

Germán Oswaldo Pardo Pardo*
Pedro Hugo Clavijo Cortés**

Universidad Católica de Colombia
Bogotá, Colombia

Una evaluación de la estrategia de inflación objetivo en Colombia*

RESUMEN

Este artículo busca determinar si la estrategia de inflación objetivo modificó la estructura económica de Colombia, al provocar un cambio estructural. Para ello, se empleó un modelo de vectores autorregresivos y posteriormente dos pruebas de cambio estructural: la prueba de Chow y la prueba de máxima verosimilitud. Se estimó un modelo VAR de cuatro variables que tienen una periodicidad mensual y cubren el periodo 1995M04 hasta 2015M05. Los resultados de la regresión permiten concluir que la adopción de la estrategia de inflación objetivo sí representó un cambio estructural para la economía colombiana y ayudó a mantener baja y estable la inflación.

Palabras clave: inflación objetivo, política económica, cambio estructural, modelos VAR.

JEL: C31, E31, E42, E52

An evaluation of the inflation targeting strategy in Colombia

ABSTRACT

This document aims to establish whether the inflation targeting strategy modified the economic structure in Colombia, causing a structural change in it. To do this, a vector autoregressive model (VAR) and, subsequently, two structural change tests were used: the Chow test and the maximum likelihood test. A VAR model with four variables was estimated for the period 1995M04 to 2015M05. The regression results allow concluding that the adoption of the inflation targeting strategy did represent a structural change for the Colombian economy and it helped to maintain a low and stable inflation.

Keywords: inflation targeting, economic policy, structural change, VAR models

Recibido: 21 de junio de 2017

Concepto de evaluación: 25 de septiembre de 2017

Aprobado: 3 de noviembre de 2017

Artículo de investigación

© 2018 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias
Económicas y Administrativas.
Todos los derechos reservados

* Magíster en Investigación Operativa y Estadística. Docente del Departamento de Ciencias Básicas de la Universidad Católica de Colombia, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: gopardo@ucatolica.edu.co

** Magíster en Economía. Docente de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad Católica de Colombia, Bogotá, Colombia. Miembro del grupo de investigación Finanzas y Política Económica. Correo electrónico: phclavijo@ucatolica.edu.co

* Los autores agradecen los valiosos comentarios de los evaluadores de la Revista, que ayudaron a mejorar considerablemente el manuscrito. Cualquier error u omisión es de nuestra entera responsabilidad. Se agradece de igual forma a la Universidad Católica de Colombia por el apoyo financiero durante la realización de este documento.

Uma avaliação da estratégia de meta de inflação na Colômbia

RESUMO

Este artigo pretende determinar se a estratégia de meta de inflação modificou a estrutura econômica da Colômbia ao provocar uma mudança estrutural. Para isso, foi utilizado um modelo de vetores autorregressivos (VAR) e, em seguida, dois testes de mudança estrutural: o teste de Chow e o teste de máxima verossimilhança. Foi estimado um modelo VAR de quatro variáveis que têm periodicidade mensal e abrangem o período de abril de 1995 até maio de 2015. Os resultados da regressão permitem concluir que a adoção da estratégia de meta de inflação representou uma mudança estrutural para a economia colombiana e ajudou a manter a inflação baixa e estável.

Palavras-chave: meta de inflação, política econômica, mudança estrutural, modelos VAR.

INTRODUCCIÓN

La política macroeconómica puede tener diferentes objetivos como, por ejemplo, una alta tasa de crecimiento, un elevado nivel de empleo, un tipo de cambio competitivo, una adecuada distribución del ingreso, entre otros; sin embargo, actualmente existe un amplio consenso entre economistas en que la estabilidad de precios debe ser el principal objetivo de mediano plazo de la política macroeconómica. La estabilidad de precios es entendida como una tasa de inflación baja y estable. La literatura especializada reconoce que una tasa de inflación alta y variable tiene sendos costos sociales y económicos, ya que las distorsiones que esta genera impiden una asignación eficiente de recursos (Bernanke *et al.*, 2001).

Décadas de discusión sobre la efectividad de la política fiscal para alcanzar los objetivos de la política macroeconómica, así como el estudio sobre los efectos de la inflación en una economía, llevaron a dictaminar que debe ser la política monetaria la que gobierne las decisiones de los formuladores de la política macroeconómica. El nuevo consenso macroeconómico reconoce que la política monetaria es la herramienta más eficaz para estabilizar una economía ante choques exógenos que la desvíen de su objetivo de mediano plazo. También se reconoce que la respuesta de la política monetaria ante dichos choques debe estar ajustada a un marco institucional de conocimiento y dominio público. Esto descarta el empleo de la política monetaria en el corto plazo para alcanzar otros objetivos como alto crecimiento y bajo desempleo, por cuanto estos pueden entrar en conflicto con el objetivo primario de la política monetaria de estabilidad de precios en el mediano plazo.

Ahora bien, para alcanzar el objetivo de una inflación baja y estable en el mediano plazo, actualmente un número nada despreciable de bancos centrales siguen la estrategia de inflación objetivo (IO). Esta estrategia es un marco de política monetaria flexible que permite a la autoridad monetaria de un país ejercer con algunos grados de discreción, sin poner en riesgo su objetivo principal

de la estabilidad de precios. Se puede argüir que la estrategia de IO pone un énfasis excesivo sobre el control de la inflación, desconociendo otros objetivos de la política monetaria. A esto se responde que el excesivo énfasis estriba en que una inflación baja promueve la eficiencia económica y el crecimiento a largo plazo. No obstante, debe mencionarse que la evidencia empírica respecto a esto último no es contundente (Angeriz y Arestis, 2009; Ball y Sheridan, 2005).

Desde este nuevo consenso macroeconómico, se supone que la política monetaria es más efectiva en presencia de un ancla nominal bien establecida, y entre más comprensible y pública sea el ancla, mejor. Para ello, la política monetaria se rige actualmente bajo reglas (al menos en los casos donde se ha adoptado la IO) y se entiende como un compromiso efectivo con la estabilidad de precios a mediano plazo. La fijación de esta regla se enmarca en un ambiente institucional de transparencia y de rendición de cuentas de la política monetaria, donde se comunica al público interesado una tasa de inflación creíble que la autoridad monetaria procura alcanzar en el mediano plazo. Este marco institucional también requiere que exista autonomía operacional del banco central, de manera que pueda elegir libremente los instrumentos para el cumplimiento de su objetivo.

