adecuado tratamiento de las series, pueden ser (y han sido en numerosos trabajos) un buen insumo para determinar las expectativas de largo plazo, pero que por extensión no se abordará en este trabajo.

Pese a sus inconvenientes, es una medida frecuentemente utilizada ya que es la única disponible para conocer expectativas de inflación a plazos mayores a 2 años (aunque no son comparables con las expectativas tomadas de encuestas). En general, las expectativas de inflación tomadas a partir de encuestas suelen ser menos volátiles que las extraídas del BEI, ya que esta última técnica incluye los factores adicionales mencionados antes (además que por su naturaleza asociada al mercado de valores, son más sensibles a los choques de muy corto plazo).

Por último, también hay estudios que toman los pronósticos del Banco Central como aproximación a las expectativas de inflación, lo que en principio no tendría problema, dado que suelen ser un orientador de las perspectivas de inflación incluso mejores que la misma meta, pero desde un punto de vista teórico y metodológico la variable de interés se refiere a expectativas del público, no a expectativas del banquero central. Por eso se omite en este trabajo hacerle seguimiento a la evolución de los pronósticos del Banco de la República.

Cuadro 2-2: Estadísticas descriptivas de las Expectativas de Inflación

| | Inflación | Expectativas (Encuesta mensual) | BEI a 1 año | BEI a 5 años | BEI a 10 años |
|-----------------------|-----------|------------------------------------|-------------|--------------|---------------|
| Promedio | 4.294773 | 4.112984 | 3.911993 | 4.294153 | 4.526604 |
| Mediana | 4.249750 | 4.170000 | 3.826646 | 4.122338 | 4.372380 |
| Máximo | 7.939700 | 6.340000 | 7.185483 | 7.174665 | 7.360645 |
| Mínimo | 1.760203 | 2.848438 | 1.548992 | 2.624099 | 2.781881 |
| Desviación est. | 1.634678 | 0.918854 | 1.337818 | 1.159722 | 1.136070 |
| Asimetría | 0.252234 | 0.398499 | 0.219086 | 0.672809 | 0.727308 |
| Curtosis | 2.058820 | 1.959616 | 2.009088 | 2.577266 | 2.681236 |
| Jarque-Bera | 7.031894 | 10.59190 | 7.239053 | 12.26792 | 13.67471 |
| Probabilidad | 0.029720 | 0.005012 | 0.026795 | 0.002168 | 0.001073 |
| Sum | 635.6265 | 608.7216 | 578.9749 | 635.5346 | 669.9374 |
| Sum Sq. Dev. | 392.8095 | 124.1110 | 263.0943 | 197.7085 | 189.7264 |
| No. Observaciones | 148 | 148 | 148 | 148 | 148 |
| P Valor Prueba ADF | 0.5121 | 0.2117 | 0.0609 | 0.0103 | 0.0948 |

En general, todas las variables son I(1), salvo las expectativas del BEI a un horizonte de 5 años (aunque la serie tiene una tendencia determinística). Aunque se observa que el

mayor grupo de series estacionarias se encuentra en aquellas medidas de expectativas derivadas de rendimientos de títulos de deuda.

El hecho que las variables no sean estacionarias tiene dos implicaciones: i) los choques tienen un efecto permanente; ii) es necesario hacer pruebas de cointegración para verificar si existen relaciones de largo plazo entre las variables.

3. Medición de la Credibilidad

Antes de discutir y presentar las diferentes aproximaciones metodológicas para la medición de credibilidad, que en adelante se denotará como λ , es necesario señalar que al ser una variable cualitativa, no tiene una escala nominal sino ordinal, que se define dentro de un rango acotado entre 0 y 1, donde 0 significa ausencia o nula credibilidad mientras 1 es plena o total credibilidad. Dentro de las aproximaciones metodológicas asociadas al cálculo de la credibilidad, un grupo de éstos estimadores supone de entrada funciones acotadas a este rango entre 0 y 1 mientras que otros buscan estimar la credibilidad como un parámetro, lo que hace que a no ser que los modelos utilizados sean estables, exista la posibilidad de que la misma esté por fuera del rango.

3.1 Credibilidad medida como desviación de las expectativas respecto a la meta

Una primera aproximación a la medición de credibilidad, más intuitiva e inicialmente desarrollada en la literatura, la especifica como la diferencia entre las expectativas y los anuncios hechos por la autoridad monetaria. Cuantitativamente, esto implica que es una función de $\pi_t^e - \bar{\pi}_t$.

Siguiendo el resumen de indicadores que presentan Doğan y Bozdemir (2014), y teniendo en cuenta que: $\bar{\pi}_t$ es la meta anunciada con un rango meta entre $\bar{\pi}_t^{min}$ y $\bar{\pi}_t^{max}$, π_t^e inflación esperada en t para t+12 obtenida de la Encuesta Mensual, π^{tol} es un nivel máximo de inflación a partir del cual la credibilidad en el cumplimiento de la meta por parte del Banco Central es nula.. Se consideraron los siguientes índices de credibilidad para el caso colombiano:

Índice de Cecchetti & Krause (2002): hay credibilidad plena cuando las expectativas son inferiores a la meta anunciada (no hay un límite inferior en el dominio para π_t^e), de

otra forma, decrece (linealmente) y es nula cuando la inflación que se espera supera las expectativas sobrepasan un umbral de máxima tolerancia por parte del público.

$$IC_t^{CK} = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_t^e \leq \bar{\pi}_t \\ 1 - \frac{1}{\pi^{tol} - \bar{\pi}_t} (\pi_t^e - \bar{\pi}_t) & \text{si } \bar{\pi}_t < \pi_t^e < \pi^{tol} \\ 0 & \text{si } \pi_t^e \geq \pi^{tol} \end{cases} \quad (3-1)$$

Índice de De Mendonça (2007): hay credibilidad mientras las expectativas estén dentro del rango meta anunciado (excepcionalmente la credibilidad es perfecta cuando coincide con la meta puntual) y por el contrario, es nula cuando éstas están fuera del rango meta.

$$IC_t^{DM} = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_t^e = \bar{\pi}_t \\ 1 - \frac{1}{\pi^* - \bar{\pi}_t} |\pi_t^e - \bar{\pi}_t| & \text{si } \bar{\pi}_t^{min} < \pi_t^e < \bar{\pi}_t^{max} \\ 0 & \text{si } \pi_t^e \leq \bar{\pi}_t^{min} \text{ o } \pi_t^e \geq \bar{\pi}_t^{max} \end{cases} \quad (3-2)$$

Índice de De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009): más flexible que en el caso anterior, la credibilidad es plena si las expectativas están dentro del rango meta y nula si están por encima del umbral tolerable o por debajo de 0. En los demás casos hay credibilidad parcial.

$$IC_t^{DMGS} = \begin{cases} 1 & \text{si } \bar{\pi}_t^{min} \leq \pi_t^e \leq \bar{\pi}_t^{max} \\ 1 - \frac{1}{\pi^{tol} - \bar{\pi}_t^{max}} |\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{max}| & \text{si } \bar{\pi}_t^{max} \leq \pi_t^e \leq \pi^{tol} \\ 1 - \frac{1}{-\bar{\pi}_t^{min}} |\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{min}| & \text{si } 0 \leq \pi_t^e \leq \bar{\pi}_t^{min} \\ 0 & \text{si } \pi_t^e \leq 0 \text{ o } \pi_t^e \geq \pi^{tol} \end{cases} \quad (3-3)$$

En la gráfica 3-1, para este índice y para el de Cecchetti & Krause (2002), se muestra la credibilidad calculada para distintos valores de π^{tol} . Altos valores de este parámetro corresponden a color más oscuro de la línea (y tienden a credibilidad plena), mientras que baja tolerancia a la inflación (valores cercanos a 4%, límite superior del rango meta) generan mayor dispersión y están representados con las líneas de color más claro.

Índice de Nahon & Meuer (2009): hay perfecta credibilidad siempre que las expectativas no superen el límite superior del rango meta. Empieza a decrecer asintóticamente partir de este punto.

$$IC_t^{NM} = \begin{cases} \frac{\bar{\pi}_t^{max}}{\pi_t^e} & \text{si } \pi_t^e > \bar{\pi}_t^{max} \\ 1 & \text{si } \pi_t^e \leq \bar{\pi}_t^{max} \end{cases} \quad (3-4)$$

Doğan y Bozdemir (2014) proponen dos indicadores más: IC_{CVE} (que aumenta a tasa creciente y tiene forma cóncava) y IC_{CVX} (que aumenta a tasa decreciente y tiene forma convexa): en ambos casos, la credibilidad sólo es plena si las expectativas coinciden con

la meta puntual y nula si están por fuera del rango. Se diferencian en la forma como decrece a medida que π_t^e se aleja de π_t (pero siempre dentro del intervalo objetivo).

$$IC_t^{CVE} = \begin{cases} 1 - \left[\frac{\pi_t^e - \pi_t}{\bar{\pi}_t^{max} - \pi_t} \right]^2 & \text{si } \bar{\pi}_t^{min} \leq \pi_t \leq \bar{\pi}_t^{max} \\ 0 & \text{e. o. c.} \end{cases} \quad (3-5)$$

$$IC_t^{CVX} = \begin{cases} 1 - \sqrt{\frac{\pi_t^e - \pi_t}{\bar{\pi}_t^{max} - \pi_t}} & \text{si } \bar{\pi}_t^{min} \leq \pi_t \leq \bar{\pi}_t^{max} \\ 0 & \text{e. o. c.} \end{cases} \quad (3-6)$$

Hay otros tres indicadores, presentados por De Mendonça & De Guimarães e Souza (2009) basados en el concepto de reputación. Cuantitativamente, esta es definida como

$$R_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \bar{\pi}_t^{min} \leq \pi_t \leq \bar{\pi}_t^{max} \\ 1 - \frac{1}{\pi^{tol} - \bar{\pi}_t^{max}} |\pi_t - \bar{\pi}_t^{max}| & \text{si } \bar{\pi}_t^{max} \leq \pi_t \leq \pi^{tol} \\ 1 - \frac{1}{-\bar{\pi}_t^{min}} |\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{min}| & \text{si } 0 \leq \pi_t \leq \bar{\pi}_t^{min} \\ 0 & \text{si } \pi_t \leq 0 \text{ o } \pi_t \geq \pi^{tol} \end{cases} \quad (3-7)$$

Nótese que se trata del mismo IC^{DMGS} excepto porque se reemplaza la inflación esperada por la observada; lo que indica que la reputación se toma como una medida del desempeño del Banco Central en el cumplimiento de la meta. Ahora bien, los tres índices derivados son básicamente promedios (bajo distintas definiciones) de la reputación pasada:

$$IC_t^{Rep} = \begin{cases} IC_t^{AR} = \sum_{j=1}^t R_{j-1} / t & \text{promedio simple de la reputación} \\ IC_t^{WR} = \sum_{j=1}^t j * R_{j-1} / \sum_{j=1}^t j & \text{promedio ponderado de la reputación} \\ IC_t^{MAR} = \sum_{j=t-12}^{t-1} R_j / 12 & \text{promedio móvil de la reputación} \end{cases} \quad (3-8)$$

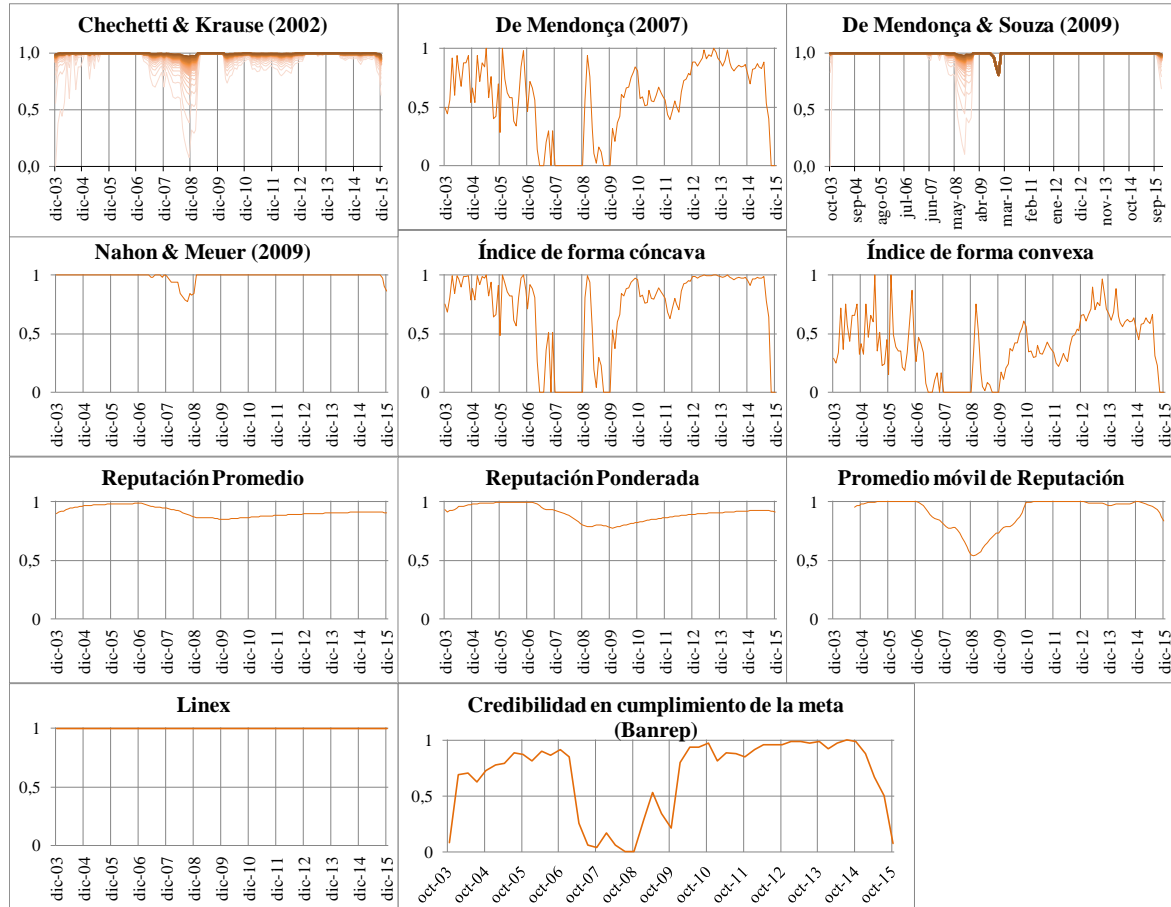
Finalmente, el indicador Linex presentado por Levieuge, Lucotte & Ringued (2015) (para el caso de un rango meta de inflación en el que estar por debajo del límite inferior también representa pérdida de credibilidad), se trata de un indicador muy similar a los anteriores, salvo que la credibilidad se va reduciendo más suavemente (y no linealmente) a medida que las expectativas se desvían del rango meta.

$$IC_t^{Linex} = \begin{cases} \frac{1}{\exp(\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{min}) - (\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{min})} & \text{si } \pi_t^e < \bar{\pi}_t^{min} \\ 1 & \text{si } \pi_t^e \in [\bar{\pi}_t^{min}, \bar{\pi}_t^{max}] \leq \pi^{tol} \\ \frac{1}{\exp(\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{max}) - (\pi_t^e - \bar{\pi}_t^{max})} & \text{si } \pi_t^e > \bar{\pi}_t^{max} \end{cases} \quad (3-9)$$

Para el caso colombiano los índices de credibilidad calculados se presentan en la siguiente gráfica que además contiene una gráfica del porcentaje de encuestados que creen que el Banco de la República cumplirá la meta de inflación, según la encuesta trimestral de expectativas. Se contrastan resultados utilizando promedio de la encuesta

de expectativas de inflación a doce meses entre analistas desde septiembre de 2003 y hasta diciembre de 2015.

Gráfica 3-1: Índices de credibilidad calculados para Colombia



— Expectativa de inflación = Promedio de la inflación esperada a 12 meses

Fuente: Banco de la República y DANE. Cálculos del autor.

Como se puede observar, en general todos muestran unos niveles de credibilidad que han sido altos con disminuciones en ocasiones de choques de oferta en su gran mayoría. Durante el episodio reciente, la presencia de los choques de alimentos y de transmisión de la devaluación a los precios finales ha generado que estos indicadores de credibilidad estén cayendo.

No obstante, el hecho que en la mayoría de casos se haya tenido una muy alta credibilidad incluso antes de alcanzar la meta de largo plazo en 2009 puede indicar que fue precisamente debido a ello que se tuvo un exitoso proceso de desinflación y convergencia a la meta.

De otra parte, quedan en evidencia las limitaciones de esta aproximación: la imposibilidad de presentar intervalos de confianza y realizar inferencia estadística que permitan evaluar la robustez de los resultados debido a que se trata de ecuaciones determinísticas, es lo que lleva a abordar otra perspectiva como la que se presenta en la sección 3.2.

Teniendo claro lo anterior, de momento pueden usarse estos resultados para mirar otros aspectos relacionados con la credibilidad. Por ejemplo, los índices de Cechetti y Krause, De Mendonça & Souza y Nahon & Meuer, se caracterizan por una fuerte inercia hacia la plena credibilidad. La credibilidad media en el periodo analizado está entre 0,95 y 0,99. Registran una alta persistencia (entre 0,80 y 0,90) y tienen una alta correlación negativa con la inflación así como con la tasa de interés de intervención. En general, siempre se han mantenido cercanos a la plena credibilidad, salvo en episodios muy particulares como el año 2008, un poco menos en la segunda mitad de 2009 y empieza a verse una caída en la segunda mitad de 2015. Vargas (2016) señala que en Colombia los periodos de desanclaje corresponden a 2004, 2007, 2008 y 2010, los cuales coinciden particularmente con los casos en que el índice de Cechetti & Krause ha tenido leves caídas.

Los índices de De Mendonça y los tipo Cóncavo y Convexo, son mucho más volátiles y han estado tanto en plena como en nula credibilidad. En los tres casos, la credibilidad promedio no supera 0,7 y la alta volatilidad hace que no puedan ser considerados seriamente como aproximaciones debido a que rompen con la definición de credibilidad como un activo o stock, y por lo tanto no tiende a tener tan grandes depreciaciones y apreciaciones. No obstante, tienen un importante grado de correlación negativo con la inflación, las expectativas y la tasa de intervención. Obviando las fluctuaciones, tienen un comportamiento muy similar al que registra la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco de la República a la pregunta sobre si los agentes creen que en el año actual se va a cumplir la meta.

Finalmente, los índices basados en reputación, muestran altos niveles de credibilidad (0,90), no obstante son muy inerciales y poco volátiles. Dejan en evidencia que el periodo 2007-2008 fue de deterioro de la credibilidad así como puede estar dando señales de

igual situación desde mediados de 2015. El índice *linex* no se considera debido a indica que ha habido plena credibilidad en todo el periodo de análisis.

Como aspectos finales a considerar de esta aproximación metodológica a la medición de la credibilidad, se destaca que todos los índices muestran correlación negativa con la inflación (salvo dos derivados de la reputación). Ello implica que tiempos de alta credibilidad suceden paralelamente con baja inflación, así como también bajas expectativas de inflación y bajos niveles de tasa de interés de intervención del Banco de la Republica. Sin que ello implique causalidad, se evidencia, como es de esperar, que la credibilidad es alta en periodos de inflación controlada.

Cuadro 3-1: Estadísticas descriptivas - Indicadores de credibilidad calculados

| | Indicadores de Credibilidad | | | | | | | | | |
|---------------------|-----------------------------|-------------|---------------|-------------|--------------|--------------|-------------|-------------|--------------|----------------|
| | IC_t^{CK} | IC_t^{DM} | IC_t^{DMGS} | IC_t^{NM} | IC_t^{CVE} | IC_t^{CVX} | IC_t^{AR} | IC_t^{WR} | IC_t^{MAR} | IC_t^{Linex} |
| Media | 0,952 | 0,550 | 0,985 | 0,987 | 0,691 | 0,381 | 0,915 | 0,903 | 0,910 | 1,000 |
| Mediana | 0,972 | 0,600 | 1,000 | 1,000 | 0,840 | 0,368 | 0,908 | 0,911 | 0,981 | 1,000 |
| Desv.estándar | 0,063 | 0,327 | 0,045 | 0,042 | 0,362 | 0,266 | 0,042 | 0,066 | 0,129 | 0,000 |
| Coef.variación | 0,066 | 0,594 | 0,046 | 0,043 | 0,524 | 0,696 | 0,046 | 0,073 | 0,142 | 0,000 |
| Persistencia | 0,903 | 0,845 | 0,822 | 0,896 | 0,868 | 0,764 | 0,982 | 0,988 | 0,994 | 0,811 |
| Corr. Inflación | -0,518 | -0,455 | -0,434 | -0,555 | -0,467 | -0,428 | 0,426 | 0,316 | -0,403 | -0,416 |
| Corr. Expectativas | -0,323 | -0,429 | -0,356 | -0,397 | -0,431 | -0,403 | 0,429 | 0,273 | -0,487 | -0,336 |
| Corr. Tasa Política | -0,465 | -0,482 | -0,417 | -0,521 | -0,514 | -0,429 | 0,503 | 0,349 | -0,395 | -0,395 |

Nota: Para estos cálculos se usó un nivel de índices IC_t^{CK} y IC_t^{DMGS} se usó un nivel de $\pi^{tol}=10\%$.