En el caso de Colombia, el Banco de la República no fue extraño a esta estrategia de política monetaria, y entrado el siglo XXI, decidió adoptarla. Los hechos estilizados y el comportamiento de la inflación tras la adopción de la IO parecen mostrar la efectividad del régimen monetario en el país. En este sentido, el objetivo principal del presente documento es evaluar si la adopción del régimen de metas de inflación significó un cambio en la estructura económica de Colombia. Para ello, se empleó un modelo VAR, así como pruebas de cambio estructural para determinar si hubo o no un cambio en la estructura económica del país después de la adopción de la estrategia.

Para efectos del objetivo, el artículo está organizado en seis secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda sección se presenta la

estrategia de IO dentro del marco teórico del nuevo consenso macroeconómico. Más adelante, en la tercera sección, se presenta la evolución de la política monetaria en Colombia y cómo el país llegó a adoptar la estrategia de IO. En la cuarta sección se realiza la revisión de literatura relacionada, enfatizando en aquellos trabajos que han seguido la misma ruta metodológica que acá se emplea. En la quinta sección se expone el método econométrico seguido y la metodología de cambio estructural empleada. La última sección presenta las conclusiones del artículo.

LA ESTRATEGIA DE LA INFLACIÓN OBJETIVO

La estrategia de inflación objetivo tiene sus raíces teóricas firmemente plantadas en la nueva síntesis neoclásica. Tras la caída del viejo consenso de la síntesis neoclásica de Samuelson, la macroeconomía colapsó en dos escuelas: la escuela del ciclo real de los negocios y los nuevos keynesianos. Para la primera escuela, la política monetaria es totalmente irrelevante, mientras que para la segunda es esencial en el funcionamiento de la economía real. De este enfrentamiento metodológico surgió la nueva síntesis neoclásica, que, como la primera síntesis de Samuelson, mezcla elementos de la economía clásica y la keynesiana. Por un lado, toma la teoría de optimización intertemporal y las expectativas racionales en la línea trazada por Robert Lucas; por otro, la creencia de que la rigidez de precios en el corto plazo es el corazón de las fluctuaciones económicas (Goodfriend y King, 1997; Perrotini, 2014). Taylor (2000a) proclamó la llegada del nuevo consenso cuando sentenció:

A un nivel práctico, una visión común de la macroeconomía está ahora presente en proyectos de investigación de políticas, en universidades y bancos centrales alrededor del mundo. [...] Esta difiere de las opiniones del pasado y explica el crecimiento y las fluctuaciones de la economía moderna; puede decirse que

representa una visión moderna de la macroeconomía.

A su turno, Cukierman (2002) sintetiza bien en qué consiste el nuevo consenso, así como el marco institucional que lo arropa:

Existe consenso generalizado de que el principal objetivo de la política monetaria debe ser la estabilidad de precios, que el banco central (BC) tenga la libertad de fijar el tipo de interés sin interferencia política y que los objetivos y los procedimientos seguidos por el BC deben ser razonablemente transparentes. (p. 15)

Por su parte, Romer (2000) resalta que el gran cambio radica en que se reemplazó el supuesto de que la autoridad monetaria es capaz de controlar los agregados monetarios por el supuesto de que esta sigue una regla de tasa de interés. Asimismo, señala que la política monetaria se piensa ahora en términos de una función de reacción que el banco central emplea para responder a choques de la economía y atarla a un objetivo de inflación. En este sentido, en el nuevo consenso se concibe la cantidad de dinero como endógena y como una función de la tasa de interés, debido a la imposibilidad de la autoridad monetaria de predecir la cambiante demanda de dinero (Allsopp y Vines, 2000).

Puesto que bajo el nuevo consenso la política monetaria está atada a una regla política (Romer, 2000), vale la pena recordar el debate entre reglas y discreción que inició con Kydland y Prescott (1977), autores que mostraron que si la autoridad monetaria sigue una política discrecional, los resultados de esta son típicamente subóptimos, porque no se maximiza la función de objetivo social. En este sentido, es mejor que la autoridad monetaria se ajuste a una regla que guíe la política monetaria. Esto generará información accesible y creíble que los agentes puedan incorporar en su acervo de información para la toma de decisiones. Es justamente en este contexto donde cobra importancia la regla de Taylor (1993), la cual condensa el complejo

proceso de la formulación de la política monetaria en una regla simple (Giraldo, Misas y Villa, 2012).

El marco de política del régimen de inflación objetivo es flexible en la medida en que otorga grados de libertad para la discreción de la autoridad monetaria; aunque teóricamente se concibe como una regla la estrategia de inflación objetivo, en la práctica existe una mezcla de reglas y discreción (Clavijo *et al.*, 2015).

La adopción de reglas de política monetaria está estrechamente vinculada con la credibilidad y la reputación de la autoridad monetaria. El propósito de adoptar reglas es guiar la formación de las expectativas de los agentes sobre el mercado, y el comportamiento de la autoridad monetaria será creíble en la medida en que estas expectativas sean satisfechas (McCallum, 1984). Adoptar una posición discrecional genera desconfianza en los agentes, ya que el mercado posee información asimétrica y los agentes estarán evaluando constantemente sus expectativas sobre la política monetaria, lo que sistemáticamente arroja a la economía a equilibrios subóptimos. Entonces, los agentes pueden anticipar el comportamiento discrecional de la autoridad monetaria y anular así los beneficios de los *shocks* monetarios; esta se verá forzada así a soportar sus decisiones en una regla de política. En últimas, la potencial pérdida de reputación y confianza llevará a la autoridad monetaria a invertir en una buena reputación, adoptando una regla de política monetaria (Barro y Gordon, 1983).

En síntesis, para que la estrategia pueda operar, es requisito en primer lugar un objetivo de inflación de largo plazo de conocimiento público. En segundo lugar, que el objetivo de inflación sea una prioridad sobre cualquier otro objetivo de la política monetaria. Por último, independencia de la autoridad monetaria para elegir sus instrumentos (Masson, Savastano y Sharma, 1997).

Formalización de la estrategia

Puesto que la estrategia de IO es el corazón de este documento, será importante familiarizarnos con ella. El modelo canónico de IO caracteriza la

estructura de una economía con las siguientes dos ecuaciones, donde todos los parámetros son positivos:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta y_t \quad [1]$$

$$y_t = -\alpha (i_{t-1} - \pi_{t-1}) \quad [2]$$

Donde π_t es la tasa de inflación en el periodo t ; π_t^e es la expectativa de la inflación; y_t es la brecha del producto; i_t es la tasa de interés nominal, la cual se supone está bajo control de la autoridad monetaria.