Fuente: Cálculos del autor.

3.2 Credibilidad medida como grado de anclaje a la meta en la formación de expectativas

Siguiendo la perspectiva de Bomfin & Rudebusch (2000), al principio de cada periodo el Banco Central anuncia un objetivo (π^*) y el sector privado la evalúa la posibilidad de que efectivamente la inflación (π_t) converja a este valor. Entonces, la credibilidad vendría siendo el grado de importancia que tiene ese pronunciamiento (sobre la meta) en la formación de expectativas a largo plazo de los agentes. En términos formales, esto significa que las expectativas de inflación se forman como una ponderación de la meta (π^*) y la inflación observada en el pasado (π_t),

$$\pi_t^e = \lambda\pi^* + (1 - \lambda)[B(L)\pi_{t-1}] \quad (3-10)$$

$$\pi^e = \lambda\pi^* + (1 - \lambda)\pi \quad (3-11)$$

En 3-10, $B(L)$ es un polinomio de rezago de la inflación, es decir, recoge toda la inflación observada de la inflación (así que en términos simples, puede reemplazarse $B(L)\pi_{t-1} = \pi_t$). Como se acepta como una relación de largo plazo, se suprimen los subíndices temporales y se llega a la ecuación 3-11. El parámetro $\lambda \in [0,1]$, mide el grado de anclaje de las expectativas a la meta anunciada (π^*) y por lo tanto sería la medición *proxy* de credibilidad. Si $\lambda = 1$, se dirá que hay credibilidad perfecta, en cuanto la inflación esperada coincida perfectamente con el anuncio de la autoridad monetaria, mientras que si $\lambda = 0$, hay nula credibilidad, ya que las expectativas son totalmente inerciales de la inflación observada.

3.2.1 ¿Hay credibilidad perfecta en Colombia?

La verificación cuantitativa de credibilidad perfecta para el caso de Colombia, siguiendo a Demertzis, Marcellino & Viegli (2012), requiere el planteamiento de un modelo tipo VAR entre la inflación observada y esperada y el cumplimiento de ciertas supuestos.

El modelo planteado es un VAR(2) de la siguiente forma³:

$$y_t = B_0 + B_1y_{t-1} + B_2y_{t-2} + e_t \quad (3-12)$$

Donde $y_t = [\pi_t \ \pi_t^e]'$. π_t es la inflación (variación doce meses del IPC) y π_t^e corresponde a la inflación esperada a un horizonte de doce meses según la Encuesta Mensual de Expectativas del Banco de la República (media de la inflación esperada por el grupo de analistas sondeados). La muestra corresponde a datos mensuales desde septiembre de 2003 hasta diciembre de 2015.

Escrito de otra forma, la ecuación a estimar es

$$\begin{pmatrix} \pi_t \\ \pi_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-1}^e \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3-13)$$

³ Anexo A contiene pruebas de identificación, estimación y validación del modelo.

Habría perfecta credibilidad si se satisfacen los siguientes supuestos. De acuerdo con los resultados de la estimación del VAR(2) y particularmente la prueba de causalidad en el sentido de Granger (presentados en el anexo A) se verificó para cada una:

1. Los rezagos de la inflación observada no afectan las expectativas, es decir, $c(L) = 0$. **NO SE CUMPLE**. [Prueba de causalidad de Granger]
2. Las expectativas de inflación están ancladas a una media, esto es, $c(L) = d(L) = 0$. **NO SE CUMPLE**.
3. La persistencia de la inflación tiende a decrecer a mayor credibilidad. **NO SE CUMPLE** (inspección inicial de correlograma, pero para una conclusión más exhaustiva, ver Gráfica 3-7 donde claramente se tiene que la persistencia ha estado por encima de 0,7).
4. No hay transmisión contemporánea de choques entre inflación y expectativas. **SÍ SE SATISFACE**. [No hay correlación estadísticamente significativa entre los errores estimados (residuales)].

La primera condición implica que el comportamiento pasado de la inflación no debería afectar las expectativas, ya que en perfecto anclaje las expectativas son exactamente igual al ancla nominal. No obstante esto no se satisface para Colombia, lo que ya se ha encontrado en otros trabajos como Gonzalez et. al (2010) y Huertas et. al (2015) donde se observa que la formación de expectativas sí tiene un componente de aprendizaje de la inflación pasada.

La segunda condición, implica que además de la anterior, también debe darse que las expectativas no dependen de su comportamiento pasado, ello es, ante eventuales desviaciones respecto del ancla nominal, esto sólo sucede en el momento del choque, pero inmediatamente se vuelve a esta. El resultado negativo de la condición 1 invalida la 2, no obstante, individualmente se encontró que los choques en las expectativas tienden a diluirse muy lentamente, lo que implica que el proceso de re-anclaje (en este esquema VAR muy simplificado) es gradual y puede tardar cerca de un año.

La tercera condición implica que en un ambiente de cada vez mayor credibilidad, la velocidad de convergencia de la inflación tiende a ser mayor. Ello no solo significa que los choques son transitorios, sino que son rápidamente superados. En la gráfica 3-7

puede verse que la persistencia ha disminuido aunque no consistentemente y ha tendido a aumentar en los dos últimos años.

Como el VAR es planteado en su forma reducida, es posible que en su forma estructural se diera que, por ejemplo, las expectativas dependan contemporáneamente de la inflación (y por lo tanto de sus choques). En la cuarta condición, lo que se plantea es que las variables no se afectan contemporáneamente, o lo que es igual, que la formulación estructural sea equivalente a la reducida⁴. De esta manera, en plena credibilidad las expectativas no reaccionarían contemporáneamente a los choques de inflación (y viceversa). Empíricamente, esto significa que si hay una sorpresa inflacionaria, esta no se transmite inmediatamente a las expectativas (ni en el futuro, si se cumplieran (1) y (2)).

Sample: 2003M11 2015M12
 Included observations: 146
 Balanced sample (listwise missing value deletion)

| Correlation t-Statistic | RESID01 | RESID02 |
|----------------------------|----------------------|-------------------|
| RESID01 | 1.000000 ----- | |
| RESID02 | 0.140775 1.706291 | 1.000000 ----- |

Un análisis de Impulso-Respuesta (ver anexo A) confirma lo anterior, puesto que choques en la inflación afectan a la misma variable y también a las expectativas, mientras que choques en expectativas sólo afectan a la misma variable. Además se encuentra que los choques inflacionarios generan una sobrerreacción en la misma variable que tarda casi 18 meses en diluirse, mientras que la respuesta en las expectativas tarda en transmitirse totalmente cerca de un año y tarda más tiempo en diluirse (20 meses). Por otra parte, un choque de expectativas inflacionarias (que no tiene efecto significativo sobre la inflación), pierde su efecto mucho más rápidamente (1 año). En otras palabras, no hay un efecto de las expectativas sobre la inflación, lo que significa básicamente que las expectativas no son un buen predictor inflacionario (las expectativas no se forman racionalmente). Por otra parte, de la descomposición de varianza se obtuvo

⁴ Si la correlación entre los términos de error es nula, la matriz de varianzas y covarianzas del VAR reducido es diagonal.

que la volatilidad de las expectativas, a mediano plazo (+ 24 meses) se debe en más de un 85% a la inflación.

Así, se encontró que las sorpresas inflacionarias no afectan contemporáneamente las expectativas (condición 4) pero definitivamente si las van a impactar a futuro (por rechazo en condición 1). Adicionalmente las expectativas dependen de su comportamiento pasado (por rechazo en condición 2) por lo que no están ancladas a un nivel fijo. Por todo esto, estadísticamente se rechaza la presencia de perfecta credibilidad de la política monetaria en Colombia ($\lambda \neq 1$), por lo que se hace necesario determinar por otros mecanismos, cuál es grado de credibilidad.

3.2.2 Hacia una cuantificación del grado de credibilidad

Partiendo del VAR(2) definido previamente, a largo plazo se tendría

$$\begin{aligned}\pi &= c_1 + a(L)\pi + b(L)\pi^e \\ \pi^e &= c_2 + c(L)\pi + d(L)\pi^e\end{aligned}\quad (3-14)$$

Despejando π^e de la segunda ecuación igualando cada término con la ecuación (2) se llega a

$$\lambda\pi^* = \frac{c_2}{1-d(L)} \quad ; \quad (1 - \lambda) = \frac{c(L)}{1-d(L)}$$

Luego, despejando las variables de interés

$$\lambda = 1 - \frac{c(L)}{1-d(L)} \quad (3-15)$$

$$\pi^* = \frac{1}{\lambda} \left(\frac{c_2}{1-d(L)} \right) \quad (3-16)$$

Las ecuaciones (3-15) y (3-16) serán fundamentales en el proceso que sigue, puesto que a partir de su definición se estimarán por modelos VAR los valores de la credibilidad (λ) y el nivel al que se anclan las expectativas del público (π^*), que puede no necesariamente ser igual al anuncio de meta central del Banco Central.

Reemplazando los valores de c_2 , $c(L)$ y $d(L)$ del VAR(2) estimado, se tiene que $\lambda = 0,485$ y $\pi^* = 3,66$. Ello implica que el grado de credibilidad (o fuerza del anclaje de las expectativas) en Colombia es ligeramente inferior al 50% (si se permite esta notación porcentual) entre septiembre de 2003 y diciembre de 2015. Así mismo, indica que el ancla nominal a la cual han tendido las expectativas es de 3,66%, levemente inferior al promedio de meta inflacionaria que se ha tenido durante igual periodo (3,85%), pero

dentro del rango meta de inflación de largo plazo⁵. Empíricamente, este resultado deja entrever, que si bien la fuerza atractora no es muy alta, sí ha habido éxito en el proceso de comunicación al lograr que el punto de convergencia se acerque a la meta deseada.

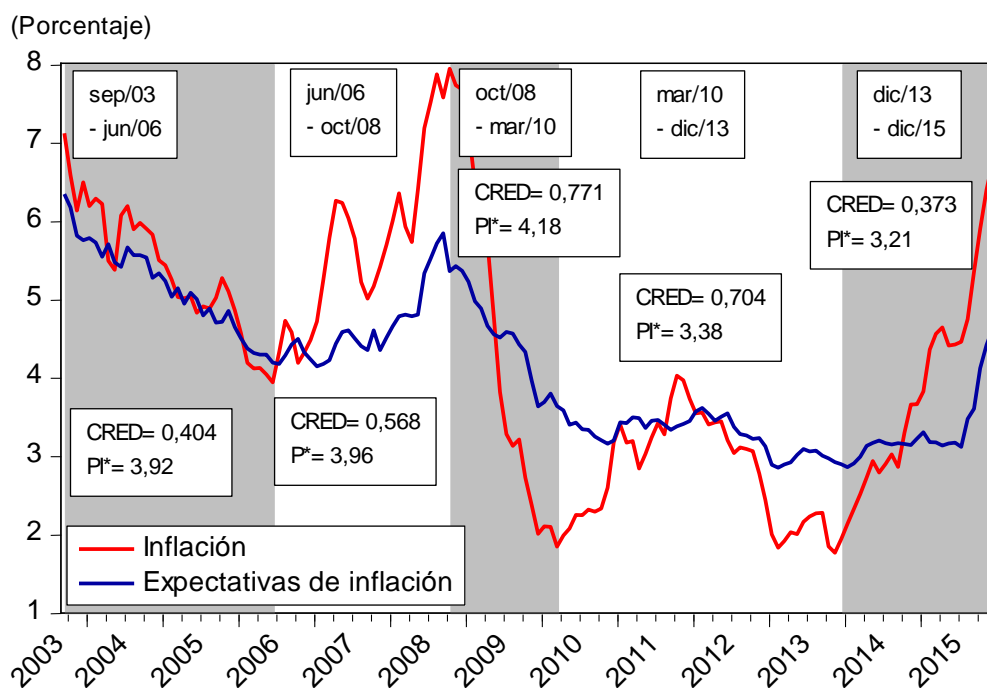
Siguiendo la metodología de Demertzis et al. (2012), el resultado anterior es útil pero no tiene en cuenta para el caso colombiano el hecho de que el lapso de tiempo considerado contiene periodos de desinflación. Para ello, se replica todo el ejercicio en dos ejercicios: 1) *rolling* para subperiodos de igual magnitud temporal de 36 meses; 2) estimación para cinco subperiodos predefinidos por considerar que tienen comportamientos comunes en la evolución de la inflación.

3.2.3 Evolución de la credibilidad a partir de estática comparativa

Con el fin de examinar cierta dinámica evolutiva en la credibilidad de la política monetaria, se replicó el ejercicio anterior en sub-periodos de la muestra, realizando para ello dos formas de evolución: i) dividiendo en 5 partes la muestra, con distintas amplitudes atendiendo a periodos en los que se ha evidenciado cierta uniformidad en el comportamiento de la variable de inflación; y ii) haciendo una estimación por *rolling* con una ventana móvil de 36 meses.

La división de la muestra se representa en la siguiente gráfica, donde claramente se identifican cinco subperiodos: i) Desinflación (2003M9-2006M6), tanto la inflación como las expectativas caen; ii) Presiones inflacionarias (2006M6-2008M10), ambas variables aumentan debido a un choque de alimentos; iii) Choque externo (2008M10-2010M3), el choque de la crisis financiera afectó negativamente la brecha del producto llevando así a una rápida desinflación; iv) Anclaje (2010M3-2013M12), se llegó a un periodo prolongado de inflación baja y estable dentro del rango meta anunciado por el Banco de la República; y, v) Desanclaje (2013M12-2015M12), tendencia alcista de la inflación acompañada, después de casi doce meses de iniciada el alza, de un aumento sostenido en las expectativas.

⁵ Como se describe en el anexo A, las pruebas sugieren que las variables se deben modelar como un VEC(1), pero se continuó con la modelación VAR(2) por las razones sustentadas en el anexo B. A modo de comparación, el VEC indica $\lambda = 0,429$ y $\pi^* = 3,86$.

Gráfica 3-2: Evolución de la credibilidad estimada por subperiodos

Fuente: Datos Banco de la República y DANE. Cálculos del autor.

Para el último periodo (dic/13 – dic/15) resultó devastador el choque inflacionario y la escalada en las expectativas a partir del segundo semestre de 2015. Si se hubieran suprimido las últimas seis observaciones (segundo semestre de 2015), la credibilidad hubiera sido de 0,923, la más alta de los subperiodos, mientras que la meta creíble hubiera sido de 3,10%, la más cercana a la anunciada por el Banco de la República. Luego, es evidente la magnitud del choque de los últimos seis meses de la muestra y de allí la importancia de hacer el ejercicio *rolling* de la sección siguiente.

Cuadro 3-2: Estadísticas y evolución de la credibilidad estimada por subperiodos

| | 2003M9-2006M6 | | 2006M6-2008M10 | | 2008M10-2010M3 | | 2010M3-2013M12 | | 2013M12-2015M12 | | 2003M9-2015M12 | |
|--------------------------|---------------|---------|----------------|---------|----------------|---------|----------------|---------|-----------------|---------|----------------|---------|
| | π | π^e | π | π^e | π | π^e | π | π^e | π | π^e | π | π^e |
| Media | 5,376 | 5,163 | 5,708 | 4,639 | 4,454 | 4,528 | 2,746 | 3,276 | 3,861 | 3,301 | 4,295 | 4,113 |
| Mediana | 5,320 | 5,185 | 5,730 | 4,500 | 3,545 | 4,555 | 2,805 | 3,334 | 3,660 | 3,160 | 4,250 | 4,170 |
| Desv. estándar | 0,806 | 0,566 | 1,129 | 0,474 | 2,246 | 0,605 | 0,668 | 0,225 | 1,316 | 0,444 | 1,634 | 0,919 |
| Coef. variación | 0,150 | 0,110 | 0,198 | 0,102 | 0,504 | 0,134 | 0,243 | 0,069 | 0,341 | 0,135 | 0,381 | 0,223 |
| Persistencia | 0,942 | 0,968 | 0,947 | 0,923 | 0,990 | 0,972 | 0,948 | 0,927 | 0,986 | 0,958 | 0,981 | 0,987 |
| Correlación | 0,956 | | 0,879 | | 0,947 | | 0,636 | | 0,854 | | 0,847 | |
| Rango (pb) | 317 | 215 | 400 | 170 | 610 | 179 | 226 | 79 | 483 | 178 | 618 | 349 |
| Cociente rango | 0,678 | | 0,425 | | 0,293 | | 0,348 | | 0,368 | | 0,565 | |
| λ : Credibilidad | 0,404 | | 0,568 | | 0,771 | | 0,704 | | 0,373 | | 0,485 | |
| π^* Meta creíble | 3,92 | | 3,96 | | 4,18 | | 3,38 | | 3,21 | | 3,66 | |
| π^A Meta Banrep | 5,00 | | 4,00 | | 5,00 | | 3,00 | | 3,00 | | 4,00 | |

En este caso, como se está estimando tanto la credibilidad (vista como fuerza de anclaje) y el ancla nominal, la interpretación de los resultados debe hacerse conjuntamente. De manera que es evidente que en el primer subperiodo (2003-2006) pese a que la credibilidad es relativamente baja, al tener un ancla nominal menor que la meta anunciada para esos años, se explica que paulatinamente las expectativas empezaron a converger (lentamente) hacia la meta de largo plazo.

El subperiodo 2006-2008 deja ver un aumento promedio de credibilidad al tiempo que el ancla nominal tuvo un leve incremento. En la gráfica 3-2 se observa que el movimiento alcista de la inflación no tuvo un efecto tan alto en magnitud sobre las expectativas, lo que explica una ligera mejora en credibilidad; no obstante, sí hubo un impacto por lo que el ancla nominal alcanzó a subir 4 pb (respecto al promedio del subperiodo anterior) pero por debajo de la meta anunciada por el Banco de la República para esos años.

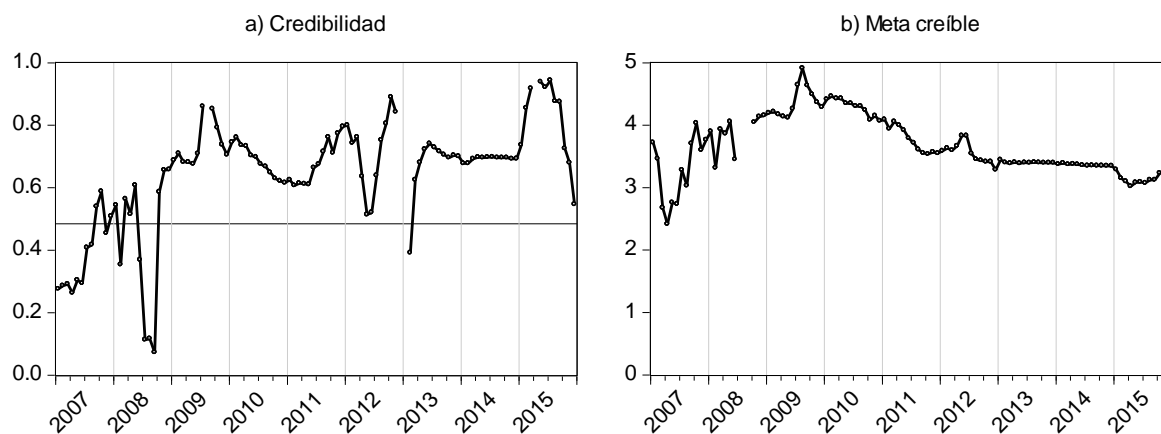
Entre octubre de 2008 y marzo de 2010, la inflación rebotó abruptamente a la baja, mientras las expectativas lo hicieron en una magnitud mucho más moderada. Ello explica la credibilidad al alza hasta lograr el dato más alto entre los subperiodos.