La ecuación [1] describe el comportamiento de la inflación. Esta ecuación también se conoce con el nombre de *ecuación de oferta agregada* y significa que el cambio en la tasa de inflación es positivo siempre que el nivel de producto supere el producto potencial. Esta ecuación, como bien señala Taylor (2000b), es una curva de Phillips aumentada por expectativas. La ecuación [2] dice que el nivel de producto responde negativamente a los incrementos en la tasa de interés real. Esta ecuación es conocida como la *curva IS* con su tradicional pendiente negativa.

Suele ser común suponer una curva de Phillips con inercia inflacionaria al suponer que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, lo cual puede entenderse como el resultado de indización de salarios nominales a la inflación pasada. La autoridad monetaria cuenta con plena información sobre el funcionamiento de la economía y optimiza dadas sus preferencias y restricciones. Sus preferencias están descritas por una función de pérdida:

$$L_t = y_t^2 + \lambda (\pi_t - \pi^{IO})^2, \quad \lambda > 0$$

Donde π^{IO} es el objetivo de inflación y λ representa el peso relativo de la pérdida derivada de una inflación distinta a la meta. Nótese que al elevar al cuadrado la brecha del producto y la desviación de π_t respecto a π^{IO} , se está suponiendo que la autoridad monetaria tiene la misma aversión a una desviación del producto de, por ejemplo, 2% a una de -2%. Lo mismo se aplica a las desviaciones de la inflación con respecto a su meta. En ocasiones, el objetivo suele darse en términos del nivel de precios, y no de la inflación. Sin embargo, en la

práctica todos los bancos centrales fijan su objetivo en términos de la tasa de inflación más que en el nivel de los precios.

El programa de optimización de la autoridad monetaria es minimizar su función de pérdida, sujeto a la restricción que le impone la curva de Phillips. Una vez resuelto el problema de optimización, se obtiene como resultado una función de reacción de la autoridad monetaria:

$$i_{t-1} = \pi_{t-1} + \theta(\pi_{t-1} - \pi^{IO})$$

Es fácil mostrar que este resultado depende de la estructura de rezagos que se empleó y que modificándolo ligeramente se puede obtener una función de reacción más general que contemple también la brecha del producto. De acuerdo con esta ecuación, se supone que la autoridad monetaria es capaz de fijar la tasa de interés real debido a un supuesto control absoluto sobre la tasa nominal de corto plazo. Esta ecuación establece que desviaciones de la inflación por encima del objetivo (y desviaciones del producto por encima del potencial en la versión más general) acarrearán una tasa de interés nominal mayor.

Ahora bien, las economías modernas son abiertas y es de esperar que el tipo de cambio nominal ejerza influencia sobre la tasa de inflación. El tipo de cambio tiene un impacto directo sobre la inflación y es un canal de transmisión de los choques de la política monetaria sobre los precios. El efecto *pass-through* es el que tiene una devaluación de la moneda local sobre la inflación, y si dicho efecto es grande, la autoridad monetaria se verá tentada a intervenir en el mercado de divisas para controlar la volatilidad del tipo de cambio.

Por otro lado, además de la relación entre el tipo de cambio y la inflación, también es de esperar que en una economía abierta el tipo de cambio impacte el nivel de producto. El tipo de cambio nominal afecta la demanda agregada por medio del impacto que este tiene sobre las exportaciones netas de la economía, lo que, a su vez, afecta la brecha del producto. El tipo de cambio también puede afectar a la oferta agregada, ya que los costos de producción podrían depender del costo de ciertos

insumos intermedios importados, así como de los salarios nominales, los cuales pueden depender de cambios (reales o esperados) en los precios al consumidor causados por las variaciones del tipo de cambio (Agénor y Montiel, 1999).

Por lo tanto, siguiendo a Ball (1999) y a Svensson (2000), se puede argumentar que existe un vínculo directo entre el tipo de cambio y la inflación dado por:

$$\Delta e_t = \xi(i_t - \pi_t); \xi > 0$$

Donde ξ mide la sensibilidad del tipo de cambio (e_t) ante cambios en el tipo de interés real.

Así las cosas, es posible representar una economía abierta por medio del siguiente conjunto de ecuaciones¹:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta y_t + \psi \Delta e_t \quad [3]$$

$$y_t = -\alpha_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \alpha_2 \Delta e_t \quad [4]$$

$$i_{t-1} = \pi_{t-1} + \theta_1(\pi_t - \pi^{IO}) + \theta_2 y_t \quad [5]$$

$$\Delta e_t = \xi(i_t - \pi_t); \xi > 0 \quad [6]$$

LA ESTRATEGIA DE INFLACIÓN OBJETIVO Y LA POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA

En el caso particular de Colombia, la Constitución Política de 1991 marcó un hito en la política monetaria del país. Esta instauró la independencia del Banco de la República (BR) del gobierno central y le asignó el objetivo principal de mantener el poder adquisitivo de la moneda en coordinación con la política económica general. En otras palabras, mantener una inflación baja, estable y ajustada a un nivel de producto coherente con la capacidad potencial de la economía. Además, le otorgó la libertad de elegir la herramienta de política monetaria necesaria para alcanzar dicho objetivo; sin embargo, esta independencia es relativa, como lo indica la Sentencia C-481 de julio 7 de 1999,

1 La ecuación [5] es la versión más general de la función de reacción de la autoridad monetaria que incluye la brecha del producto. θ_i ($i=1,2$) mide el peso relativo que le asigna la autoridad monetaria a la desviación del producto de su potencial o la inflación de su meta.

y no puede perjudicar la búsqueda de un mayor crecimiento y el pleno empleo.

Antes de la adopción de la estrategia de inflación objetivo, el BR empleaba a los agregados monetarios, sobre todo M1, como el principal instrumento de la política monetaria bajo diferentes regímenes cambiarios. El supuesto era que la inflación estaba correlacionada con el crecimiento de la cantidad de dinero, y para el caso de Colombia, algunos trabajos empíricos así lo confirmaban (Urrutia, 2006). Antes de la Constitución Política de 1991, el país tenía una estructura económica alineada con el modelo de desarrollo dirigido por el Estado y el tipo de cambio se controlaba mediante el esquema de devaluación “gota a gota” o *crawling peg*. La llegada del nuevo marco institucional tanto político como económico bajo la Constitución de 1991 implicó también severos cambios económicos (Gómez, 2006).

Entre 1994 y 1999, el tipo de cambio flotó dentro de una banda cambiaria que fijaba unas cotas superior e inferior dentro de las cuales el tipo de cambio podía fluctuar. La cota superior o el techo de la banda indicaba el nivel máximo del tipo de cambio que el BR estaba dispuesto a tolerar. Una vez el tipo de cambio se acercaba a la cota superior, el BR vendía los dólares que tenía en reserva, conduciendo al tipo de cambio entre el piso y el techo de la banda. Lo opuesto se realizaba cuando el tipo de cambio se acercaba al piso de la banda (cota inferior), que señalaba el valor mínimo tolerado del tipo de cambio por parte del BR.