El intervalo que se reconoce como de anclaje (2010-2013) se observó una convergencia del ancla nominal (3,18%) a la meta de largo plazo (3%). Aunque aparentemente las expectativas hayan estado más estables, la credibilidad fue ligeramente menor que en los meses de turbulencia (2008-2009), esto debido a que entre oct/2008 y mar/2010 la inflación tuvo un rango de movimiento entre 7,94% y 1,84% (610 pb) y las expectativas lo tuvieron entre 5,42% y 3,63% (179pb), lo que implica una relación de 29%. El mismo ejercicio entre marzo/2010 y diciembre de 2013, muestra que la inflación tuvo un rango de movimiento de 226 pb (1,76% - 4,02%) y las expectativas de 79pb (2,85% - 3,63%), lo que implica una relación mayor de aproximadamente 35%. En otras palabras, si bien la inflación se ancló en un rango meta, las expectativas tuvieron movimientos que proporcionalmente pueden considerarse altos.

De otra parte, un ejercicio de rolling (amplitud de 36 meses, por lo que sólo se tienen estimaciones a partir de 2007⁶) da como resultado esta primera aproximación a una evolución temporal de la credibilidad y la meta a la cual se están atando las expectativas (meta creíble o ancla nominal)⁷.

Gráfica 3-3: Credibilidad y Meta creíble estimadas por *rolling*

(Rolling ventana de 36 meses)



Al menos en los últimos siete años, la credibilidad siempre se ha ubicado por encima del valor calculado en la primera sección (0,485). Esto se explica porque los datos que llevaron la credibilidad global a la baja fueron los de los primeros años (2003-2006) que este caso se pierden como grados de libertad. Es importante destacar del panel a) de la Gráfica 3-3 una relativa conquista de credibilidad por encima de 0,60 a partir de 2009, año en que precisamente la inflación cae después de desbordar la meta en 2008 y se mantiene en el rango de largo plazo (2% - 4%). Del panel b) es evidente, pero desde 2010, una consistente convergencia del ancla nominal hacia la meta de largo plazo. En síntesis, se trata de un proceso de mejoras en credibilidad orientada hacia la convergencia de los anuncios del Banco de la República.

⁶ La estimación de credibilidad y meta creíble mostrada en t corresponde a la del modelo estimado con el rango de datos $[X_{t-35}, X_t]$.

⁷ Los espacios en la gráfica corresponden a estimaciones suprimidas, debido a que el respectivo modelo VAR no era estable, lo que implicaba que, entre otras, las estimaciones de credibilidad estuvieran por fuera del rango $[0, 1]$.

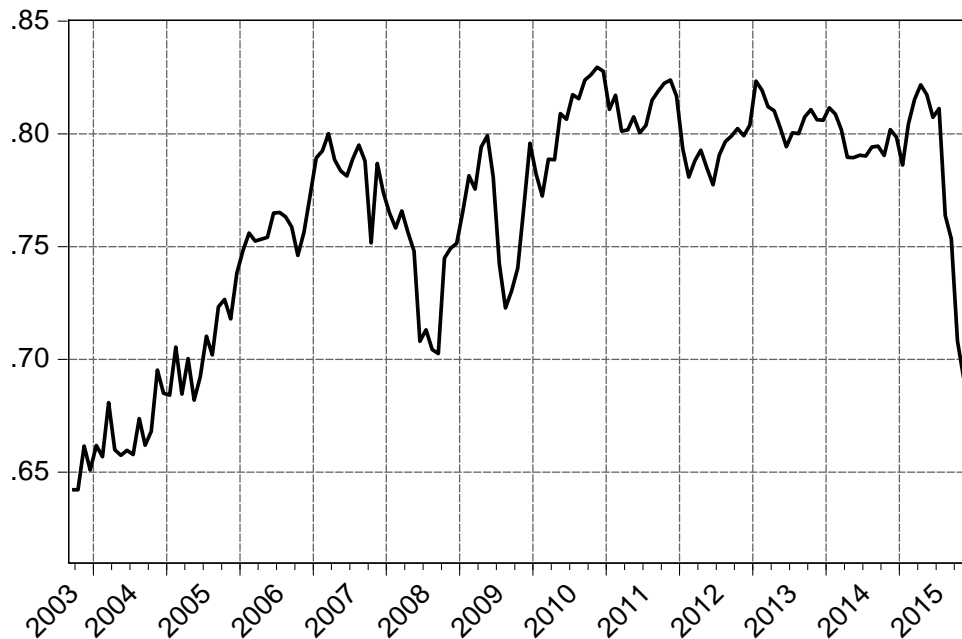
Así mismo, queda en evidencia el fuerte efecto que ha tenido el comportamiento inflacionario de la segunda mitad de 2015, llevando a una pronunciada y consistente caída de credibilidad y aumento de la meta creíble.

3.2.4 Evolución dinámica de la credibilidad

Aunque el ejercicio anterior es útil, no resulta del todo apropiado el comparar los resultados, ya que cada uno contiene un conjunto de información distinto (cada submuestra de 36 meses es distinta a las demás). Esto lleva a plantear una aproximación más certera hacia la estimación de la evolución de la credibilidad. Así, se hace una modificación y se asume que los coeficientes son variables en el tiempo⁸. Se plantea un VAR de parámetros variables en el tiempo y la metodología de identificación de λ y π^* es similar a lo presentado en las dos secciones anteriores. La Gráfica 3-4 muestra la evolución de la credibilidad en Colombia, al menos según este método.

Gráfica 3-4: Índice de Credibilidad

(Estimación del modelo con parámetros variables en el tiempo)

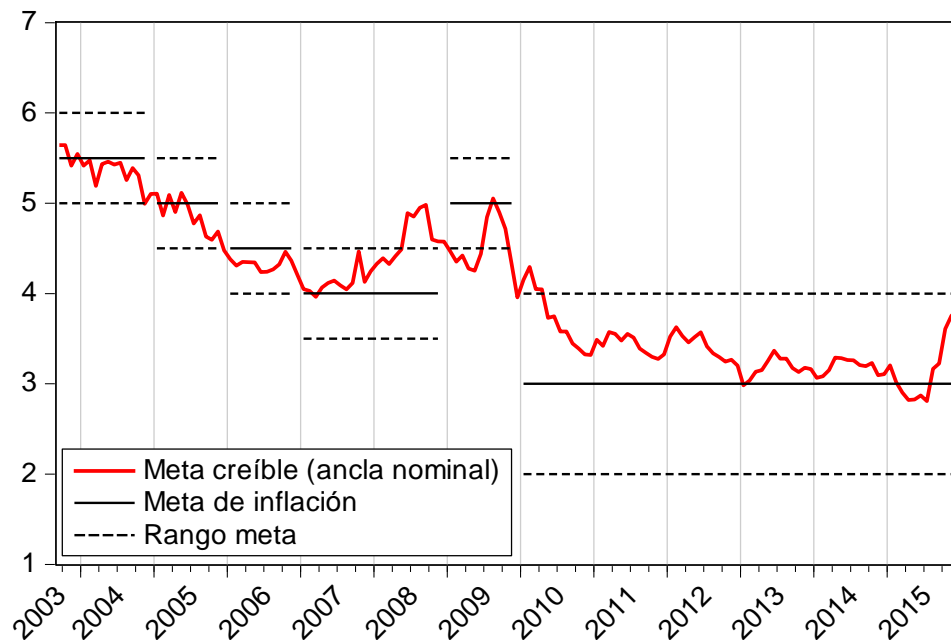


⁸ Ver anexo C para ampliar el proceso de estimación de este modelo.

Derivada paralelamente, lo que aquí se ha denominado la meta creíble (o ancla nominal), ha evolucionado a la par con las variables que afectan la credibilidad: desinflación, turbulencia, estabilización y recientemente una tendencia alcista. No obstante, hasta diciembre de 2015 no hubo un desborde de la meta creíble respecto al rango meta, signo de que aparentemente no ha habido un desanclaje efectivo de las expectativas.

Gráfica 3-5: Ancla nominal (π^*)

(Estimación del modelo con parámetros variables en el tiempo)



3.3 Recapitulación: Una medida de Credibilidad para Colombia

Hasta el momento se ha presentado una batería de indicadores de credibilidad (y meta creíble) algunos calculados y otros estimados (estáticos y dinámicos). Sin embargo, el objetivo es llegar a tener una única medición que permita posteriores análisis económicos. Usualmente, un indicador suele preferirse a otro si explica mejor la variable de interés: desafortunadamente, en este caso no tenemos una aproximación cuantitativa de referencia sobre la cual contrastar las virtudes o debilidades de cada medición. Por eso, al ser la credibilidad una categoría cualitativa, es obvio que el criterio de contraste debe ser cualitativo: una medida será mejor a otra si explica o es explicada mejor por los

hechos estilizados y la evolución que cualitativamente se ha percibido de la credibilidad de la política monetaria en Colombia.

Los índices calculados, se pueden agrupar en tres categorías (ver Gráfica 3-1):

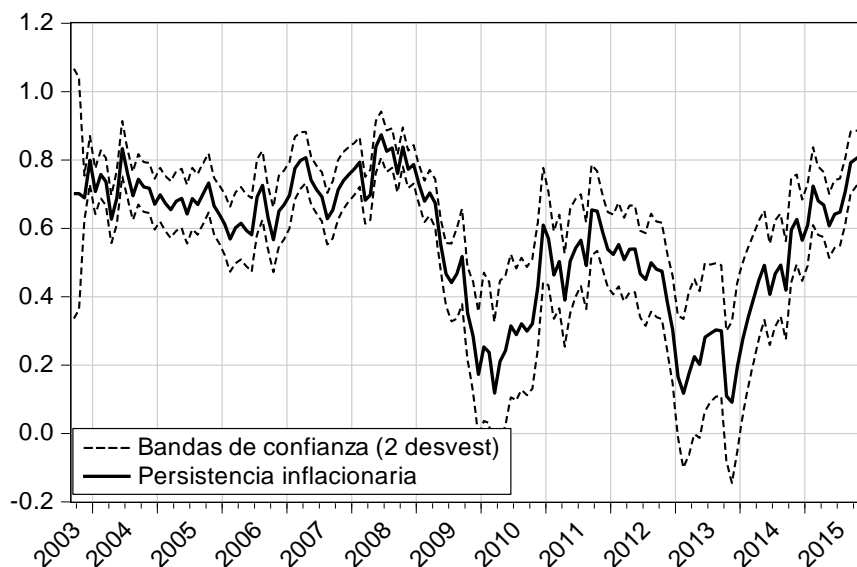
- Los índices de Cechetti y Krause, De Mendonça & Souza y Nahon & Meuer, se caracterizan por una fuerte inercia hacia la plena credibilidad, destacando todos una desviación en 2008 y a partir de la segunda mitad de 2015. Contrastando con trabajos empíricos (Vargas 2016), estos indicadores, parecen tener la virtud de seguir los periodos en los que se considera que hay alta probabilidad de desanclaje de las expectativas, en particular el índice de Cechetti y Krause. Formalmente, podría tenerse [$1 - IC^{CK} \approx Probabilidad\ de\ desanclaje$]
- Los índices de De Mendonça y los tipo Cóncavo y Convexo, son unas muy buenas aproximaciones al porcentaje de encuestados que creen que el Banco de la República va a cumplir la meta en el presente año. Estos indicadores, por lo tanto, pueden resultar una forma de aproximación más regular (mensual en vez de trimestral) y más oportunos sobre la *credibilidad de cumplimiento de la meta* en el corto plazo.
- Finalmente, los índices basados en reputación, pueden ser utilizados como aproximaciones de *la credibilidad vista como un stock* acumulado. El índice linex no resultó apropiado para Colombia, en donde las expectativas no han llegado a desbordarse de manera importante del rango meta.

De los índices estimados, es claro que el puntual [$\lambda = 0,48$] y los ejercicios de estática comparativa son desplazados por el índice variable en el tiempo. No obstante, antes de profundizar en este, se destacan dos hechos de los ejercicios de estática comparativa:

- De la división por subperiodos, es evidente (y causa de haber realizado el ejercicio variable en el tiempo) que la credibilidad ha variado, como también resulta claro, que aumentos en credibilidad no siempre son acompañados de convergencia de la meta creíble a la anunciada. Esto implica, que efectivamente el público forma sus expectativas, pero respecto a una inflación superior de la que persigue el Banco Central. Por ejemplo, en el periodo de estabilidad (2010-2013) se vio que la credibilidad fue inferior a la del periodo de crisis (2008-2009), pero también es cierto que la meta creíble se acercó como nunca antes a la meta de largo plazo.
- Del ejercicio de *rolling*, la falta de estabilidad y convergencia del VAR(2) estimado, dejó claro que no era apropiado usar una misma especificación del modelo, puesto

que su estructura misma había variado. Como ejercicio auxiliar se estimó la ecuación de la inflación, resumiendo en la Gráfica 3-7 la evolución de la persistencia inflacionaria (coeficiente del primer rezago):

Gráfica 3-6: Persistencia inflacionaria



Hay un rompimiento de la estructura a partir de 2009 y una tendencia al alza desde 2014, que ha propiciado un nivel de indexación tan alto como el que se veía en los primeros años del periodo. Esto rompe con un mito que generalmente señala que la persistencia es estructuralmente alta, ya que puede verse que también ha habido periodos recientes de baja indexación como los años 2010 y 2013. Queda para futuros trabajos examinar los determinantes de la persistencia, entre los que incluso se puede contar la credibilidad.

Un indicador se considera útil si logra seguir el comportamiento de la variable que busca medir; en el caso de la credibilidad esto resulta complejo en términos cuantitativos, puesto que se parte de ausencia de información cuantitativa de la credibilidad. Por lo tanto, para este trabajo, validar la calidad del indicador estimado con el VAR-PVT, sólo puede limitarse a un contraste cualitativo de su evolución respecto al comportamiento de la política monetaria.

Según Gómez (2006), “[sólo hasta] 2001 la política monetaria en Colombia operaba en el marco del régimen de inflación objetivo”. Entre 2002 y 2003 un choque externo obligó a

intervenciones cambiarias por parte del Banco Central dada la movilidad internacional de capitales que se dio a nivel internacional. En el periodo 2004 a 2007 la economía colombiana presentó altas tasas de crecimiento (y consumo e inversión), reducción importante de la inflación y apreciación del peso, lo que implica que la política monetaria fue exitosa en el logro de una desinflación en medio de un ambiente de brecha del producto positiva (y boom de crédito), lo que sin duda contribuyó a consolidar la credibilidad y ello podría estar siendo captado adecuadamente por el índice estimado, en su tendencia al alza en estos primeros años de la muestra considerada, pasando de un nivel de 0,64 a 0,80.

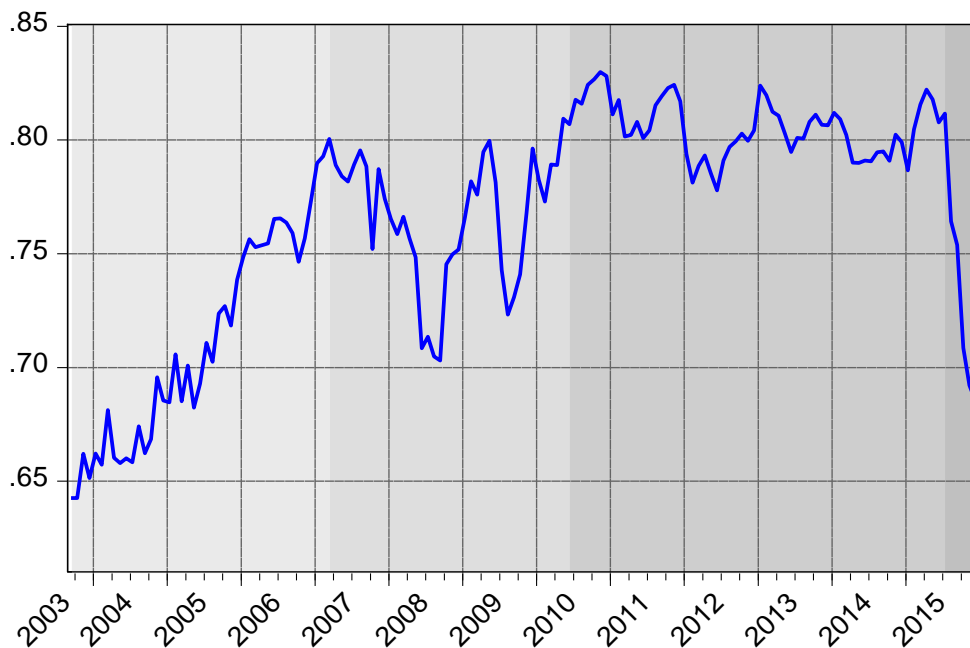
No obstante, desde mediados de 2006, como advierte Cano (2014), señales de un desborde de dinamismo de la demanda agregada (por encima del potencial) acompañado de un inusual crecimiento de crédito e inversión extranjera, llevaron a implementar una política contracíclica mediante un proceso de aumento de tasas hasta mediados de 2007 cuando se complementaron con otras medidas (límites al apalancamiento externo, controles de capital y encajes marginales a los bancos) para limitar el auge de crédito (y exceso de liquidez). En la Gráfica 3-8, esto coincide con el momento en que la credibilidad lleva a un techo (0,80).

Entre mediados de 2006 y noviembre de 2007 el Banco de la República aumentó la tasa de intervención en 14 oportunidades (pasando de 6,25% a 9,50%), no obstante, adicional a las presiones inflacionarias por el lado de la demanda agregada, se sumó un importante choque de oferta (Fenómeno del Niño) a finales de 2007 y principios de 2008.

En el año 2008, el efecto del Fenómeno del Niño generó un choque de oferta que incrementó los precios de los alimentos, terminando el año incluso por encima del límite superior del rango meta. Esto sin duda golpeó la credibilidad, pero los anuncios de la autoridad monetaria respecto al carácter transitorio del choque evitaron una caída mayor. El indicador de credibilidad trata de capturar ese contexto primero con el debilitamiento y luego con la caída hacia mediados de 2008.

Gráfica 3-7: Credibilidad y fases de la política monetaria

(Estimación del modelo con parámetros variables en el tiempo)



NOTA: Áreas sombreadas distinguen distintas fases del comportamiento de la política monetaria y las variables de interés (inflación y expectativas), según los eventos relatados en esta sección.

Adicionalmente, se empezó a sentir con mayor rigor el efecto dual de la crisis financiera internacional: por un lado se vio un deterioro de la actividad real, pero también, vía la revaluación del peso colombiano y la transmisión de los precios de importados, hubo un importante alivio para la inflación que se vio durante 2009. De esta manera, el choque transitorio de 2008 se diluyó y sobrecompensó con el *pass-through* de la tasa de cambio, terminando 2009 con una inflación por debajo del límite inferior del rango meta. La credibilidad tuvo un comportamiento poco claro, que en parte podría atribuirse a la señal confusa que envió el Banco de la República al aumentar el rango meta para 2009 cuando al tiempo se declaraba que el desborde de 2008 era transitorio.

A partir de 2010 el Banco Central adoptó la meta de largo plazo de 3% (con un margen de 1% hacia arriba y abajo), y durante los siguientes 5 años la inflación permaneció dentro de este rango y las expectativas (junto a la meta creíble) poco a poco empezaron a converger al punto central (3%). La credibilidad se mantuvo en niveles históricamente altos, pero más importante aún, sin importantes fluctuaciones. El indicador captura esa

información y lo cuantifica mostrando la credibilidad en promedio de 0,80 (por encima del máximo en los años precedentes), aunque con ligeras variaciones.

La consolidación de una tendencia al alza de la inflación, junto al alto grado de transmisión del efecto cambiario (devaluacionista) a los precios al consumidor y un fuerte choque climático, coincidieron en 2015 llevando a un desborde no sólo de la inflación sino de las expectativas, cuyo punto de inflexión fue el mes de julio, punto en el cual las expectativas rompieron abruptamente hacia arriba y desde entonces mantuvieron una tendencia alcista muy cercana a la evolución de la inflación. En esta última fase, el indicador cuantifica esto como un desplome de gran magnitud, llegando a niveles incluso inferiores a los del periodo turbulento 2008-2009.

Así pues, el indicador estimado y propuesto como *proxy* de la credibilidad de la política monetaria, parece ser una buena aproximación, esto teniendo en cuenta las limitaciones que un análisis de tipo cualitativo tiene al momento de evaluar una estimación cuantitativa, sin embargo, como se aclaró previamente, la ausencia de un referente numérico hace necesaria la validación del indicador por este mecanismo menos ortodoxo.