La crisis asiática y rusa endurecieron el entorno internacional, reduciendo dramáticamente el flujo de capitales, contrayendo así la demanda agregada. Esta contracción de los flujos de capital, producto de las crisis internacionales, elevó la tasa de interés de la deuda de los países latinoamericanos y presionó el techo de la banda cambiaria (Urrutia, 2006), lo que llevó al BR a vender divisas. Esta combinación de expectativas de devaluación y altas tasas de interés externas aumentó las tasas de interés internas, lo que reveló que se podían producir cambios significativos en la tasa de interés por la vía de la contracción de la liquidez, y

esto se transmitía al sector real. Otra revelación del momento fue que cambios pequeños en los agregados monetarios exacerbaba la volatilidad del tipo de interés.

Estos periodos de turbulencia, sumados a dos devaluaciones de la banda cambiaria, llevaron al BR en noviembre de 1999 a la decisión de abandonar la banda e implementar un régimen de tipo de cambio flexible. Se aprovechó este nuevo régimen cambiario para pasar a un nuevo esquema de política monetaria en el cual el instrumento de control adoptado fue la tasa de interés de expansión del BR (Urrutia, 2006). A partir de entonces, se inició con la construcción de los indicadores económicos y los modelos de pronóstico que permitieran la consolidación de la estrategia de inflación objetivo. Esta estrategia parecía estar en concordancia con el objetivo del banco, toda vez que su propósito es mantener una inflación baja y estable que maximizara el crecimiento del producto y el empleo.

En el 2000, el BR anunció su intención de adoptar la estrategia de IO para seguir su mandato constitucional, y en noviembre de 2001 el BR informó la meta de largo plazo para la inflación, que era de 3%, argumentando que ello era coherente con el objetivo constitucional. Dentro de la estrategia es crucial anunciar la meta de inflación, ya que si esta es creíble, los objetivos mencionados de la política monetaria serán compatibles. A partir de 2002, se notifica el rango alrededor de una meta puntual para cada año, siempre tomando en consideración la meta a mediano plazo y el mandato constitucional. Desde 2009, la inflación ha estado alrededor de la meta del 3%, y a partir de 2010 el rango meta establecido (entre 2% y 4%) ha estado centrado en la meta de mediano plazo.

El BR eligió una meta de inflación que fluctúa dentro de unas cotas en primer lugar, porque ningún banco central tiene bajo control absoluto el comportamiento de los precios. El BR manipula la tasa de interés de forma que pueda impactar la dinámica de los precios. Sin embargo, la inflación está sujeta a múltiples factores, muchos de ellos por fuera del control del BR. En segundo lugar, la

presencia de bandas permite al BR acomodarse a ciertos choques. Las bandas le ofrecen al BR cierta libertad para relajar la política monetaria sin que esta se torne tan restrictiva y contractiva. Entonces, la fijación de bandas o cotas brindan facilidad al BR para ejercer la política monetaria, ya que le permite un margen pequeño de error y en periodos de crisis le da margen de maniobra para evitar ciertos efectos construccionistas de la política monetaria.

Lo primero entonces es proclamar una meta de inflación por parte del BR. En Colombia, la meta se hace tomando como referencia la inflación de precios del consumidor, que se mide estadísticamente como la variación anual del índice de precios al consumidor (IPC) calculado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Fijar y anunciar la meta es importante por cuanto esta se convierte en el canal por medio del cual el BR le anuncia al público su principal objetivo. Se requiere asimismo que esta sea creíble para que los agentes la tomen como ancla nominal de las expectativas de inflación y se reduzcan así los costos de la desinflación. Esto proporciona una regla que conduce las acciones de política monetaria y otorga credibilidad al BR.

El BR goza de autonomía para elegir sus instrumentos monetarios para alcanzar su meta. El instrumento que el BR eligió dentro del marco de la estrategia fue la tasa de interés de referencia, la cual tomará valores de acuerdo con la meta de alcanzar el objetivo de inflación. De acuerdo con el propio BR, las decisiones sobre política monetaria que toma se basan en el estado actual y esperado de la economía colombiana, así como del pronóstico y las expectativas de inflación a mediano plazo. Esto significa que el BR, antes de actuar y decidir modificar su tasa de interés, toma en cuenta los posibles impactos negativos que esto pueda tener en la actividad económica en general.

Ahora bien, una vez se fija la meta de IO, el BR elige el instrumento monetario por medio del cual procura alcanzar dicha meta. El BR ha optado por la tasa de interés de referencia (tasa de operaciones Repo a un día), la cual tomará valores de acuerdo con la meta de alcanzar el objetivo de

inflación. Desde luego, las decisiones sobre política monetaria que toma el BR se basan en el estado actual y esperado de la economía colombiana, así como del pronóstico y las expectativas de inflación a mediano plazo. Los cambios que sufra el nivel de la tasa de interés pretenden estabilizar la inflación, en un rango de tiempo de seis a veinticuatro meses en su nivel de largo plazo (3%) y ajustar el nivel de producto a su nivel potencial.

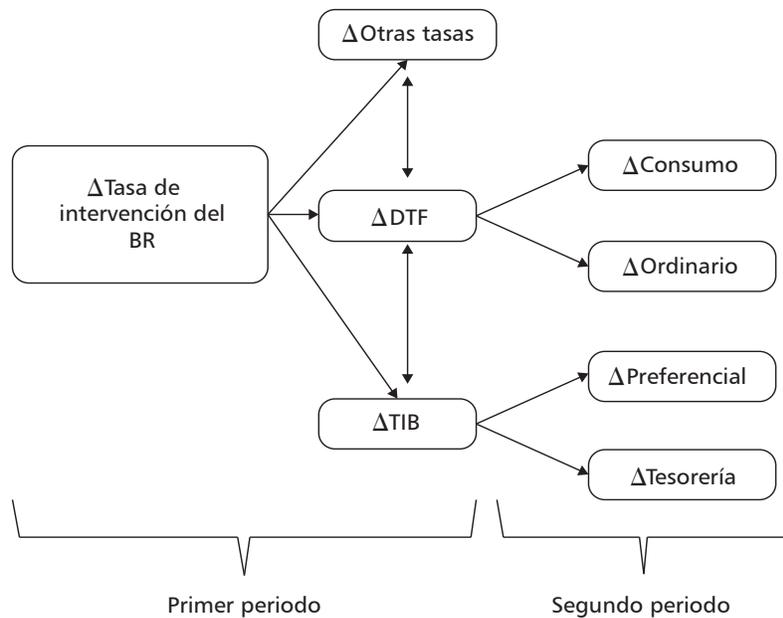
El BR tiene ciertos criterios en cuanto antes de modificar la tasa de interés. El primero de ellos es una posible desviación permanente de su nivel de largo plazo del 3%. Si los análisis sobre la inflación presente y futura, así como sus determinantes, muestran una clara tendencia a desviarse del objetivo, la tasa de interés de intervención del BR se modifica con la intención de corregir esta desviación. Si se prevé que la desviación es temporal (debido, por ejemplo, a fenómenos climáticos) o que las expectativas siguen ancladas a su nivel de largo plazo, la tasa de interés no se modifica. Un segundo criterio es el de evitar posibles excesos de gasto o de capacidad productiva. El BR toma en consideración qué tan cerca o alejada está la economía de su nivel potencial. Por último, puede mencionarse que otro criterio es el de evitar desbalances financieros que puedan comprometer la estabilidad financiera del país. Estos criterios se conjugan para guiar el accionar del BR².

En este punto conviene preguntarse: ¿cómo se transmite la política monetaria del BR sobre la economía colombiana? Una vez el BR modifica su tasa de interés de intervención, se pone en marcha una serie de mecanismos de transmisión de la política monetaria que trastocan la trayectoria que

2 De acuerdo con esto, puede inferirse que la estrategia de inflación objetivo que se sigue en Colombia es la versión flexible de la estrategia. En el marco de política monetaria, bajo la estrategia de inflación objetivo, se pueden encontrar dos esquemas: el estricto y el flexible. Desde el primer esquema, la autoridad monetaria enfoca sus esfuerzos en cumplir le meta de inflación fijada y cualquier desvío se corrige sin importar lo que ocurra con otras variables macroeconómicas. En la versión flexible, la autoridad monetaria toma en consideración el impacto de la política monetaria en otras variables como el producto, el empleo o el tipo de cambio, y reacciona ante las desviaciones de forma más gradual para forzar a la inflación a retornar a su nivel de largo plazo.

Figura 2.

Transmisión de la política monetaria sobre los tipos de interés



Fuente: elaboración de los autores con base en BR.

El trabajo de Huh (1996) es de las primeras referencias que se pueden hallar en cuanto a la evaluación de la estrategia de inflación objetivo. Empleando datos para el Reino Unido y una metodología de VAR bayesianos, el autor en mención se dio a la tarea de comprobar si había un cambio estructural en la relación entre las tasas de interés a corto y largo plazo y la inflación después de la adopción de la estrategia. Los resultados de la estimación muestran que la adopción de metas de inflación generó un cambio significativo en la manera como la política monetaria empezó a afectar a la economía. En primer lugar, puede mencionarse que uno de los resultados significativos es que la estrategia simplificó la manera de conducir la política monetaria. En segundo lugar, sus hallazgos muestran que los valores pronosticados para la inflación coinciden más con los valores observados.

Otro de los artículos clásicos en la materia es el de Mishkin y Posen (1997), autores que estimaron un VAR para Canadá, Nueva Zelanda y el Reino Unido, probando la hipótesis de que la IO tuvo un impacto estructural en la dinámica de estas

tres economías. El modelo estimado se utilizó para predecir los valores futuros de las tres variables que componían el VAR, y estos valores se compararon posteriormente con los observados. La razón para probar el cambio estructural de esta manera es que las diferencias significativas entre los valores previstos y los reales pueden indicar un cambio en la economía producto de la estrategia. Los resultados obtenidos para los tres países muestran que los valores reales de inflación y tasa de interés estaban por debajo de los valores predichos por el modelo a lo largo del periodo. Mientras tanto, los valores pronosticados para el crecimiento del PIB fueron muy cercanos a los valores reales. Estos resultados son similares a los obtenidos por Huh (1996), es decir, los objetivos de inflación redujeron o mantuvieron la tasa de inflación baja, sin necesidad de una política monetaria más restrictiva, con tasas de interés más altas. Además, la implementación del régimen no tuvo un impacto significativo en el producto interno bruto (PIB) de estos países; al menos, no como lo predice el modelo.

El artículo de Mishkin y Posen (1997) lo ejemplificó, y a partir de entonces muchos trabajos empíricos siguieron esta misma ruta metodológica. Un primer ejemplo es el de Lane y Van Den Heuvel (1998), que estimaron un VAR incluyendo la tasa de crecimiento del PIB real, desempleo, inflación, tipo de cambio efectivo nominal y tasas de interés a corto y largo plazo para el Reino Unido, Francia e Italia. Estos autores utilizaron el mismo enfoque empleado por Mishkin y Posen (1997); sin embargo, además de incluir otras variables como el desempleo y el tipo de cambio, dividieron el periodo de pronóstico en dos partes.

La primera parte es el periodo durante el cual el Reino Unido fue miembro del Mecanismo Europeo de Tasas (ERM), y la segunda parte comprende el periodo objetivo de inflación. Los resultados obtenidos por Lane y Van Den Heuvel (1998) muestran que la inflación no fue significativamente diferente de la prevista por el modelo, mientras que las tasas de interés a corto y largo plazo fueron inferiores al valor esperado. Una vez más, la conclusión es que el nuevo régimen confirió credibilidad a la política monetaria, lo que permitió mejorar las condiciones monetarias, como muestran las bajas tasas de interés (por debajo de la expectativa).

Kuttner y Posen (1999), utilizando datos del Reino Unido, Nueva Zelanda y Canadá, implementaron dos tipos de análisis. En primer lugar, se estima una función de reacción tipo Taylor, que verifica si ha habido un cambio en la forma en que el banco central responde a los movimientos de la inflación y las tasas de desempleo antes y después de la aplicación del régimen de metas de inflación. En el segundo tipo de análisis obtuvieron funciones de respuesta de impulso de un VAR para identificar cómo las tasas de interés a corto y largo plazo responden a *shocks* de inflación inesperados. En general, estos autores concluyen que los objetivos de inflación mejoran la respuesta del banco central a los *shocks* de oferta y dan credibilidad pública al compromiso del banco central hacia la meta de inflación a largo plazo. De esta manera, no hay necesidad de una política monetaria rígida, por cuanto los objetivos de inflación mejoran la

transparencia mediante una comunicación regular con el público sobre objetivos y pronósticos.