4. Credibilidad y Volatilidad

Una medida de credibilidad permitirá contrastar la hipótesis según la cual, ésta tiene incidencia en la volatilidad del instrumento de política. En la práctica, esto implicaría que conducir una política monetaria que goce de mayor nivel de credibilidad, no requerirá de frecuentes movimientos de su instrumento operativo sino que se hará más por anuncios.

4.1 Volatilidad de la tasa de interés de intervención

La variable instrumento es la tasa de interés de intervención del Banco de la República. Dado su carácter no estacionario, se modeló en primeras diferencias y al hacer la validación de supuestos, se encontró evidencia de efectos ARCH. Un proceso de identificación, estimación y validación (que se resume en el anexo 4), llevó a un modelo ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,1) resumido en el Cuadro 4-1. En la ecuación de la varianza condicional, resultó ser significativa la credibilidad como variable explicativa (representada como LAMBDA en el modelo). Se pudo comprobar, que la omisión de esta variable distorsiona la validez del modelo.

El parámetro que acompaña a la variable de credibilidad es estadísticamente significativo y negativo (-0,06). Por lo tanto, una disminución en la credibilidad tiende a aumentar la varianza condicional de los cambios de la tasa de intervención. En otras palabras, si la política monetaria pierde credibilidad, el uso del instrumento de política empieza a ser más fluctuante (movimientos más frecuentes y pronunciados).

Cuadro 4-1: Modelo GARCH estimado para la volatilidad de la tasa de intervención

Dependent Variable: TASA_INTERV-TASA_INTERV(-1)

Method: ML - ARCH

Sample (adjusted): 2004M01 2015M12

Included observations: 144 after adjustments

Convergence achieved after 18 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*LAMBDA

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|----------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TASA_INTERV(-1)-TASA_INTERV(-... | 0.314402 | 0.110980 | 2.832956 | 0.0046 |
| TASA_INTERV(-3)-TASA_INTERV(-... | 0.373275 | 0.109812 | 3.399202 | 0.0007 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 0.048815 | 0.001201 | 40.65427 | 0.0000 |
| RESID(-1)^2 | 0.495264 | 0.077378 | 6.400586 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.634315 | 0.022291 | 28.45580 | 0.0000 |
| LAMBDA | -0.060063 | 0.001654 | -36.32073 | 0.0000 |
| R-squared | 0.268647 | Mean dependent var | | -0.010417 |
| Adjusted R-squared | 0.263496 | S.D. dependent var | | 0.293988 |
| S.E. of regression | 0.252300 | Akaike info criterion | | -0.460939 |
| Sum squared resid | 9.039071 | Schwarz criterion | | -0.337197 |
| Log likelihood | 39.18759 | Hannan-Quinn criter. | | -0.410657 |
| Durbin-Watson stat | 2.325354 | | | |

Cuadro 4-2: Intervalos de confianza de los coeficientes estimados (GARCH)

| Variable | Coefficient | 90% CI | | 95% CI | | 99% CI | |
|---------------|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| i(-1) - i(-2) | 0.314402 | 0.130622 | 0.498182 | 0.094961 | 0.533844 | 0.024530 | 0.604275 |
| i(-3) - i(-4) | 0.373275 | 0.191429 | 0.555121 | 0.156142 | 0.590407 | 0.086453 | 0.660097 |
| C | 0.048815 | 0.046826 | 0.050803 | 0.046440 | 0.051189 | 0.045678 | 0.051951 |
| RESID(-1)^2 | 0.495264 | 0.367128 | 0.623399 | 0.342264 | 0.648263 | 0.293159 | 0.697369 |
| GARCH(-1) | 0.634315 | 0.597401 | 0.671229 | 0.590238 | 0.678391 | 0.576092 | 0.692538 |
| LAMBDA | -0.060063 | -0.062802 | -0.057325 | -0.063333 | -0.056794 | -0.064383 | -0.055744 |

Queda evidenciado el papel de la credibilidad en lograr la estabilidad de la tasa de interés como meta intermedia. Por lo tanto, implícitamente, la credibilidad se convierte en un objetivo intermedio no observable, puesto que un alto nivel asegura menores movimientos (en frecuencia y magnitud) del instrumento de política, que implica una conducción de la política monetaria (y refuerzo del anclaje de expectativas) a través de mecanismos como la calidad en la comunicación.

En un escenario de plena credibilidad, la varianza condicional de Δi podría disminuirse hasta en 0,06. Si se tiene en cuenta que la varianza calculada para todo el periodo 2003-2015 fue en promedio de 0,1289, esto quiere decir que con perfecta credibilidad ($\lambda = 1$) hay un gran poder de disminuir la incertidumbre sobre choques de política monetaria.

4.2 Volatilidad de las expectativas de inflación

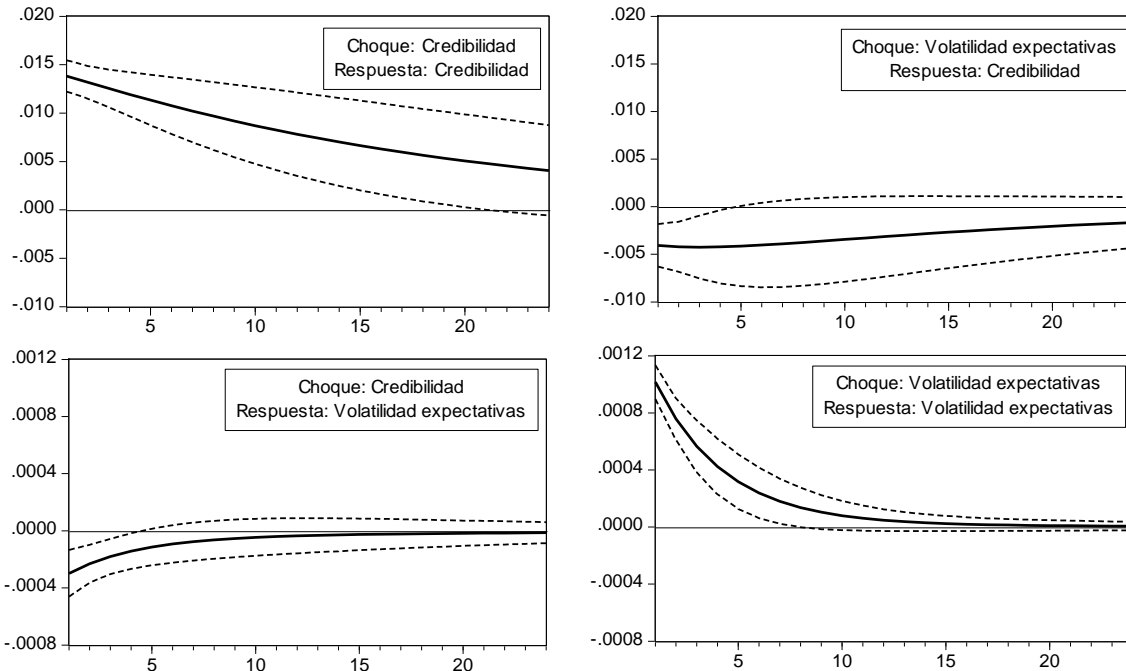
Ahora, ya corroborado el efecto inverso de la credibilidad sobre la volatilidad del instrumento de política, se examinará su efecto sobre la incertidumbre en el público. Para ello, se toma como volatilidad de las expectativas, la desviación estándar de la inflación esperada a doce meses, tomado directamente de las encuestas mensuales, y construido a partir de las distintas respuestas de los analistas sondeados. En el anexo 5 se presentan los coeficientes estimados y la validación de supuestos.

Los resultados de la estimación muestran que tanto la credibilidad como la volatilidad de expectativas sólo dependen de sus propios rezagos. Sin embargo, los impulsos respuesta revelan que los choques (por definición no esperados) de una variable tienen efecto estadísticamente significativo sobre la otra. Por ejemplo, un aumento no esperado de la credibilidad genera una respuesta positiva de la misma variable que tarda más de 18 meses en diluirse y, más importante aún, una reducción de la volatilidad de las expectativas que perdura por poco menos de un año.

Por otra parte, un choque de la volatilidad de las expectativas genera una reducción de la credibilidad, que también es de corta duración (5 meses). En otras palabras, se puede concluir que en la dinámica endógena, la credibilidad no tiene influencia en la dispersión de las expectativas, salvo si hay un movimiento no esperado.

Gráfica 4-1: Impulso-Respuesta Modelo de volatilidad de expectativas

(Choque de una desviación estándar)



Nota: Respuesta e intervalos de confianza de 2 desviaciones estándar / Horizonte: 1-24 meses

5. Credibilidad y Transmisión de la Política Monetaria

Es muy amplia la literatura que ha estudiado los mecanismos de transmisión de la política monetaria, no sólo como un ejercicio de conocimiento académico y cuantitativo de la eficacia de los instrumentos, sino particularmente en los bancos centrales que se guían por estrategias objetivas de inflación porque el definir esos canales y hacer transparente este proceso al público es parte esencial para el funcionamiento mismo del esquema.

No obstante la abundante literatura, incluso para el caso colombiano, es comparativamente poca la que involucra variables no observables como grado de independencia, transparencia y en el caso de atañe a este documento, la credibilidad. En gran parte, esto se debe obviamente a los costos (y falta de consenso) en la medición de tales conceptos cualitativos, por lo que esfuerzos como el de este trabajo, lejos de tratar de imponerse como un punto de llegada, es un ejercicio inacabado, no exento de debilidades y por supuesto susceptible de mejoras, pero cuyo fin es abordar estos vínculos entre lo observable (variables económicas) y lo no-observable pero tan presente constantemente en los discursos de banqueros centrales (credibilidad).

Como señalan Papadamou, Sidiropoulos, & Spyromitros (2015), ha sido mucha la literatura en enfatizar estos conceptos, pero al final, todos terminan ignorando sus efectos en la transmisión; ellos mismos examinan el rol de la transparencia en la transmisión de la política monetaria en una muestra de 23 países entre 1998 y 2010 utilizando una técnica de PVAR (Panel VAR). Para introducir el efecto de la transparencia, lo que hacen es un ejercicio diferenciando dos subperiodos, uno con alta y otro con bajo nivel de transparencia de la política y contrastan los impulsos-respuesta.

En este trabajo, también siguiendo la técnica tradicional, se recurrirá a un modelo SVAR para modelar las relaciones entre las variables macroeconómicas pero a diferencia de Papadamou et al. (2015) se incluirá la credibilidad como una variable adicional, muy similar al trabajo de Montes (2013) para Brasil. El objetivo será llegar a examinar la respuesta de las variables, ante choques de la tasa de interés de política y la credibilidad, así como eventualmente la descomposición de varianza de las variables entre los choques de las mismas.

El modelo reducido planteado es

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5-1)$$

Donde Y es el vector de variables $[i, \lambda, i^c, Cart, \pi^e, \pi, y_t]$. i es la tasa de intervención del Banco de la República, λ es la credibilidad, i^c es la tasa de interés promedio de los créditos de consumo (variable *proxy* de la tasa de interés del mercado), $Cart$ crecimiento interanual de la cartera de consumo nueva del total del sistema financiero, π^e y π las expectativas e inflación observadas, y y_t es el indicador de Seguimiento Económico (desestacionalizado) del DANE, como *proxy* de las condiciones económicas reales, dada la ausencia de un indicador de actividad real agregada.

Si se define el SVAR como $AY_t = C(L)Y_{t-1} + Bu_t$, donde Y es el vector de variables y u las innovaciones estructurales, la forma reducida estaría dada por $Y_t = A^{-1}C(L)Y_{t-1} + A^{-1}Bu_t$.

El último término, los choques de la forma reducida, e_t , estarían dados como $e_t = A^{-1}Bu_t$ o de otra forma, $Ae_t = Bu_t$. Como no es posible estimar directamente las matrices A y B , se imponen restricciones de corto plazo. Para este proceso en particular, se partió de dos conjuntos de restricciones: el primero, basado en una matriz triangular superior (técnica de Cholesky), y el segundo, imponiendo restricciones tal como la literatura de transmisión de política monetaria ha establecido como hecho estilizado (categorizar variables de rápida y lenta respuesta). Al final, tras procesos iterativos de estimación, una selección por significancia estadística de los parámetros que acompañaban cada restricción llevó a

establecer un solo conjunto de restricciones⁹. A continuación se muestra la inversa de A, cuya estimación servirá para examinar las relaciones contemporáneas entre choques y variables:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.345 \\ 0.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & -0.010 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.394 \\ 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & -8.658 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 0.070 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 \end{bmatrix}$$

Esta matriz estimada deja al descubierto una serie de implicaciones, de las que se destacan: i) la tasa de intervención, que debiera ser muy sensible a los movimientos contemporáneos de las otras variables (especialmente de inflación y expectativas) no resulta ser así, sino que sólo se mueve contracíclicamente a las condiciones económicas¹⁰; ii) sólo los choques en las expectativas de inflación impactan contemporáneamente la credibilidad (es una restricción dada por el autor, aunque estadísticamente significativa y con el signo esperado); iii) los choques en las condiciones económicas tienen un efecto contemporáneo sobre la tasa de interés de colocación (línea consumo), indicando que el sector financiero es más sensible en 'tiempo real' a los choques reales que nominales, y el efecto es positivo (aproximación a lo que sería una curva IS); iv) el crecimiento de la cartera de consumo, la inflación y las condiciones económicas, son variables que sólo responden con rezago respecto a las

⁹ Solamente se presentó un dilema entre los resultados de los dos conjuntos de restricciones, cuya interpretación empírica se reduciría a elegir que 'los choques estructurales de la credibilidad afectan contemporáneamente las expectativas de inflación' o 'los choques estructurales de las expectativas afectan contemporáneamente la credibilidad'. Por la forma como metodológicamente está construida la credibilidad, se asumió la primera regla.

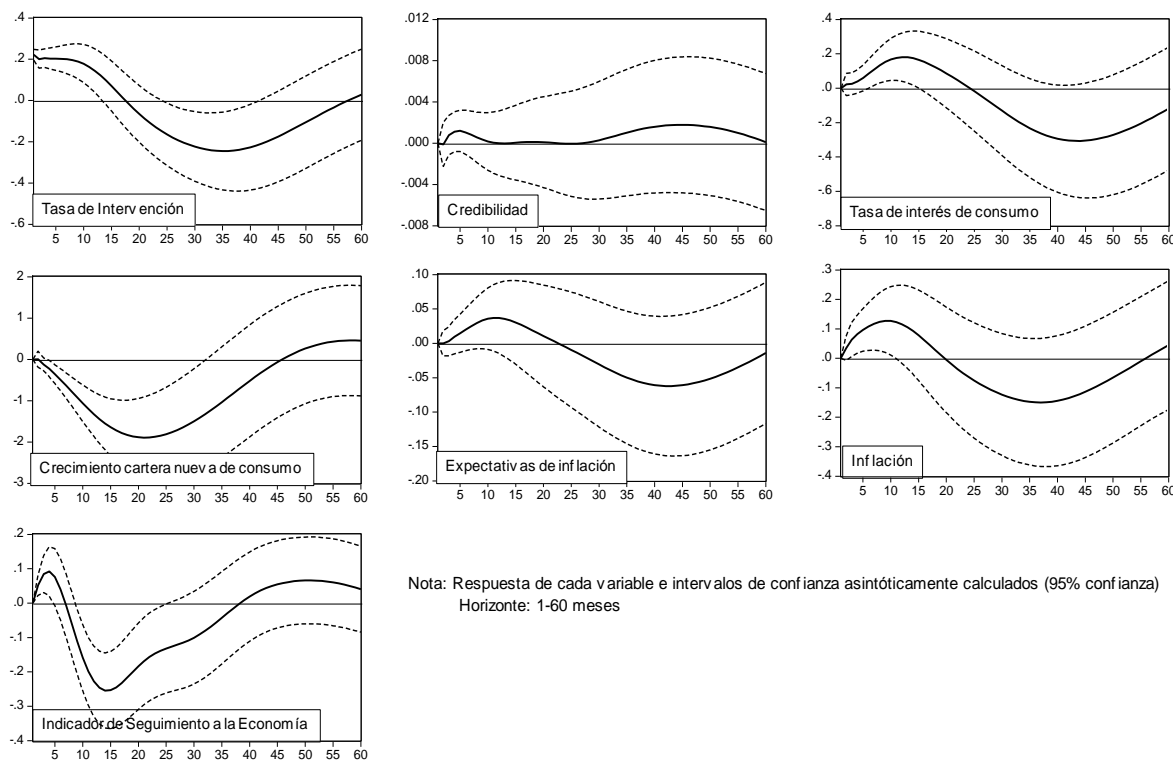
¹⁰ Puede parecer paradójico, pero también es posible entenderlo intuitivamente: el rango de acción de la política monetaria no es el muy corto plazo, así que los choques de inflación (especialmente si son transitorios) no necesariamente deben llevar a respuestas contemporáneas de la tasa de intervención. Choques de expectativas, sin embargo, si resulta un poco paradójico que no resulten significativos. Por el contrario, si se piensa en el ISE como lo que es, un indicador de seguimiento a la economía en su conjunto, revela tal vez el hecho que el accionar del Banco Central se da en línea con el comportamiento agregado de las condiciones económicas.

demás; v) las expectativas de inflación, tal como se esperaría, es una variable sensible contemporáneamente a las innovaciones en la credibilidad (p.e. pérdida inesperada de credibilidad aumenta la inflación esperada por el público) y la inflación (choque inflacionario aumenta las expectativas de inflación).

IMPULSO RESPUESTA

Los choques estructurales de tasa de intervención muestran la respuesta esperada en las variables (incluso el famoso *Price puzzle* de la inflación, que muestra cómo en el muy corto plazo una política monetaria contractiva acelera los precios).

Gráfica 5-1: Respuesta ante Choque Estructural de la Tasa de Intervención



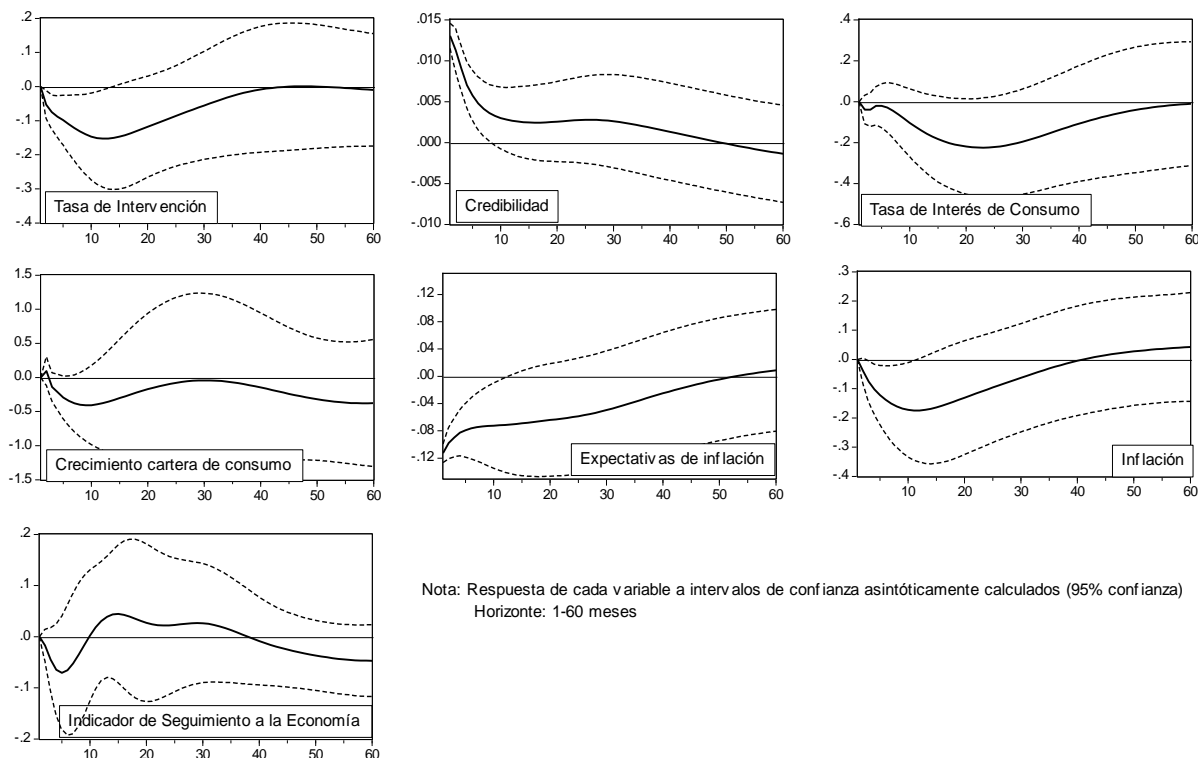
Se destaca que luego de un año, el choque en la tasa de intervención empieza a desvanecerse; no tiene impacto en la credibilidad¹¹, la tasa de colocación sólo empieza a reaccionar (en el sentido esperado) luego de 6 meses y su efecto se ha diluido un año

¹¹ Tratando de responder la pregunta de Rubli (2004) planteada en la primera frase de la Introducción, la credibilidad como se ha venido trabajando en este documento, tiene que ver más con las predicciones, intenciones y compromisos (anuncios) que sobre los hechos en sí (movimientos del instrumento de política).

más tarde; el crecimiento de la cartera si se resiente bastante y tarda algo más de dos años y medio en retornar a los ritmos de crecimiento, e incluso reacciona antes que la tasa de interés (¿son más rápidos en reaccionar los demandantes de crédito que los oferentes?); las expectativas, estadísticamente no presentan una respuesta significativamente distinta de cero; no obstante, la inflación responde (en sentido contrario al esperado) en el primer año (*price puzzle*); la política contractiva tiene un efecto transitorio y *positivo* sobre las condiciones económicas (primeros seis meses), pero luego se da la respuesta esperada (negativa) que sólo se diluye hasta dos años después.