Bernanke *et al.* (2001) estudiaron nueve países, cuatro de los cuales utilizaron objetivos de inflación: Reino Unido, Canadá, Nueva Zelanda y Suecia. Los cinco países restantes, a saber, Estados Unidos, Alemania, Italia, Suiza y Australia, no utilizaron el régimen de metas de inflación durante el periodo de estudio. Los autores aplicaron tres tipos de pruebas para evaluar la efectividad de la meta de inflación. La primera prueba consistió en estimaciones de la tasa de sacrificio y la curva de Phillips, con el objetivo de verificar si la desinflación se logra a menores costos en términos de producción y desempleo en los países que adoptaron metas de inflación. La segunda prueba analizó las expectativas del sector privado con el objetivo de verificar si las metas de inflación ofrecían mayor credibilidad al banco central. Finalmente, utilizaron el mismo método (VAR) empleado por Mishkin y Posen (1997) para determinar si las interacciones entre la inflación, la política monetaria y el PIB real cambian después de la adopción del nuevo régimen. La principal diferencia entre estos dos estudios es que Bernanke *et al.* (1999) utilizan una estrategia de grupo control, es decir, comparan los resultados obtenidos para los países que utilizan metas de inflación con un país similar que no ha adoptado el régimen.

Los resultados de la primera prueba sugieren que la adopción de metas de inflación no cambió significativamente los costos económicos reales de un proceso de desinflación, al menos para los países en cuestión. En el segundo grupo de pruebas, las expectativas privadas no cambiaron inmediatamente después del anuncio de la nueva política monetaria; sin embargo, a medida que se implementa la meta de inflación, la evidencia encontrada por los autores sugiere que las metas numéricas funcionan como anclas efectivas para las expectativas de inflación en el mediano plazo. El último tipo de prueba mostró que tanto la inflación como las tasas de interés estaban por debajo de las expectativas del modelo reproducido durante el periodo de pronóstico. Con respecto a

la tasa de crecimiento del PIB, a pesar de un breve periodo durante el cual los valores efectivos fueron inferiores a las expectativas, la situación tiende a invertir con el tiempo.

García (2000), utilizando cuatro tipos diferentes de modelos econométricos (ARMA, ARCH, GARCH y VAR), probó la efectividad del régimen chileno de metas de inflación. Al igual que la mayoría de los autores mencionados, estimó estos valores para un periodo anterior a la adopción de objetivos de inflación (enero de 1980 a diciembre de 1990 para modelos univariados y de enero de 1986 a diciembre de 1990 en el caso de VAR) y utilizó los modelos estimados para hacer predicciones para el periodo posobjetivo. Los resultados mostraron que la adopción de metas de inflación en Chile fue eficiente en la reducción de la inflación. Estos resultados están de acuerdo con todas las pruebas realizadas en otros países que adoptaron el mismo régimen.

Honda (2000), utilizando datos para Nueva Zelanda, Canadá y Reino Unido, estimó un VAR para la inflación, tasa de crecimiento del PIB, tasa de interés nominal a corto plazo y el crecimiento en el tipo de cambio nominal. Este autor se ocupó de la implementación de pruebas estadísticas más elaboradas en un intento de verificar si la adopción de metas de inflación originó un cambio estructural en la economía. Por lo tanto, el autor llevó a cabo dos tipos de prueba: una prueba de Chow tradicional para cada una de las ecuaciones por separado, y otra prueba para el conjunto de ecuaciones VAR. Los resultados de ambos tipos de pruebas indicaron que los objetivos de inflación no implicaban un cambio de régimen en los cuatro países en cuestión.

El mismo autor atribuye estos resultados a dos posibles razones. La primera, que la estrategia de inflación objetivo en verdad no ejerza ningún impacto significativo en la macroeconomía de estos países, al menos en términos de la dinámica de las variables consideradas. Por otra parte, sugiere que los resultados pueden estar vinculados al tipo de prueba que implementó y al número de datos que componían su muestra. Resulta que la prueba

de cambio estructural de Chow pierde poder en muestras pequeñas.

Como se podrá apreciar enseguida, este trabajo sigue de cerca la metodología que implementó Honda (2000), pero tratando de tomar en consideración las advertencias metodológicas que hace. Por su parte, Kamal (2010) evaluó la estrategia empleando un modelo VAR en Brasil, Chile y Sudáfrica, en un arco de tiempo que va desde 1970 hasta 2007. En primer lugar, sus resultados sugieren que la estrategia efectivamente modificó la estructura económica de estos países. El análisis mostró que hubo una mejora significativa en las principales variables macroeconómicas después de la adopción de la estrategia de IO. En segundo lugar, muestra que efectivamente la estrategia ocasionó un cambio estructural en la economía de los países que componen su muestra. En general, el autor toma sus resultados como evidencia a favor de la idea de que la estrategia funciona para estabilizar la economía y ayuda a enfrentar de mejor manera los choques exógenos.

Como advierten Londoño, Tamayo y Velásquez (2012), la mayoría de trabajos empíricos realizados para Colombia, empleando modelos VAR sobre el impacto de la política monetaria en variables macroeconómicas, analizan periodos previos a la adopción del régimen de inflación objetivo en el país. Además, se han centrado en estimar canales de transmisión de la política monetaria y existen pocas referencias donde se evalúe el impacto de la IO en Colombia empleando modelos VAR. Es posible hallar algunos estudios sobre el impacto de la IO en Colombia, pero no necesariamente empleando modelos VAR. En este sentido, el presente documento estaría transitando por terrenos aún inexplorados en la literatura empírica para el caso de Colombia.

Al respecto, está el trabajo de Londoño *et al.* (2012), investigadores que emplean un modelo FAVAR para capturar el impacto de la política monetaria sobre la actividad económica real y, por supuesto, sobre los precios. Los autores utilizan un panel balanceado que contiene 152 series macroeconómicas mensuales para distintas categorías

económicas de Colombia. La estimación cubre el periodo 2001M01-2009M12 y sus resultados sugieren que el modelo estimado logra capturar de manera adecuada los canales de transmisión de la política monetaria en el país.

Más tarde, aparece el trabajo de Hamann, Hofstetter y Urrutia (2014), donde se evalúa la estrategia de IO en Colombia para el periodo 2002-2012. Los investigadores estiman un modelo teórico pensado para una economía pequeña y abierta en Colombia. Se estimó un modelo bayesiano con datos mensuales desde 2002M01-2012M06, que es el periodo de consolidación de la estrategia en el país. Los resultados sugieren que las variables económicas del país están en buena medida desconectadas de las variables externas, ya que el impacto de las últimas sobre las primeras es ínfimo. Además, el efecto *pass-through* de los cambios del tipo de cambio sobre la inflación es despreciable. Sobre los resultados del efecto *pass-through*, vale la pena mencionar los hallazgos de Rodríguez (2011), que ya había señalado que gran parte de la inflación que se padece en el país podría ser una inflación importada.