Un choque estructural de credibilidad, que bien podría darse por un evento exógeno, como por ejemplo una reforma institucional o implementación de alguna política asociada a la transparencia e independencia, tiende a ser más perdurable, aunque en sentido estadístico, la respuesta sólo es significativa en el corto plazo (menos de 1 año).

Gráfica 5-2: Respuesta ante Choque Estructural de Credibilidad



En tal caso, suponiendo una innovación estructural positiva de la credibilidad, se observa: una respuesta del Banco Central hacia una política monetaria más laxa (cae la tasa de intervención) y luego de algo más de un año retorna a su nivel 'natural'; el propio choque

de credibilidad ya se diluye tras ocho meses; la tasa de interés de colocación y el crecimiento de la cartera no sufren un cambio estadísticamente significativo (pese a que el instrumento de política cae); las expectativas de inflación caen hasta en 10pb de manera rápida e importante como es de esperar (mayor credibilidad, es un mejor anclaje y la expectativa de una reducción futura de inflación) y la propia inflación «*materializada*» cae (aunque de forma gradual) mínimo 3pb hacia el sexto mes tras el choque y luego de un año, la magnitud es estadísticamente igual a cero. El impacto sobre las condiciones económicas no es significativo.

DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

Como se ilustra en el siguiente cuadro resumen, los choques de credibilidad son responsables en el corto plazo del 50% de la volatilidad de las expectativas de inflación por lo que se reafirma la interrelación vía anclaje y los resultados del capítulo anterior. No obstante a mediano plazo se debilita la relación con las expectativas, se fortalece al momento de explicar las fluctuaciones de tasa de intervención e inflación, como es de esperar. A largo plazo, los choques de credibilidad no influyen notoriamente (en comparación con otras variables) la varianza de las variables económicas.

En la vía opuesta, la volatilidad de la credibilidad es explicada por sus propios choques y los de inflación tanto en el corto como mediano plazo. Conviene resaltar el caso inflacionario, dado que ello implicaría que los choques transitorios Sí tienen un efecto en la credibilidad de la política monetaria, lo que bien podría tomarse como indicio de la fragilidad de la credibilidad. A largo plazo sus fluctuaciones vienen dadas por la inflación, las expectativas e inesperadamente por el crecimiento del crédito. En futuras investigaciones y a la luz de las discusiones sobre el rol de los bancos centrales en la estabilidad financiera, conviene preguntarse hasta qué punto un boom de crédito o una crisis financiera minan la credibilidad, como muy someramente podría inferirse de este resultado final.

Cuadro 5. Descomposición de varianza de las variables por choques

| Varianza de | Horizonte | % que es explicado por choques de | | | | | | |
|---------------------------------------|---------------|-----------------------------------|-----------|----|----|---------|-------|----|
| | | TI | λ | i | C | π^e | π | y |
| Tasa intervención (TI) | Corto Plazo | 68 | 10 | 2 | 1 | 0 | 9 | 10 |
| | Mediano Plazo | 37 | 18 | 6 | 11 | 1 | 14 | 13 |
| | Largo Plazo | 14 | 11 | 3 | 15 | 22 | 33 | 2 |
| Credibilidad (λ) | Corto Plazo | 0 | 76 | 2 | 0 | 2 | 16 | 4 |
| | Mediano Plazo | 0 | 32 | 3 | 0 | 8 | 47 | 10 |
| | Largo Plazo | 14 | 12 | 2 | 15 | 19 | 36 | 2 |
| Tasa Interés de Consumo (i) | Corto Plazo | 3 | 1 | 74 | 1 | 0 | 10 | 11 |
| | Mediano Plazo | 9 | 13 | 24 | 5 | 1 | 32 | 16 |
| | Largo Plazo | 14 | 11 | 3 | 15 | 22 | 34 | 2 |
| Crecimiento cartera de consumo (C) | Corto Plazo | 10 | 3 | 1 | 83 | 0 | 2 | 1 |
| | Mediano Plazo | 47 | 3 | 1 | 31 | 0 | 10 | 8 |
| | Largo Plazo | 14 | 10 | 3 | 15 | 23 | 33 | 2 |
| Expectativas de inflación (π^e) | Corto Plazo | 1 | 50 | 0 | 0 | 1 | 44 | 4 |
| | Mediano Plazo | 3 | 28 | 2 | 1 | 3 | 53 | 10 |
| | Largo Plazo | 14 | 12 | 2 | 15 | 21 | 35 | 2 |
| Inflación observada (π) | Corto Plazo | 5 | 8 | 5 | 0 | 1 | 79 | 2 |
| | Mediano Plazo | 8 | 16 | 9 | 1 | 5 | 54 | 7 |
| | Largo Plazo | 14 | 12 | 2 | 15 | 19 | 36 | 2 |
| Condiciones económicas (y) | Corto Plazo | 4 | 2 | 1 | 4 | 0 | 2 | 87 |
| | Mediano Plazo | 28 | 2 | 2 | 8 | 1 | 2 | 57 |
| | Largo Plazo | 16 | 9 | 2 | 11 | 15 | 38 | 9 |

Nota: Corto plazo hace referencia a un horizonte menor a año, mediano plazo entre 1 y 3 años, y largo plazo se refiere al valor obtenido para 10 años adelante.

6. Conclusiones

Este documento recopila buena parte de la literatura aplicada sobre la credibilidad de la política monetaria, bases sobre las cuales se calcularon y/o estimaron varios indicadores para el caso colombiano, y al final, basado en una evaluación cualitativa de las bondades de las mediciones respecto al comportamiento de la política monetaria, se optó por tomar como referencia explícita el indicador estimado a partir de un VAR con parámetros variables en el tiempo.

Si algo quedó claro, es que como señala King (1995) la credibilidad debe tomarse como una variable continua, es decir, no puede hablarse categóricamente de una política monetaria creíble o no creíble, sino con cierto grado de credibilidad. Por eso resultaron mucho más eficientes las estimaciones dinámicas sobre las estáticas, que si bien son una buena aproximación inicial, pierden importancia frente a la estimación hecha con parámetros variables en el tiempo y que se usó como referente para el contraste de algunas hipótesis.

En primer lugar se encontró que la credibilidad de la política monetaria en Colombia ha sido cambiante, y su evolución ha estado marcada por el comportamiento mismo de la política monetaria y la postura del Banco de la República en los diferentes episodios del ciclo económico, aunque en general, desde 2004 hasta 2015 se destaca un aumento de la credibilidad, que se ha traducido no solo en el nivel de la misma variable, sino en una mayor convergencia del ancla nominal (o meta creíble como se denominó en varias partes del documento) a la meta de inflación anunciada (ver Gráfica 3-5).

Pero además, como pudo constatarse en el capítulo 4, la mayor credibilidad lleva a una menor volatilidad de la tasa de intervención y dispersión de las expectativas, por lo que queda justificada la preocupación de la autoridad monetaria por mantener ese activo intangible, puesto que contribuye a anclar las expectativas y dar mayor capacidad al

banquero central de manejar la política monetaria con más anuncios que movimientos frecuentes en el instrumento de intervención. Por ello, aunque no es un objetivo explícito cuantitativamente, el Banco Central está dispuesto a actuar para mantener su alto nivel de credibilidad por los beneficios que este le representa a futuro como queda demostrado en parte del capítulo 5 (en Gráfica 5-2 y el análisis presentado, donde por simetría, un choque negativo de credibilidad llevaría a un rápido movimiento al alza en tasa de intervención) y que da sustento a las frecuentes afirmaciones del Banco de la República en defensa de decisiones tomadas para mantener intacto este activo acumulado durante varios años.

Adicionalmente, en el capítulo 5, se encontró entre otros, que la credibilidad es un factor muy importante en la volatilidad de mediano plazo (hasta 3 años) de las variables asociadas a la inflación y las expectativas, así como éstas son responsables (incluso a mayor plazo) de la varianza de la credibilidad. En ese sentido, es de esperar que una vez los choques de oferta sobre la inflación terminen y se empiece a dar la convergencia a la meta y así mismo lo haga el ancla nominal, la credibilidad volverá a fortalecerse paulatinamente.

Finalmente, este documento deja como resultado principal y a la vez como punto de partida para futuras investigaciones, el Índice de Credibilidad que puede irse actualizando mes a mes, lo que servirá como insumo para contraste de hipótesis a nivel macroeconómico (e incluso micro en los procesos de formación de expectativas y fijación de precios). Así mismo, queda para futuros trabajos de extensión, incluir la asimetría en la evolución de las variables en episodios de credibilidad alta y baja y política monetaria expansiva o contractiva.

A. Anexo: VAR entre inflación y expectativas de inflación

Selección de dos rezagos para el VAR, a partir de criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

Cuadro A-1: Prueba de exclusión de Wald

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 146

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

| | PI | PI_E | Joint |
|-------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Lag 1 | 390.5288 [0.000000] | 262.9526 [0.000000] | 597.8921 [0.000000] |
| Lag 2 | 39.24159 [3.01e-09] | 36.96410 [9.40e-09] | 67.04963 [9.51e-14] |
| df | 2 | 2 | 4 |

Cuadro A-2: VAR(2) estimado [Inflación y Expectativas de inflación]

Vector Autoregression Estimates
 Sample (adjusted): 2003M11 2015M12
 Included observations: 146 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| | PI | PI_E | | | |
|----------|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------------|-----------|-----------|
| PI(-1) | 1.449313 (0.07845) [18.4734] | 0.253782 (0.03382) [7.50445] | | | |
| PI(-2) | -0.473787 (0.08357) [-5.66927] | -0.213337 (0.03602) [-5.92219] | | | |
| PI_E(-1) | 0.151843 (0.18373) [0.82643] | 0.892557 (0.07920) [11.2698] | | | |
| PI_E(-2) | -0.154681 (0.16950) [-0.91256] | 0.028850 (0.07306) [0.39486] | | | |
| C | 0.121498 (0.12339) [0.98468] | 0.139660 (0.05319) [2.62587] | | | |
| | | | R-squared | 0.972539 | 0.983135 |
| | | | Adj. R-squared | 0.971760 | 0.982656 |
| | | | Sum sq. resids | 10.41975 | 1.936035 |
| | | | S.E. equation | 0.271844 | 0.117178 |
| | | | F-statistic | 1248.396 | 2054.848 |
| | | | Log likelihood | -14.45208 | 108.4114 |
| | | | Akaike AIC | 0.266467 | -1.416594 |
| | | | Schwarz SC | 0.368645 | -1.314416 |
| | | | Mean dependent | 4.259783 | 4.083641 |
| | | | S.D. dependent | 1.617662 | 0.889767 |
| | | | Determinant resid covariance (dof adj.) | 0.000995 | |
| | | | Determinant resid covariance | 0.000928 | |
| | | | Log likelihood | 95.42053 | |
| | | | Akaike information criterion | -1.170144 | |
| | | | Schwarz criterion | -0.965788 | |

Cuadro A-3. Causalidad en el sentido de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 2003M09 2015M12

Included observations: 146

Dependent variable: PI

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| PI_E | 0.862964 | 2 | 0.6495 |
| All | 0.862964 | 2 | 0.6495 |

Dependent variable: PI_E

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| PI | 66.57666 | 2 | 0.0000 |
| All | 66.57666 | 2 | 0.0000 |

Alta persistencia en la inflación y baja en las expectativas. La prueba de causalidad en el sentido de Granger, muestra que: i) la inflación no es causada por las expectativas; y, ii) las expectativas sí son causadas por la inflación. Todas las raíces características del VAR están fuera del círculo unitario, por lo que se garantiza estabilidad.

Cuadro A-4. Correlación serial – Prueba Multiplicadores de Lagrange

VAR Residual Serial Correlation LM Test

Sample: 2003M09 2015M12

Included observations: 146

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 6.382260 | 0.1724 |
| 2 | 4.605290 | 0.3302 |
| 3 | 1.733645 | 0.7846 |
| 4 | 12.67329 | 0.0130 |
| 5 | 8.850163 | 0.0650 |
| 6 | 1.353633 | 0.8522 |
| 7 | 8.540081 | 0.0737 |
| 8 | 1.841758 | 0.7648 |
| 9 | 7.156561 | 0.1278 |
| 10 | 4.854561 | 0.3025 |
| 11 | 11.27698 | 0.0236 |
| 12 | 18.20237 | 0.0011 |

Probs from chi-square with 4 df.

H0: No correlación serial al rezago de ...

Correlación significativa en el rezago 12. Inclusión de estos rezagos superiores no modifican estadísticamente los resultados, luego, se dejó el modelo más parsimonioso.

Cuadro A-5. Prueba de normalidad

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 146

| Componen... | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-------------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 0.210971 | 1.083047 | 1 | 0.2980 |
| 2 | 0.167024 | 0.678831 | 1 | 0.4100 |
| Joint | | 1.761878 | 2 | 0.4144 |

| Componen... | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-------------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.463901 | 1.309160 | 1 | 0.2525 |
| 2 | 4.638146 | 16.32476 | 1 | 0.0001 |
| Joint | | 17.63392 | 2 | 0.0001 |

| Componen... | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-------------|-------------|----|--------|
| 1 | 2.392207 | 2 | 0.3024 |
| 2 | 17.00359 | 2 | 0.0002 |
| Joint | 19.39580 | 4 | 0.0007 |

Se rechaza la hipótesis de normalidad multivariada, aunque no la rechaza individualmente para la inflación. No obstante, para los fines de este trabajo (no inferencia), puede relajarse este supuesto.

Cuadro A-6. Prueba de cointegración

Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 145
 Series: PI PI_E
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Interce... No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| Max-Eig | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|---------------------------------------------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or No. of CEs | No Interce... No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | 89.59508 | 89.59508 | 89.97920 | 89.97920 | 91.20969 |
| 1 | 94.35756 | 96.30601 | 96.37194 | 96.85419 | 97.48257 |
| 2 | 94.42846 | 97.97381 | 97.97381 | 98.69093 | 98.69093 |

| Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
|----------------------------------------------------------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -1.125449 | -1.125449 | -1.103161 | -1.103161 | -1.092547 |
| 1 | -1.135966 | -1.149048* | -1.136165 | -1.129023 | -1.123898 |
| 2 | -1.081772 | -1.103087 | -1.103087 | -1.085392 | -1.085392 |

| Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
|-----------------------------------------------------|--------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -0.961216... | -0.961216* | -0.897869 | -0.897869 | -0.846197 |
| 1 | -0.889616 | -0.882169 | -0.848756 | -0.821085 | -0.795430 |
| 2 | -0.753305 | -0.733562 | -0.733562 | -0.674808 | -0.674808 |

Finalmente, una de las pruebas más importantes, es la de cointegración, dada la discusión que se presentó en la sección de los hechos estilizados sobre la naturaleza no estacionaria de la inflación y las expectativas. La prueba de la Traza es contundente al señalar que no hay relaciones de cointegración, mientras que la de Rango señaló dos posibles opciones: rango 1 o rango 0 (siempre con un modelo con intercepto en la relación de cointegración pero no es la ecuación de la media).

Cuadro A-7. Prueba de cointegración de Johansen

| Trend: constant | | Number of obs = | | 147 | | |
|-----------------|-------|-----------------|------------|------------|------------|-----------|
| Sample: 2 - 148 | | Lags = | | 1 | | |
| | | | 5% | | | |
| maximum | | | trace | critical | | |
| rank | parms | LL | eigenvalue | statistic | value | |
| 0 | 2 | 47.9981 | . | 39.3695 | 15.41 | |
| 1 | 5 | 66.109835 | 0.21840 | 3.1460* | 3.76 | |
| 2 | 6 | 67.682858 | 0.02117 | | | |
| <hr/> | | | | | | |
| maximum | | | | | | |
| rank | parms | LL | eigenvalue | SBIC | HQIC | AIC |
| 0 | 2 | 47.9981 | | -.5851383 | -.6092933 | -.6258245 |
| 1 | 5 | 66.109835 | 0.21840 | -.7297109* | -.7900983* | -.8314263 |
| 2 | 6 | 67.682858 | 0.02117 | -.7171641 | -.7896289 | -.8392226 |

En este caso, ante la ambigüedad de resultados y la falta de contundencia en uno u otro sentido, se usaron como criterio decisorio los hechos estilizados encontrados por otros autores. Así pues, tanto Huertas, González, & Ruiz (2015), González, Jalil, & Romero (2010) y más recientemente Vargas (2016) encuentran una relación de cointegración entre las expectativas de inflación (medidas por encuestas como lo hasta ahora presentado, como otras medidas) y la inflación.

Pese a todo lo anterior, en el desarrollo del proceso de estimación de la credibilidad mostrado en el documento, se utilizó la metodología VAR. Lejos de viciar los resultados, como se explica en detalle en el anexo 3, usar el VAR(2) o el VEC(1) genera las mismas estimaciones de credibilidad y meta creíble, por lo que procurando la mayor sencillez en el desarrollo metodológico se privilegia el modelo más parsimonioso (VAR(2)).

Solamente en este anexo, a modo de ejemplo, se muestra la estimación del VEC(1):

Cuadro A-8. VEC(1) estimado [Inflación y Expectativas de inflación]

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 2003M12 2015M12
Included observations: 145 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | Error Correction: | |
|-----------------------------------------|--------------------------------------|-------------|-------------------|-------------------------------|
| PI(-1) | 1.000000 | | D(PI) | D(PI_E) |
| PI_E(-1) | -1.751836 (0.24100) [-7.26916] | | CointEq1 | -0.013777 NA [-0.46143] |
| C | 2.904795 | | D(PI(-1)) | 0.507960 NA [5.82940] |
| R-squared | 0.262939 | 0.365662 | D(PI(-2)) | -0.155338 NA [-1.55850] |
| Adj. R-squared | 0.236426 | 0.342844 | D(PI_E(-1)) | 0.244154 NA [1.28714] |
| Sum sq. resids | 10.30465 | 1.881775 | D(PI_E(-2)) | 0.278593 NA [1.62420] |
| S.E. equation | (0.272276) | (0.116353) | C | 0.011006 NA [0.48194] |
| F-statistic | 9.917368 | 16.02523 | | -0.007692 NA [-0.78816] |
| Log likelihood | -14.04608 | 109.2315 | | |
| Akaike AIC | 0.276498 | -1.423882 | | |
| Schwarz SC | (0.399673) | (-1.300707) | | |
| Mean dependent | 0.004416 | -0.008140 | | |
| S.D. dependent | 0.311590 | 0.143530 | | |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | (0.000987) | | |
| Determinant resid covariance | | 0.000907 | | |
| Log likelihood | | 96.37194 | | |
| Akaike information criterion | | -1.136165 | | |
| Schwarz criterion | | (-0.848756) | | |

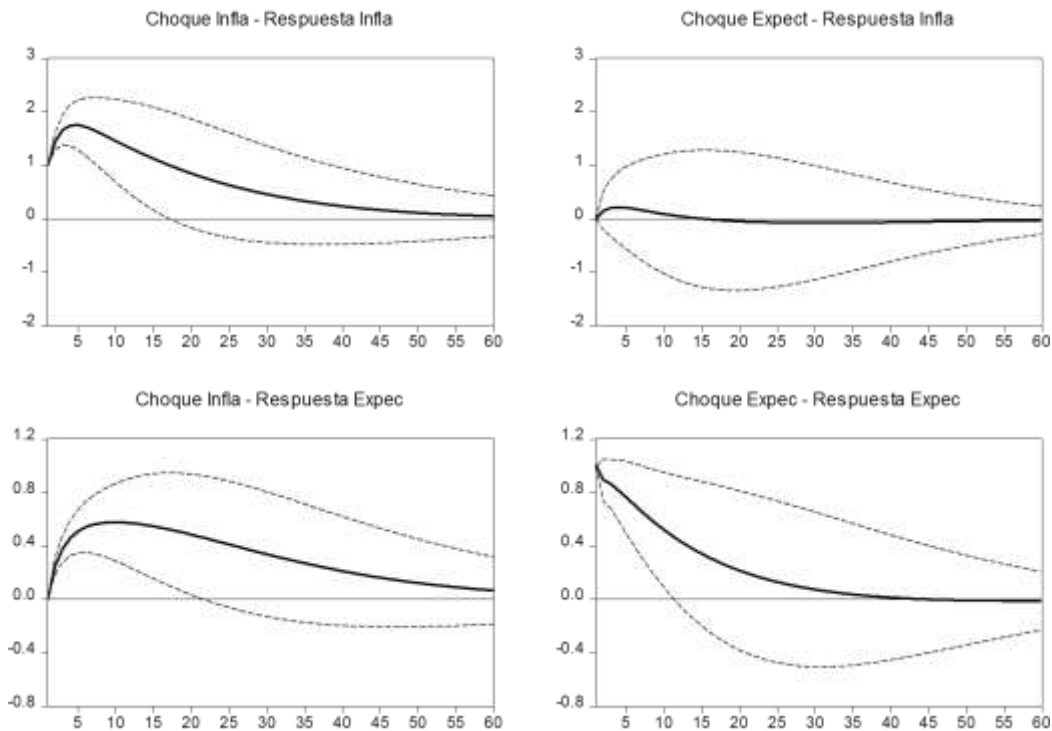
Aquí se destacan varios resultados interesantes: i) la relación de largo plazo no es significativa para la ecuación de la inflación; ii) la variación de las expectativas solo dependerían de la variación pasada y se ajustarían a la relación de largo plazo; iii) la variación de la inflación sólo dependería de la variación pasada. Sin embargo, a largo plazo lo que se cumpliría sería la relación $\pi - 1,752\pi^e + 2,905 = 0$, y despejando las expectativas:

$$\pi^e = 1,658 + 0,571\pi \quad \text{Relación de largo plazo del VEC}$$

E igualando con la ecuación (1) del texto, se llega a que $\lambda = 0,429$ y $\pi^* = 3,86$. Valores muy cercanos a los hallados con la estimación del VAR, cuya diferencia puede atribuirse al proceso mismo de aproximación.

Finalmente, de los resultados del VAR, los impulso respuesta¹² indican que los choques inflacionarios generan una sobrerreacción en la misma variable y tardan casi 18 meses en diluirse, mientras que la respuesta en las expectativas tarda en transmitirse totalmente cerca de un año y tarda más tiempo en desaparecer su efecto (20 meses). Por otra parte, un choque de expectativas inflacionarias (que no tiene efecto significativo sobre la inflación), pierde su efecto mucho más rápidamente (1 año). En otras palabras, se está diciendo (como ya se había evidenciado en las pruebas) que no hay un efecto de las expectativas sobre la inflación, lo que significa básicamente que las expectativas no son un buen predictor inflacionario (las expectativas no se forman racionalmente, hecho ya evidenciado por González et al. (2010), Huertas et al. (2015) y Vargas (2016). Por otra parte, de la descomposición de varianza se obtuvo que la volatilidad de las expectativas, a mediano plazo (+ 24 meses) se debe en más de un 85% a la inflación.

Gráfico A-1. Impulso Respuesta [VAR Inflación y Expectativas de inflación]



¹² No se presentan estos resultados en el documento, precisamente porque en sentido estricto hacer inferencia sobre el VAR es erróneo, dado que existe una relación de cointegración, en cuyo caso los choques tienen un efecto permanente sobre las variables.

B. Anexo: Equivalencia en la Credibilidad desde un VAR(2) y un VEC(1)

Partiendo de la forma general de un VEC(p), la ecuación de las expectativas es

$$\Delta\pi_t^e = c_0 + c_1(\pi_{t-1}^e + a_1\pi_{t-1} + a_2) + \sum_{j=1}^p c_{j+1}\Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^p c_{p+j+1}\Delta\pi_{t-j}^e$$

A largo plazo (en ausencia de subíndices t), se tendría

$$c_0 + c_1(\pi_{t-1}^e + a_1\pi_{t-1} + a_2) = 0$$

Igualando y despejando de la relación $\pi^e = \lambda\pi^* + (1 - \lambda)\pi$, la credibilidad está dada por:

$$\lambda^{vec} = 1 + a_1$$

Si, en cambio se estima un VAR de la forma

$$\pi_t^e = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p+1} \beta_{j+1}\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+1} \beta_{p+j+2}\pi_{t-j}^e$$

A largo plazo (en ausencia de subíndices temporales), la credibilidad según la ecuación (5) es

$$\lambda^{var} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{p+1} \beta_j}{1 - \sum_{j=1}^{p+1} \beta_{p+j+1}}$$

Lo que se va a mostrar es que $\lambda^{vec} = \lambda^{var}$ (y por consiguiente son iguales las metas creíbles calculadas por cada modelo), por lo que haber continuado el análisis con la metodología VAR en vez de la VEC, no vicia los cálculos y estimaciones presentadas.

El modelo identificado es un VEC(p) se puede reescribir como

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + c_0 + c_1\pi_{t-1}^e + c_1a_1\pi_{t-1} + c_1a_2 + \sum_{j=1}^p c_{j+1}(\pi_{t-j} - \pi_{t-j-1}) + \sum_{j=1}^p c_{p+j+1}(\pi_{t-j}^e - \pi_{t-j-1}^e)$$

$$\begin{aligned}\pi_t^e &= \pi_{t-1}^e + c_0 + c_1\pi_{t-1}^e + c_1a_1\pi_{t-1} + c_1a_2 + (c_2)\pi_{t-1} + (c_3 - c_2)\pi_{t-2} + (c_4 - c_3)\pi_{t-3} + \\ &\dots + (c_p - c_{p-1})\pi_{t-p+1} + (c_{p+1} - c_p)\pi_{t-p} + (-c_{p+1})\pi_{t-p-1} + (c_{p+2})\pi_{t-1}^e + (c_{p+3} - \\ &c_{p+2})\pi_{t-2}^e + (c_{p+4} - c_{p+3})\pi_{t-3}^e + \dots + (c_{2p} - c_{2p-1})\pi_{t-p+1}^e + (c_{2p+1} - c_{2p})\pi_{t-p}^e + \\ &(-c_{2p+1})\pi_{t-p-1}^e\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\pi_t^e &= (c_0 + c_1a_2) + (c_2 + c_1a_1)\pi_{t-1} + (c_3 - c_2)\pi_{t-2} + (c_4 - c_3)\pi_{t-3} + \dots + (c_p - \\ &c_{p-1})\pi_{t-p+1} + (c_{p+1} - c_p)\pi_{t-p} - c_{p+1}\pi_{t-p-1} + (1 + c_1 + c_{p+2})\pi_{t-1}^e + (c_{p+3} - c_{p+2})\pi_{t-2}^e + \\ &(c_{p+4} - c_{p+3})\pi_{t-3}^e + \dots + (c_{2p} - c_{2p-1})\pi_{t-p+1}^e + (c_{2p+1} - c_{2p})\pi_{t-p}^e - c_{2p+1}\pi_{t-p-1}^e\end{aligned}$$

Por lo tanto, en el VAR(p+1) que se estima realmente, lo que se hace es asumir la siguiente relación entre los coeficientes c y los beta

$$\begin{aligned}\pi_t^e &= \\ &\frac{(c_0 + c_1a_2)}{\beta_0} + \frac{(c_2 + c_1a_1)}{\beta_1}\pi_{t-1} + \frac{(c_3 - c_2)}{\beta_2}\pi_{t-2} + \frac{(c_4 - c_3)}{\beta_3}\pi_{t-3} + \dots + \frac{(c_p - c_{p-1})}{\beta_{p-1}}\pi_{t-p+1} + \\ &\frac{(c_{p+1} - c_p)}{\beta_p}\pi_{t-p} - \frac{c_{p+1}}{\beta_{p+1}}\pi_{t-p-1} + \frac{(1 + c_1 + c_{p+2})}{\beta_{p+2}}\pi_{t-1}^e + \frac{(c_{p+3} - c_{p+2})}{\beta_{p+3}}\pi_{t-2}^e + \\ &\frac{(c_{p+4} - c_{p+3})}{\beta_{p+4}}\pi_{t-3}^e + \dots + \frac{(c_{2p} - c_{2p-1})}{\beta_{2p}}\pi_{t-p+1}^e + \frac{(c_{2p+1} - c_{2p})}{\beta_{2p+1}}\pi_{t-p}^e - \frac{c_{2p+1}}{\beta_{2p+2}}\pi_{t-p-1}^e\end{aligned}$$

Partiendo por ejemplo de $\lambda^{var} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{p+1} \beta_j}{1 - \sum_{j=1}^{p+1} \beta_{p+j+1}}$, reemplazando los betas, se llega a que

$$\lambda^{var} = 1 - \frac{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \beta_{p-1} + \beta_p + \beta_{p+1}}{1 - \beta_{p+2} - \beta_{p+3} - \beta_{p+4} - \dots - \beta_{2p} - \beta_{2p+1} - \beta_{2p+2}}$$

$$\lambda^{var} = 1 - \frac{c_2 + c_1a_1 + c_3 - c_2 + c_4 - c_3 + \dots + c_p - c_{p-1} + c_{p+1} - c_p - c_{p+1}}{1 - 1 - c_1 - c_{p+2} - c_{p+3} + c_{p+2} - c_{p+4} + c_{p+3} - \dots - c_{2p} + c_{2p-1} - c_{2p+1} + c_{2p} + c_{2p+1}}$$

$$\lambda^{var} = 1 - \frac{c_1a_1}{-c_1}$$

$$\lambda^{var} = 1 + a_1 = \lambda^{vec}$$

De manera análoga se demuestra para la meta creíble.

En todo caso, para poder estimar el VAR cointegrado, se requiere que: i) si se identificó un VEC de orden p, el VAR identificado debe ser de orden p+1; ii) si no se halla evidencia estadística para una constante en la relación de largo plazo ($a_2 = 0$), tampoco debe hallarse evidencia estadística para una constante en las ecuaciones para la media del VEC ($c_0 = 0$). Ambas restricciones se cumplen según lo mostrado en el Anexo A.

C. Anexo: Parámetros variables en el tiempo

Partiendo de la estructura VAR(2), se planteó que los coeficientes son variables en el tiempo, de manera que establece que el comportamiento de la inflación y las expectativas sigue el siguiente proceso

$$\begin{aligned}\pi_t &= a_{0,t} + a_{1,t}\pi_{t-1} + a_{2,t}\pi_{t-2} + a_{3,t}\pi_{t-1}^e + a_{4,t}\pi_{t-2}^e + \varepsilon_{1,t} \\ \pi_t^e &= b_{0,t} + b_{1,t}\pi_{t-1} + b_{2,t}\pi_{t-2} + b_{3,t}\pi_{t-1}^e + d_{4,t}\pi_{t-2}^e + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

Sin embargo, como lo relevante es determinar el comportamiento de los coeficientes para cada periodo, pero estos no son directamente observables ni determinables con las técnicas tradicionales, debe modelarse mediante una representación tipo estado espacio.

De esta manera, las dos anteriores corresponden a la ecuación de medida, mientras que las ecuaciones de transición, que describen la senda de cada parámetro, que para este caso, se asumió que siguen un proceso de caminata aleatoria.

$$\begin{aligned}a_{j,t} &= a_{j,t-1} + \eta_{j,t} & j &= [0,4] \\ b_{j,t} &= b_{j,t-1} + v_{j,t} & j &= [0,4]\end{aligned}$$

Donde, $\eta_{j,t} \sim N(0, \sigma_j^2)$ y $v_{j,t} \sim N(0, \omega_j^2)$. La varianza (coeficientes σ_j^2 y ω_j^2) es estimada endógenamente y corresponde a los coeficientes $C(j)$ presentados en el Cuadro C-1. Las series estimadas de los estados, α_{jt} (que en el cuadro se denotan como SV) serán las variables de interés.

El proceso de estimación determinó, en primer lugar, que la varianza de varios coeficientes (alphas y betas) no era significativamente distinta de cero, esto es, no son variables en el tiempo. Pero además, algunos de ellos al estimarlos como coeficientes tampoco resultaron significativos. Este proceso de identificación, llevó a que el modelo estimado fuera:

$$\pi_t = a_0 + a_1\pi_{t-1} + a_2\pi_{t-2} + a_{3,t}\pi_{t-1}^e + \varepsilon_{1,t}$$

$$\pi_t^e = b_{0,t} + b_{1,t}\pi_{t-1} + b_{3,t}\pi_{t-1}^e + \varepsilon_{2,t}$$

$$a_{3,t} = a_{3,t-1} + \eta_{3,t}$$

$$b_{0,t} = b_{0,t-1} + v_{0,t}$$

$$b_{1,t} = b_{1,t-1} + v_{1,t}$$

$$\eta_{3,t} \sim N(0, \sigma_3^2)$$

$$v_{0,t} \sim N(0, \omega_0^2)$$

$$v_{1,t} \sim N(0, \omega_1^2)$$

Se estimó usando los algoritmos de Máxima Verosimilitud de Marquardt y Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno (BFGS), pero los resultados (que se muestran en el cuadro C-1) no fueron significativamente distintos.

Cuadro C-1: Modelo VAR con parámetros variables en el tiempo

Sspace: DINAMICO
 Method: Maximum likelihood (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 08/11/16 Time: 21:32
 Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 148
 Valid observations: 147
 Partial observations: 1
 Convergence achieved after 0 iterations
 Coefficient covariance computed using the Huber-White method with observed Hessian

| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) = a_0 | 1.814287 | 0.603520 | 3.006174 | 0.0026 |
| C(2) = a_1 | 0.538672 | 0.075922 | 7.095042 | 0.0000 |
| C(3) = a_2 | -0.152818 | 0.083546 | -1.829143 | 0.0674 |
| C(4) = b_3 | 0.050537 | 0.084403 | 0.598757 | 0.5493 |
| C(5) = $\text{Var}(a_{3,t})$ | -5.514614 | 0.116999 | -47.13381 | 0.0000 |
| C(6) = $\text{Var}(b_{0,t})$ | -5.153652 | 0.357358 | -14.42153 | 0.0000 |
| C(7) = $\text{Var}(b_{1,t})$ | -7.816839 | 0.346528 | -22.55758 | 0.0000 |
| | Final State | Root MSE | z-Statistic | Prob. |
| $a_{3,t}$ | 0.546503 | 0.063462 | 8.611443 | 0.0000 |
| $b_{0,t}$ | 2.475832 | 0.349883 | 7.076176 | 0.0000 |
| $b_{1,t}$ | 0.302030 | 0.057068 | 5.292500 | 0.0000 |
| Log likelihood | 74.44417 | Akaike info criterion | | -0.917608 |
| Parameters | 7 | Schwarz criterion | | -0.775206 |
| Diffuse priors | 3 | Hannan-Quinn criter. | | -0.859748 |

Tanto individual como conjuntamente, se rechaza la hipótesis de que las varianzas de las variables de estado sean cero. Esto implica, que efectivamente hay una evolución en las relaciones de las expectativas con los rezagos tanto de la inflación como de la misma variable.

Cuadro C-2: Test de Wald

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|----|-------------|
| Chi-square | 78.96784 | 4 | 0.0000 |

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=0, C(3)=0, C(4)=0

Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(1) | 1.814287 | 0.603520 |
| C(2) | 0.538672 | 0.075922 |
| C(3) | -0.152818 | 0.083546 |
| C(4) | 0.050537 | 0.084403 |

Restrictions are linear in coefficients.

Gráfico C-1: Residuales y Expectativas de inflación: observadas y estimadas

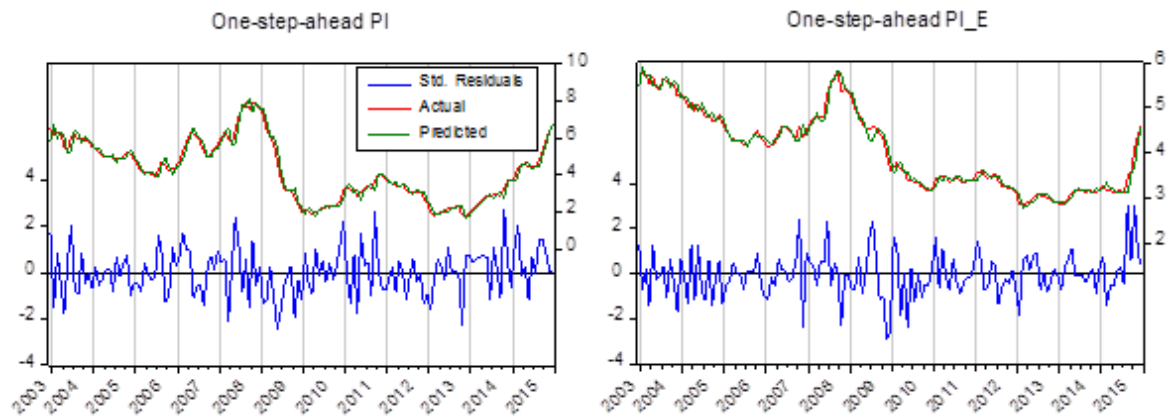
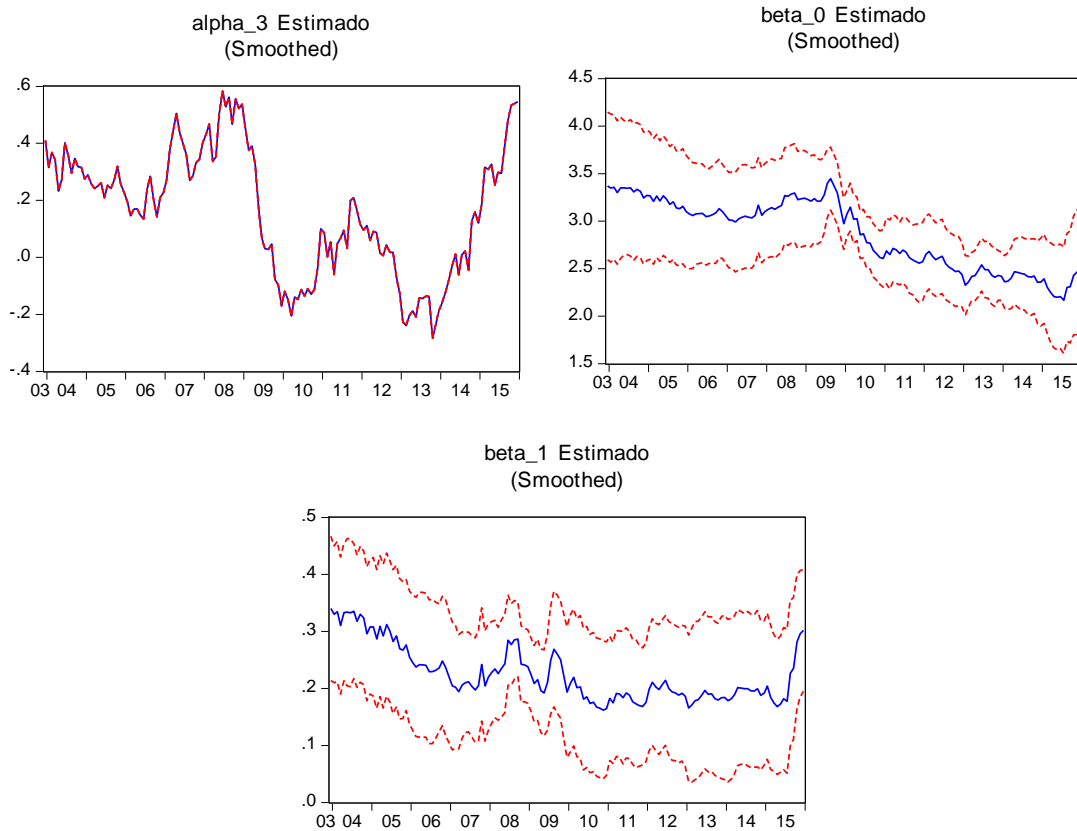


Gráfico C-2: Parámetros variables en el tiempo

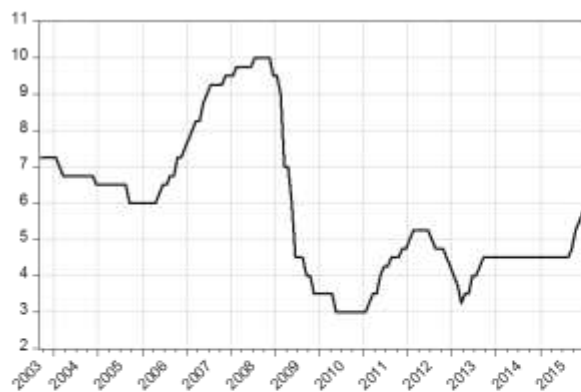
De esta manera se obtienen los gráficos presentados en el documento para credibilidad y meta creíble. En otros términos, puede decirse que la credibilidad de la política monetaria en Colombia, a la luz de estos resultados, depende inversamente de la importancia de la inflación observada en el periodo anterior en la formación de las expectativas.