Aunque es posible encontrar diferentes métodos para evaluar la estrategia de inflación objetivo respecto a los trabajos reseñados ya realizados para Colombia, es posible apreciar que una diferencia entre lo ya hecho y lo que acá se propone es que este trabajo evalúa la IO en Colombia desde un periodo más amplio, que contempla un tiempo antes y después de la implementación del régimen en el país.

EL MÉTODO ECONOMETRICO

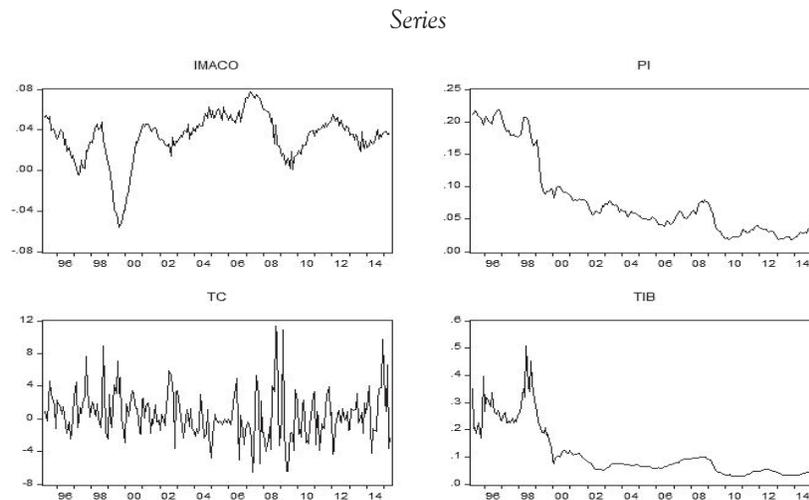
Una vez se estableció la relación teórica existente entre las variables presentes en la estrategia de IO, el siguiente paso es estimar dicha relación. Para ello, la metodología que se empleó fue la de vectores autorregresivos. Las series que componen el VAR son la tasa de inflación (PI), tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal (TC), la tasa interbancaria (TIB) y el Índice Mensual de Actividad Colombiana (IMACO), y todas se obtuvieron de la

página del BR (figura 3). Este último es un indicador mensual que procura aproximarse a la trayectoria de la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) de Colombia. La ventaja de emplear el IMACO, y no la tasa de crecimiento del PIB, es la mayor periodicidad del indicador que permitirá contar con un mayor número de observaciones. Las series tienen una periodicidad mensual y abarcan el periodo 1995M04 a 2015M05. No es posible ir más atrás en el tiempo debido a la disponibilidad de observaciones de la tasa interbancaria; tampoco es posible acercarnos más a la fecha actual, dado que el IMACO se dejó de calcular en 2015 por cambios metodológicos en la fuente del indicador. En total se poseen 242 observaciones. Como se podrá advertir enseguida, este trabajo sigue de cerca la metodología que implementó Honda, pero tratando de tomar en consideración las advertencias metodológicas que el autor señala.

De la figura 3 se aprecia la tendencia decreciente de la inflación y una aparente estabilización de esta bajo el régimen de IO adoptado por el BR. A partir de la segunda mitad de 1999, la tasa de inflación empieza a descender, ubicándose en niveles saludables, y desde 2000 empieza una caída vertiginosa de la inflación, ubicada frecuentemente dentro de los límites de tolerancia permitidos por el BR. La TIB presenta una trayectoria similar a la de la inflación, lo cual sugiere el canal a través del cual la tasa de intervención del BR impacta la inflación por medio de la TIB.

El IMACO, como se esperaba, captura acertadamente los ciclos económicos que ha padecido la economía colombiana (Kamil, Pulido y Torres, 2010); captura el bajonazo en la actividad económica del país producto de la crisis que se vivió hacia finales de la década de los noventa del siglo pasado. Asimismo, muestra el impacto de la crisis financiera internacional que golpeó considerablemente la actividad económica del país. En lo que respecta al tipo de cambio, el periodo de la crisis financiera internacional de 2007-2008 y para el inicio de la caída del precio del petróleo, la tasa de crecimiento del tipo de cambio sufrió alteraciones significativas.

Figura 3.



Fuente: elaboración de los autores con base en BR.

Un análisis univariado de las series

Antes de entrar en el detalle de la metodología de los vectores autorregresivos, esta sección hace un análisis exploratorio de las series de manera aislada. En especial, se indaga sobre la posible existencia de cambios estructurales en las series, puesto que el periodo de la estimación contempla el paso de un régimen macroeconómico a otro. Se explora la presencia de cambios estructurales en la media y en la varianza de las series.

Para detectar la presencia de quiebres en la media, se emplea la metodología de Bai y Perron (2003) para múltiples quiebres estructurales. La metodología determina el número de quiebres y su ubicación, con base en el principio de minimización global de la suma de residuos cuadrados de un modelo lineal del tipo:

$$y_t = c + u_t$$

Donde c es una constante y u_t , como siempre, ruido blanco. La metodología cuenta con tres pruebas para detectar los quiebres en las series; sin embargo, se decidió estimar solo la metodología para la prueba que considera una hipótesis nula de ningún quiebre contra una alternativa de k quiebres. Los resultados se muestran en la tabla 1.

Tabla 1.

Metodología Bai-Perron para múltiples quiebres estructurales en la media

Serie	Fecha del quiebre
IMACO	1998M10*
	2000M10*
	2008M08*
PI	1999M03*
	2002M01*
TIB	2009M06*
	1999M05*
	2001M09*
TC	2009M06*
	2003M03*
	2006M07*
	2008M07*

Nota: *significativo al 5%. Por la cantidad de observaciones, se fijó un número máximo de 3 posibles quiebres. Épsilon = 0,10. Fuente: elaboración de los autores.

La tabla 1 reproduce los periodos para los cuales la metodología detectó un cambio estructural en la media de la serie. Para la serie IMACO, identifica la debacle y recuperación de la economía colombiana a finales del siglo pasado, como consecuencia de la crisis hipotecaria. De igual manera, capturó el impacto de la crisis financiera de 2008 sobre la economía del país. En cuanto a la serie de la inflación, los dos primeros quiebres son los más relevantes, puesto que están cerca en el tiempo a la

fecha de anuncio e implementación de la estrategia de IO. La serie TIB presenta periodos de quiebre cercanos, cuando no en la misma fecha, a los de la serie PI. Esto podría estar reflejando la manera como actúa el canal de transmisión de la política monetaria en Colombia. La primera fecha de quiebre que se detectó en la serie TC indica justamente la fecha en la que el TC alcanzó su punto máximo antes de iniciar una apreciación que lo llevaría a ubicarse, en promedio, en 1900 pesos por dólar.