D. Anexo: Credibilidad y volatilidad de cambios en la tasa de intervención

La tasa de interés de intervención del Banco de la República resulta ser una variable $I(1)$ como se ilustra en el Cuadro D-1, por lo que el modelo se plantea en primeras diferencias. En términos económicos y para los objetivos del documento, ello implica que no se estará analizando directamente la varianza de la tasa de intervención, sino la varianza en su cambio.

Cuadro D-1: Tasa de Intervención

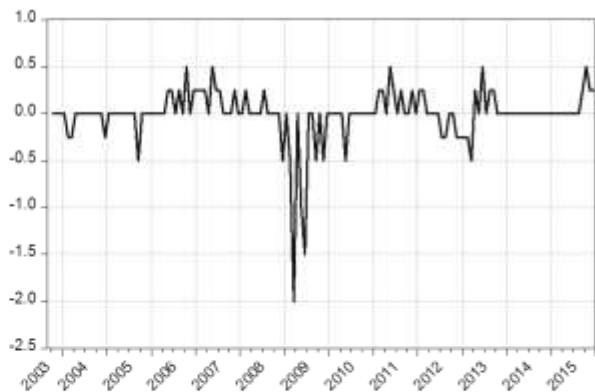
(Gráficas en niveles y primera diferencia y prueba de raíz unitaria)



Null Hypothesis: TASA_INTERV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.593754 | 0.0966 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.476143 | |
| 5% level | -2.881541 | |
| 10% level | -2.577514 | |

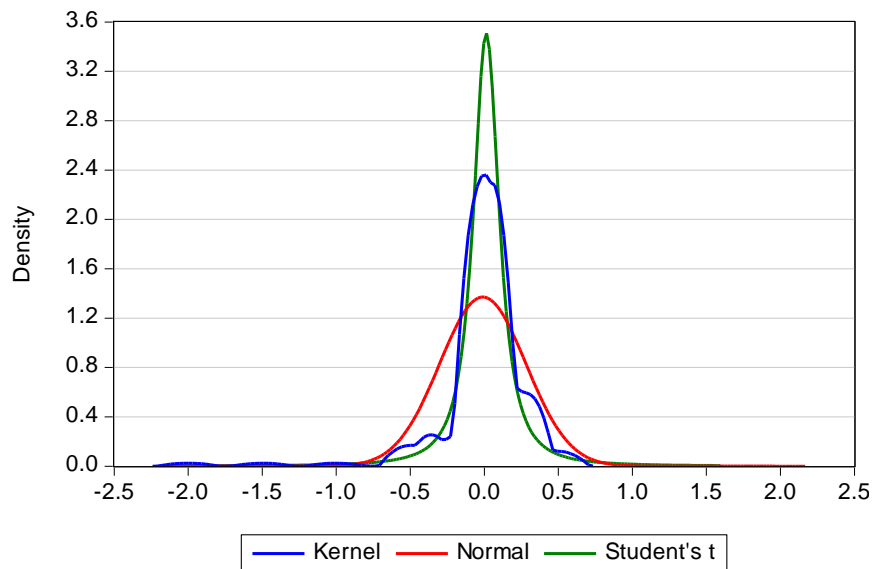
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Null Hypothesis: D(TASA_INTERV) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.908993 | 0.0036 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.581120 | |
| 5% level | -1.943058 | |
| 10% level | -1.615241 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

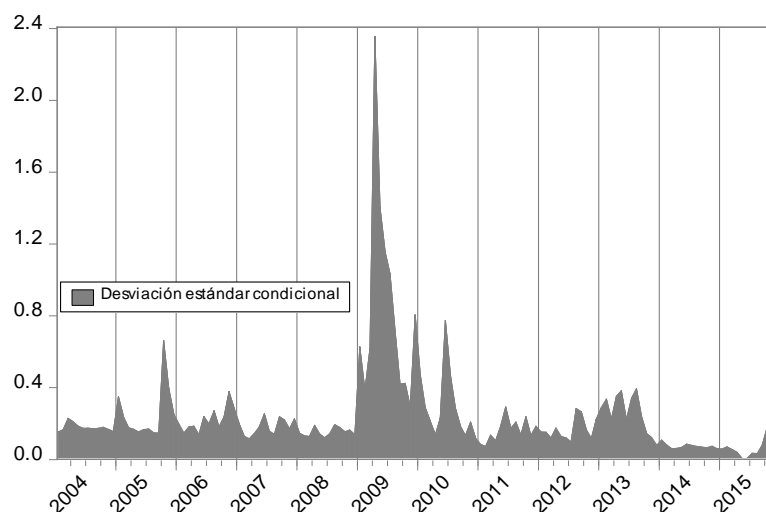
Gráfica D-1: Distribución de probabilidad Kernel del cambio en la Tasa de Intervención

En este caso será muy importante tener en cuenta que la variable no tiene distribución normal y es más acertada una aproximación a su distribución mediante una t de Student.

Cuadro D-2: Modelo ARIMA-GARCH estimado para la Tasa de intervención

Dependent Variable: TASA_INTERV-TASA_INTERV(-1)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
Sample (adjusted): 2004M01 2015M12
Included observations: 144 after adjustments
Convergence achieved after 29 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*LAMBDA

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|----------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| TASA_INTERV(-1)-TASA_INTERV(-... | 0.196513 | 0.079143 | 2.482991 | 0.0130 |
| TASA_INTERV(-3)-TASA_INTERV(-... | 0.128200 | 0.058482 | 2.192129 | 0.0284 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 0.031217 | 0.001974 | 15.81078 | 0.0000 |
| RESID(-1)^2 | 0.693449 | 0.314157 | 2.207333 | 0.0273 |
| GARCH(-1) | 0.517622 | 0.047120 | 10.98516 | 0.0000 |
| LAMBDA | -0.038281 | 0.002264 | -16.90743 | 0.0000 |
| T-DIST. DOF | 2.447029 | 0.205415 | 11.91262 | 0.0000 |
| R-squared | 0.182435 | Mean dependent var | -0.010417 | |
| Adjusted R-squared | 0.176677 | S.D. dependent var | 0.293988 | |
| S.E. of regression | 0.266757 | Akaike info criterion | -1.100976 | |
| Sum squared resid | 10.10459 | Schwarz criterion | -0.956610 | |
| Log likelihood | 86.27024 | Hannan-Quinn criter. | -1.042313 | |
| Durbin-Watson stat | 1.929084 | | | |

Gráfica D-2: Desviación estándar condicional estimada para la variación de la Tasa de Intervención

A modo de ilustración, la siguiente tabla muestra que incluso utilizando otros de los indicadores calculados para la credibilidad, ésta sigue siendo significativa al momento de explicar la volatilidad del instrumento de política.

Cuadro D-3: Modelos de volatilidad condicional para otras especificaciones de la credibilidad

| INDICADOR DE CREDIBILIDAD | MODELO ESTIMADO | COEFICIENTE ESTIMADO |
|------------------------------------------------------|---------------------------------------|----------------------|
| Cecchetti & Krause (IC_t^{CK}) | ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,0) ^a | -0.091789* |
| De Mendonça (IC_t^{DM}) | ARIMA(1,1,0)-GARCH(1,0) ^b | -0.067793* |
| De Mendonça & De Guimarães e Souza (IC_t^{DMGS}) | ARIMA(2,1,0)-GARCH(1,1) ^b | -0.222240* |
| Nahon & Meuer (IC_t^{NM}) | ARIMA(2,1,0)-GARCH(1,1) ^a | -0.149477* |
| Cóncavo ($IC_t^{CVÉ}$) | ARIMA(2,1,0)-GARCH(1,1) ^a | -0.063945* |
| Convexo (IC_t^{CVX}) | ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,1) ^b | -0.056181* |
| Promedio simple reputación (IC_t^{AR}) | ARIMA(2,1,0)-EGARCH(1,1) ^a | -0.049386* |
| Promedio ponderado reputación (IC_t^{WR}) | ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,1) ^a | -0.055544* |
| Promedio móvil reputación (IC_t^{MAR}) | ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,0) ^c | -0.127234* |
| CREDIBILIDAD: modelo base | ARIMA(3,1,0)-GARCH(1,1) ^c | -0.038211* |

^a Credibilidad rezagada un periodo

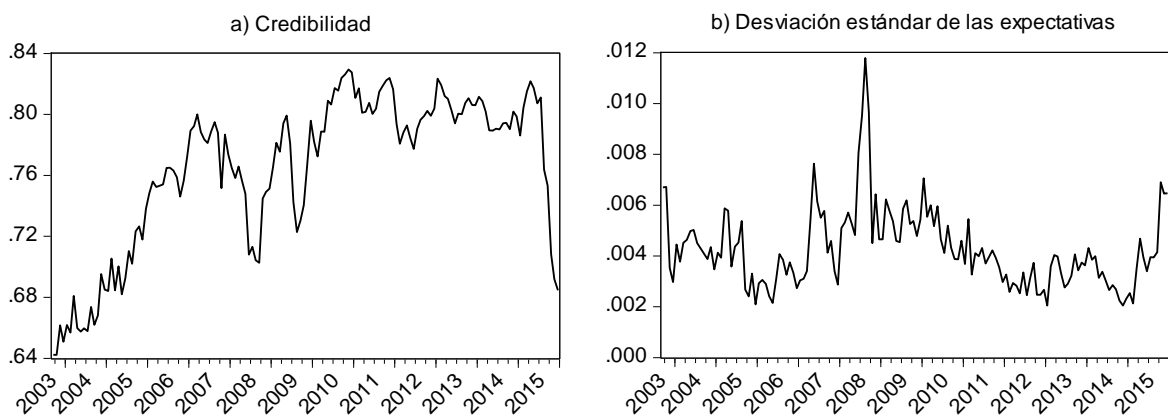
^b Credibilidad rezagada dos periodo

^c Credibilidad contemporánea

* Significativo al 5%

E. Anexo: Credibilidad y Volatilidad de expectativas

Gráfica E-1: Variables endógenas



Cuadro E-1: Prueba de causalidad en el sentido de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 147

Dependent variable: LAMBDA

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DESVEST | 0.208252 | 1 | 0.6481 |
| All | 0.208252 | 1 | 0.6481 |

Dependent variable: DESVEST

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| LAMBDA | 0.146956 | 1 | 0.7015 |
| All | 0.146956 | 1 | 0.7015 |

Cuadro E-2: Modelo VAR(1) estimado

Included observations: 147 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

| | LAMBDA | DESVEST |
|-----------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LAMBDA(-1) | 0.945713 (0.02410) [39.2461] | -0.000679 (0.00177) [-0.38335] |
| DESVEST(-1) | -0.359007 (0.78670) [-0.45635] | 0.743203 (0.05780) [12.8578] |
| C | 0.043326 (0.01976) [2.19241] | 0.001604 (0.00145) [1.10487] |
| R-squared | 0.922802 | 0.564942 |
| Adj. R-squared | 0.921729 | 0.558900 |
| Sum sq. resids | 0.027526 | 0.000149 |
| S.E. equation | 0.013826 | 0.001016 |
| F-statistic | 860.6626 | 93.49523 |
| Log likelihood | 422.2716 | 806.0631 |
| Akaike AIC | -5.704376 | -10.92603 |
| Schwarz SC | -5.643347 | -10.86500 |
| Mean dependent | 0.765075 | 0.004230 |
| S.D. dependent | 0.049418 | 0.001530 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.80E-10 |
| Determinant resid covariance | | 1.73E-10 |
| Log likelihood | | 1234.961 |
| Akaike information criterion | | -16.72055 |
| Schwarz criterion | | -16.59849 |

Cuadro E-3: Prueba de Multiplicadores de Lagrange para correlación serial

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order ...

Date: 03/30/16 Time: 16:42

Sample: 2003M09 2015M12

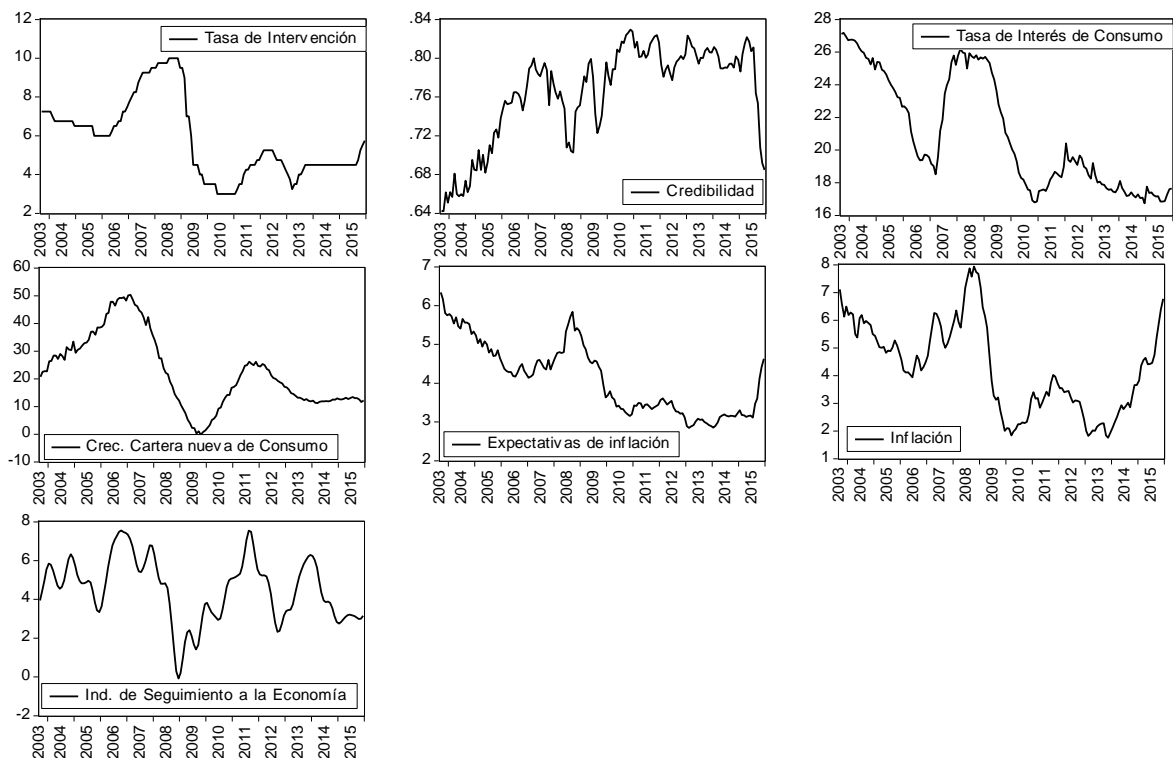
Included observations: 147

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 2.334802 | 0.6744 |
| 2 | 2.958526 | 0.5648 |
| 3 | 3.783787 | 0.4361 |
| 4 | 7.053912 | 0.1331 |
| 5 | 3.899621 | 0.4198 |
| 6 | 1.874552 | 0.7588 |
| 7 | 1.725187 | 0.7861 |
| 8 | 0.790391 | 0.9397 |
| 9 | 7.030423 | 0.1343 |
| 10 | 8.784300 | 0.0667 |
| 11 | 3.718031 | 0.4455 |
| 12 | 12.58287 | 0.0135 |

Probs from chi-square with 4 df.

F. Anexo: SVAR Modelo de Transmisión de Política Monetaria

Gráfica F-1: Variables endógenas



Excepto por ISE, las demás variables resultaron ser $I(1)$. En el caso del crecimiento de la cartera nueva, incluso la prueba no fue concluyente sobre si la primera diferencia de la variable era $I(0)$.

Por criterios de información y en todo caso privilegiando la parsimonia del modelo, se optó por estimar inicialmente el VAR reducido con 2 rezagos. A partir de este, se realizó la prueba de cointegración, cuyos resultados se muestran en el Cuadro F-1.

Cuadro F-1: Prueba de cointegración

Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 145
 Series: TASA_INTERV LAMBDA TASA_CONS CART_CONSUM PI_E PI_ISE
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 3 | 3 | 2 | 2 | 2 |
| Max-Eig | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 |

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or No. of CEs | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

| | | | | | |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | 612.5961 | 612.5961 | 617.9551 | 617.9551 | 623.5257 |
| 1 | 643.5510 | 645.0034 | 650.1224 | 657.2410 | 662.7423 |
| 2 | 661.7951 | 663.8697 | 668.9425 | 680.0767 | 684.1313 |
| 3 | 677.3289 | 681.7689 | 686.7931 | 698.5257 | 702.5528 |
| 4 | 686.4090 | 691.2671 | 694.3614 | 708.2184 | 711.2395 |
| 5 | 691.5237 | 697.6054 | 698.3794 | 715.7187 | 718.7083 |
| 6 | 695.1702 | 701.2519 | 701.8393 | 719.5992 | 721.8253 |
| 7 | 695.7153 | 703.6047 | 703.6047 | 722.3595 | 722.3595 |

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

| | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 0 | -7.097877 | -7.097877 | -7.075243 | -7.075243 | -7.055528 |
| 1 | -7.331738 | -7.337978 | -7.325826 | -7.410221 | -7.403342 |
| 2 | -7.390277 | -7.391306 | -7.392310 | -7.518300 | -7.505260 |
| 3 | -7.411433 | -7.431296 | -7.445422 | -7.565872 | -7.566245* |
| 4 | -7.343572 | -7.355408 | -7.356710 | -7.492667 | -7.492959 |
| 5 | -7.221017 | -7.235936 | -7.219026 | -7.389223 | -7.402873 |
| 6 | -7.078210 | -7.079337 | -7.073645 | -7.235851 | -7.252763 |
| 7 | -6.892624 | -6.904892 | -6.904892 | -7.067028 | -7.067028 |

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

| | | | | | |
|---|------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -5.086016* | -5.086016* | -4.919677 | -4.919677 | -4.756257 |
| 1 | -5.032468 | -5.018179 | -4.882851 | -4.946717 | -4.816663 |
| 2 | -4.803598 | -4.763569 | -4.661927 | -4.746858 | -4.631172 |
| 3 | -4.537346 | -4.495620 | -4.427630 | -4.486492 | -4.404749 |
| 4 | -4.182075 | -4.111795 | -4.051509 | -4.105350 | -4.044053 |
| 5 | -3.772112 | -3.684385 | -3.626416 | -3.693968 | -3.666559 |
| 6 | -3.341896 | -3.219848 | -3.193626 | -3.232657 | -3.229040 |
| 7 | -2.868901 | -2.737465 | -2.737465 | -2.755897 | -2.755897 |

Para el desarrollo del modelo se eligió no estimar un VEC por las siguientes razones:

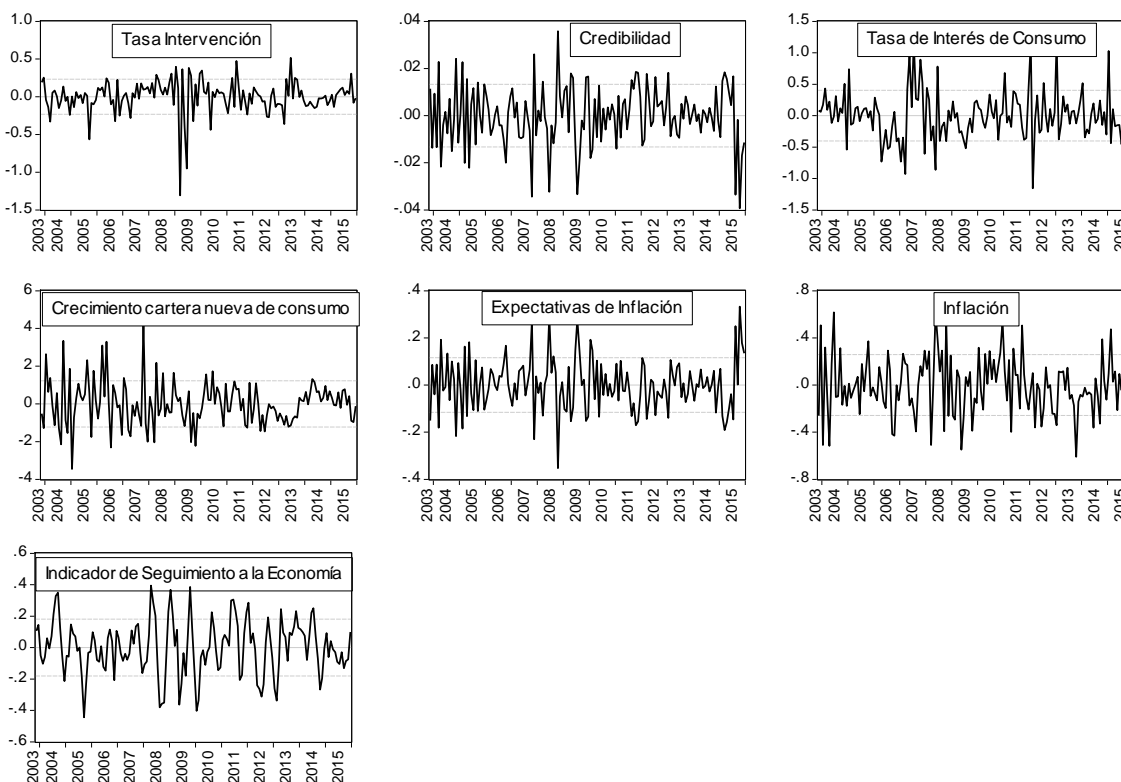
- No todas las variables son I(1)
- La prueba de Traza no es concluyente (aunque indica 2-3 relaciones de cointegración)
- La prueba de Valor Propio indica 1 relación de cointegración
- El criterio de información de Máxima Verosimilitud no sugirió ninguna especificación
- El criterio de información de Akaike seleccionó un modelo muy poco parsimonioso (con tendencia cuadrática e intercepto y 3 relaciones de cointegración)

- El criterio de información de Schwarz apuntó hacia modelos más sencillos en especificación, pero establece que no hay relaciones de cointegración
- Al hacer distintas estimaciones del VEC(2) para relaciones de cointegración y con distintas especificaciones del modelo, los resultados indican que cuando mucho para dos variables (en general ISE y Cartera) resulta significativa la relación de largo plazo.
- Teóricamente todo el sustento apunta a tener estas variables en niveles, puesto que choques sobre ellas tendrían un efecto de tipo transitorio.
- Una eventual mala especificación no deriva en un sesgo significativamente alto al momento de derivar los resultados.

Como se mencionó en el Capítulo 5, la identificación del SVAR obedeció en una primera etapa a la imposición de un conjunto de restricciones de la metodología de Cholesky, esto es, una matriz triangular superior de acuerdo a la ordenación de las variables según el grado en que la literatura de mecanismos de transmisión ha detectado es su grado de respuesta a los choques de las otras variables. Y una segunda etapa de selección mediante significancia estadística de aquellas restricciones *válidas*, obteniendo así la matriz A de restricciones cuya inversa se presenta y explica en el capítulo 5.

Algunas variables del modelo presentan cierto grado de autocorrelación, reflejado en los residuales del modelo (Gráfica F-2), en particular la inflación y sobre todo el ISE, cuya estructura es bien conocida por la fuerza estacionalidad (pese a que la primera se refiere a variaciones anuales y el segundo está desestacionalizado). Así mismo se rechaza el supuesto de normalidad (Cuadro F-2) fundamentalmente porque éste no es satisfecho por la Tasa de Intervención, como se mostró en el Anexo E.

Gráfica F-2: Residuales del modelo SVAR



Cuadro F-2: Prueba de Normalidad Multivariada

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Estimated from Structural VAR
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Sample: 2003M09 2015M12
 Included observations: 146

| Componen... | Skewnes... | Chi-sq | df | Prob. | Componen... | Jarque-Ber... | df | Prob. | |
|-------------|-------------|------------|----|--------|-------------|---------------|----------|--------|--------|
| 1 | -1.67893... | 68.5911... | 1 | 0.0000 | 1 | 490.8122 | 2 | 0.0000 | |
| 2 | -0.18832... | 0.86303... | 1 | 0.3529 | 2 | 1.039664 | 2 | 0.5946 | |
| 3 | 0.42040... | 4.30062... | 1 | 0.0381 | 3 | 8.643093 | 2 | 0.0133 | |
| 4 | 0.44074... | 4.72692... | 1 | 0.0297 | 4 | 6.751259 | 2 | 0.0342 | |
| 5 | 0.15861... | 0.61221... | 1 | 0.4340 | 5 | 1.397310 | 2 | 0.4973 | |
| 6 | 0.05246... | 0.06698... | 1 | 0.7958 | 6 | 2.181660 | 2 | 0.3359 | |
| 7 | -0.13710... | 0.45740... | 1 | 0.4988 | 7 | 2.817254 | 2 | 0.2445 | |
| Joint | | 79.6183... | 7 | 0.0000 | Joint | | 513.6424 | 14 | 0.0000 |
| Componen... | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. | | | | | |
| 1 | 11.3310... | 422.221... | 1 | 0.0000 | | | | | |
| 2 | 3.17039... | 0.17663... | 1 | 0.6743 | | | | | |
| 3 | 3.84488... | 4.34247... | 1 | 0.0372 | | | | | |
| 4 | 3.57685... | 2.02433... | 1 | 0.1548 | | | | | |
| 5 | 3.35924... | 0.78510... | 1 | 0.3756 | | | | | |
| 6 | 2.41040... | 2.11467... | 1 | 0.1459 | | | | | |
| 7 | 2.37716... | 2.35985... | 1 | 0.1245 | | | | | |
| Joint | | 434.024... | 7 | 0.0000 | | | | | |

Cuadro F-3: Causalidad en el sentido de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

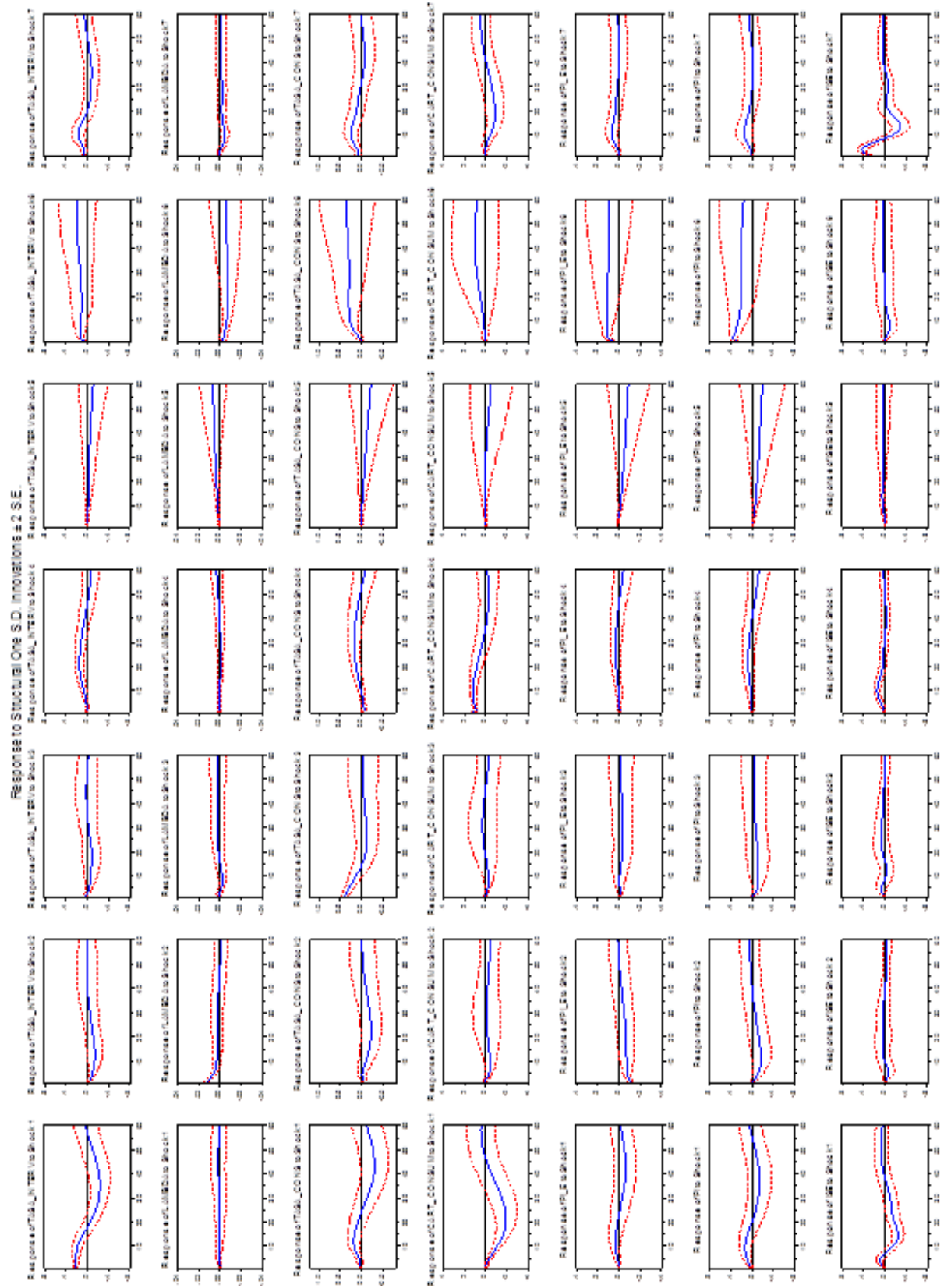
Date: 05/05/16 Time: 14:45

Sample: 2003M09 2015M12

Included observations: 146

| Dependent variable: TASA_INTERV | | | | Dependent variable: LAMBDA | | | |
|---------------------------------|----------|----|--------|---------------------------------|----------|----|--------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| LAMBDA | 1.966408 | 2 | 0.3741 | TASA_INT... | 5.076336 | 2 | 0.0790 |
| TASA_CONS | 6.638692 | 2 | 0.0362 | TASA_CO... | 8.768675 | 2 | 0.0125 |
| CART_CONS... | 4.387898 | 2 | 0.1115 | CART_CO... | 1.172456 | 2 | 0.5564 |
| PI_E | 0.372452 | 2 | 0.8301 | PI_E | 8.107561 | 2 | 0.0174 |
| PI | 9.080579 | 2 | 0.0107 | PI | 17.84456 | 2 | 0.0001 |
| ISE | 4.790140 | 2 | 0.0912 | ISE | 6.155353 | 2 | 0.0461 |
| All | 72.78898 | 12 | 0.0000 | All | 24.60354 | 12 | 0.0168 |
| Dependent variable: TASA_CONS | | | | Dependent variable: CART_CONSUM | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| TASA_INTER... | 0.488794 | 2 | 0.7832 | TASA_INT... | 23.01555 | 2 | 0.0000 |
| LAMBDA | 1.907823 | 2 | 0.3852 | LAMBDA | 0.051901 | 2 | 0.9744 |
| CART_CONS... | 4.372193 | 2 | 0.1124 | TASA_CO... | 1.488663 | 2 | 0.4751 |
| PI_E | 0.750109 | 2 | 0.6873 | PI_E | 8.809625 | 2 | 0.0122 |
| PI | 2.844313 | 2 | 0.2412 | PI | 2.610486 | 2 | 0.2711 |
| ISE | 3.972166 | 2 | 0.1372 | ISE | 3.024085 | 2 | 0.2205 |
| All | 41.04409 | 12 | 0.0000 | All | 87.98855 | 12 | 0.0000 |
| Dependent variable: PI_E | | | | Dependent variable: PI | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
| TASA_INTER... | 2.909305 | 2 | 0.2335 | TASA_INT... | 10.37424 | 2 | 0.0056 |
| LAMBDA | 0.637330 | 2 | 0.7271 | LAMBDA | 12.05851 | 2 | 0.0024 |
| TASA_CONS | 7.619025 | 2 | 0.0222 | TASA_CO... | 6.161902 | 2 | 0.0459 |
| CART_CONS... | 1.021581 | 2 | 0.6000 | CART_CO... | 1.359670 | 2 | 0.5067 |
| PI | 57.91305 | 2 | 0.0000 | PI_E | 4.591033 | 2 | 0.1007 |
| ISE | 3.760135 | 2 | 0.1526 | ISE | 2.779694 | 2 | 0.2491 |
| All | 80.92777 | 12 | 0.0000 | All | 26.38035 | 12 | 0.0095 |
| Dependent variable: ISE | | | | | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | | | | |
| TASA_INTER... | 13.50119 | 2 | 0.0012 | | | | |
| LAMBDA | 2.713964 | 2 | 0.2574 | | | | |
| TASA_CONS | 3.464601 | 2 | 0.1769 | | | | |
| CART_CONS... | 25.88608 | 2 | 0.0000 | | | | |
| PI_E | 2.624293 | 2 | 0.2692 | | | | |
| PI | 4.478469 | 2 | 0.1065 | | | | |
| All | 59.48302 | 12 | 0.0000 | | | | |

Gráfica F-3: Impulso-Respuesta Estructurales



Bibliografía

- Arias, M., Hernández, C., & Zea, C. (2006). Expectativas de inflación en el mercado de deuda pública colombiano. *Borradores de Economía*, 390.
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12, 101–122.
- Beckworth, D., Moon, K. P., & Toles, J. H. (2012). Can Monetary Policy Influence Long-Term Interest Rates? It Depends. *Economic Inquiry*, 50(4), 1080–1096. <http://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2011.00412.x>
- Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *The Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 97–116.
- Blinder, A. S. (2000). Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It? *The American Economic Review*, 90(5), 1421–1431.
- Bomfin, A., & Rudebusch, G. (2000). Opportunistic and Deliberate Disinflation Under Imperfect Credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 707–721.
- Caldas, G., & Albuquerque. (2014). Effects of reputation and credibility on monetary policy: theory and evidence for Brazil. *Journal of Economic Studies*, 41(3), 387–404. <http://doi.org/10.1108/JES-11-2012-0158>
- Caldas, G. & Tavares, G. (2014). Risk-taking channel, bank lending channel and the “paradox of credibility” Evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 39, 82-94.
- Cano, C. G. (2014). Presentación en Acto de instalación de la XXIII Convención Internacional de Seguros, Cartagena de Indias.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVII, pp. 1661–1707.
- Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002). Central Bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84, 99–117.

- De Mendonça, H. (2007). Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39(20), 2599–2615. <http://doi.org/10.1080/00036840600707324>
- De Mendonça, H., & Da Silva Lima, T. (2011). Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: Empirical evidence from de Brazilian economy. *Latin America Business Review*, 12, 25–38.
- De Mendonça, H., & de Guimarães e Souza, G. J. (2009). Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26(6), 1228–1238. <http://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.05.010>
- Demertzis, M., Marcellino, M., & Viegli, N. (2012). A Credibility Proxy: Tracking US Monetary Developments. *B E Journal of Macroeconomics*, 12(1), 12. <http://doi.org/10.1515/1935-1690.2442>
- Demir, B., & Yigit, T. M. (2008). Announcements and credibility under inflation targeting. *Economics Letters*, 100(2), 249–253. <http://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.02.002>
- Doğan, M. K., & Bozdemir, G. (2014). The Effects of Credibility on Interest Rates in Turkey. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 7(14), 71–90. <http://doi.org/10.17015/ejbe.2014.014.05>
- Dotsey, M. (1987). Monetary policy, secrecy and Federal Funds Rate behavior. *Journal of Monetary Economics*, 20(3), 463–474.
- Eggertsson, G., & Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy.
- Espinosa, J. A., Melo, L. F., & Moreno, J. F. (2015). Expectativas de inflación, prima de riesgo inflacionario y prima de liquidez: Una descomposición del Break-Even Inflation para los bonos del gobierno colombiano. *Borradores de Economía*, 903.
- Galati, G., Poelhekke, S. & Zhou, C. (2011). Did the Crisis Affect Inflation Expectations? *International Journal of Central Banking*, 7(1), 167-207.
- Garfinkel, M. R., & Oh, S. (1995). When and How Much to Talk: Credibility and Flexibility in Monetary Policy with Private Information. *Journal of Monetary Economics*, 35, 341–357.
- Geraats, P. M. (2002). Central Bank Transparency. *The Economic Journal*, 112(483), F532–F565. <http://doi.org/10.1111/1468-0297.00082>
- Gómez, J. (2006). La política monetaria en Colombia. *Borradores de Economía*, 394.

- González, E., Jalil, M., & Romero, J. V. (2010). Inflación y Expectativas de Inflación en Colombia. *Borradores de Economía*, 618.
- Huertas, C., González, E., & Ruiz, C. (2015). La formación de expectativas de inflación en Colombia. *Borradores de Economía*, 880.
- Kahn, G. (2012). Estimated rules for monetary policy. *Economic Review*, 5(29).
- King, M. (1995). Credibility and Monetary Policy: Theory and Evidence. *Scottish Journal of Political Economy*, 42(1), 1–19. doi.org/10.1111/j.1467-9485.1995.tb01142.x
- Kumar, S., Coibion, O., Afrouzi, H. & Gorodnichenko, Y. (2015). Inflation Targeting Does Not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand. *Brookings Papers on Economic Activity*, 151-208.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–473. <http://doi.org/10.1086/260580>
- Levieuge, G., Lucotte, Y., & Ringued, S. (2015). Central bank credibility and the expectations channel : Evidence based on a new credibility index. *Working Paper*, (January), 12–13.
- Łyziak, T., Mackiewicz, J., & Stanisławska, E. (2007). Central bank transparency and credibility: The case of Poland, 1998–2004. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 67–87. <http://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.05.004>
- Melo, L. F., & Granados, J. C. (2010). Expectativas y prima por riesgo inflacionario bajo una media de compensación a la inflación. *Borradores de Economía*, 589.
- Montes, G. C. (2013). Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: An econometric analysis from a developing country. *Economic Modelling*, 30, 670–684. <http://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.09.035>
- Nahon, B. F., & Meuer, R. (2009). Measuring Brazilian Central Bank Credibility Under Inflation Targeting. *International Research Journal of Finance and Economics*, 27, 72–81.
- Nautz, D. & Strohsal, T. (2015). Are US inflation expectations re-anchored? *Economic Letters*, 127, 6-9.
- Neuenkirch, M. & Tillmann, P. (2014). Inflation targeting, credibility, and non-linear Taylor rules. *Journal of International Money and Finance*. 41, 30-45.

- Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2015). Central bank transparency and the interest rate channel: Evidence from emerging economies. *Economic Modelling*, 48, 167–174.
- Pierdzioch, C., & Rülke, J.C. (2013). Do inflation targets anchor inflation expectations? *Economic Modelling*, 35, 214-223.
- Pinto, R. (2009). Testing credibility with time-varying coefficients. *Applied Economics Letters*, 16, 1813–1817.
- Rubli, F. (2004). Banca central, política monetaria y credibilidad. En *El Nuevo Milenio Mexicano* (Vol. 2, p. 458). México: Ediciones y Gráficos Eón, S.A. de C.V.
- Strohsal, T. & Winkelmann, L. (2015). Assessing the anchoring of inflation expectations. *Journal of International Money and Finance*, 50, 33-48.
- Svensson, L. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41, 1111–1147.
- Svensson, L. E. O. (1998). Inflation Targeting as a monetary policy rule. *NBER Working Paper*, (6790).
- Svensson, L. E. O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50, 155–183.
- Uribe, J. D. (2013). Independencia de los Bancos Centrales: Diseño e Implementación. *Conferencia Internacional: Independencia de los Bancos Centrales: Avances y retos*. 5° Sesión.
- Vargas, H. (2016). Inflation Expectations and a Model-Based Core Inflation Measure in Colombia. *Borradores de Economía*, 928.
- Walsh, C. E. (1999). Announcements, Inflation Targeting and Central Bank Incentives. *Economica*, 66(262), 255–269. <http://doi.org/10.1111/1468-0335.00168>