Ahora bien, para determinar un posible cambio estructural en la varianza de las series, se siguió la metodología de Inclán y Tiao (1994) (IT). La metodología se define como:

$$IT = \sup_k \left| \sqrt{T/2} D_k \right|$$

Donde:

$$D_k = \frac{c_k}{c_t} - \frac{k}{t} \text{ con } D_0 = D_T = 0$$

$$c_k = \sum_{t=1}^k u_t^2$$

Tabla 2.

Metodología de Inclán-Tiao para múltiples quiebres estructurales en la varianza

Serie	Fecha del quiebre
IMACO	2004M03
	2008M07
PI	1999M02
	2002M01
TIB	2009M04
	1999M09
TC	2009M03
	2007M04
	2014M08

Nota: se empleó un nivel de significancia del 5% para determinar la presencia de quiebres, por lo que las fechas listadas en la tabla son fechas de quiebre significativas al menos al 5%.

Fuente: elaboración de los autores.

Lo primero que llama la atención es que los quiebres identificados en la varianza de la serie PI coinciden casi perfectamente con los quiebres en la media identificados con la metodología de Bai-Perron. Hasta mediados de 1999, la inflación era de dos dígitos, y a partir de esa fecha empieza

el descenso hasta ubicarse en niveles saludables. El periodo 2002-2009 es un periodo de inflación de un dígito, pero aun por encima de la meta de mediano plazo fijada en 3%. Ya desde 2009 la inflación se estabiliza para fluctuar alrededor de su meta. De nuevo, los periodos de cambio en la varianza de la serie TIB están cercanos a los periodos de la serie PI. Por su parte, 2014 aparece como un año de cambio en la volatilidad de la serie TC, que corresponde justamente al inicio del periodo de devaluación del peso, producto de la caída del precio del petróleo³.

Un análisis multivariado de las series

Después de indagar acerca de la presencia de cambios estructurales en las series, debido a que se contempla un periodo de cambio de política económica, se pasa ahora a analizar la transmisión de efectos entre las series. Para ello, se emplea la metodología VAR, dada su versatilidad y porque trata las variables involucradas en el estudio como endógenas, lo cual va bien con la descripción teórica presentada en secciones anteriores. Además de la estimación, se busca hallar la posible presencia de cambio estructural dentro del VAR.

En su forma reducida, un VAR es un modelo lineal de n ecuaciones y n variables en el que cada variable es explicada por sus propios valores rezagados y los valores rezagados de las $n-1$ variables restantes y un término de perturbación aleatoria:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p Y_{t-i} A_i + \epsilon_t$$

Donde Y_t es un vector columna de $n \times 1$ de variables endógenas; A_i es una matriz de parámetros $n \times n$; p es el número de rezagos de las variables endógenas que se incluirán como variables explicativas; ϵ_t es un vector columna de $n \times 1$ de ruido blanco. Estos ruidos blancos se asumen i.i.d. e independientes uno de los otros:

³ La metodología IT tiene un inconveniente: tiende a sobreestimar los periodos de volatilidad de la serie; por lo tanto, no siempre resulta útil interpretar los posibles cambios en la serie para todos los quiebres hallados.

$$E[e_t | Y_{t-s}; s > 0] = \underset{n \times 1}{\mathbb{0}},$$

$$E[e_t e_t' | Y_{t-s}; s > 0] = \underset{n \times 1}{\mathbb{I}}$$

Donde $\underset{n \times 1}{\mathbb{0}}$ es una matriz $n \times n$ de ceros y $\underset{n \times 1}{\mathbb{I}}$ es la matriz identidad de $n \times n$.

La estimación de un VAR depende de que ciertas propiedades estadísticas de las series sean satisfechas. En concreto, se hace referencia a que las series sean estacionarias; el concepto de estacionariedad está fuertemente vinculado al de raíz unitaria y, por lo tanto, está atado a las pruebas que existen para comprobar si una serie es o no estacionaria.

Desde el llamado de advertencia hecho por Perron (1989), se presta ahora mayor atención a la presencia de un posible cambio estructural en la serie al momento de probar la presencia de una raíz unitaria. Puesto que ya se identificaron quiebres en las series involucradas, lo prudente es emplear pruebas de raíz unitaria que contemplen la presencia de cambios estructurales en estas. Los resultados de la prueba de raíz unitaria con cambio estructural se presentan en la tabla 3.

Tabla 3.

Prueba de raíz unitaria con cambio estructural (cambio estructural en el intercepto)

Hipótesis nula: raíz unitaria			
Serie	P-valor	Fecha del quiebre	Decisión
IMACO	0,6511	2008M05	I(1)
Δ (IMACO)	0,0000	2007M03	I(0)
PI	0,0000	1998M06	I(0)
TIB	0,0000	1998M10	I(0)
TC	0,0000	2003M02	I(0)

Fuente: elaboración de los autores.

De acuerdo con estos resultados, las series son estacionarias a excepción de IMACO. Para la elección de p , se siguió el camino típico de emplear alguno de los criterios estadísticos diseñados para tal fin. Los más conocidos y empleados en la

literatura empírica son el de Akaike (AIC) y el de Schwartz (SC). Se decidió emplear el criterio SC, ya que es el que elige los modelos más pequeños, y eso es útil para no perder valiosos grados de libertad.

Existen buenas razones para elegir el criterio de SC y quedarse con el modelo más parsimonioso. Por una parte, Honda (2000) advierte que cuando el número de parámetros por estimar de un VAR es grande y se cuenta con pocas observaciones, al momento de realizar la prueba de cambio estructural de Chow la prueba no contaría con el poder suficiente para rechazar la hipótesis nula de parámetros constantes en el tiempo. Por otro lado, y por la misma tesitura, Candelon y Lütkepohl (2001) muestran que la prueba de Chow aplicada a pequeñas muestras tiende a distorsionar la distribución del estadístico de prueba bajo la hipótesis nula de estabilidad, al tiempo que su distribución puede resultar diferente de la distribución $\chi^2(k)$ asintótica asumida. Por estos motivos, se decidió estimar el modelo de acuerdo con el criterio SC. Así las cosas, el modelo VAR estimado fue el VAR(2):

$$\begin{bmatrix} \Delta(\text{IMACO}) \\ PI \\ TIB \\ TC \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,11} & a_{1,12} & a_{1,13} & a_{1,14} \\ a_{1,21} & a_{1,22} & a_{1,23} & a_{1,24} \\ a_{1,31} & a_{1,32} & a_{1,33} & a_{1,34} \\ a_{1,41} & a_{1,42} & a_{1,43} & a_{1,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta(\text{IMACO})_{t-1} \\ PI_{t-1} \\ TIB_{t-1} \\ TC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{2,11} & a_{2,12} & a_{2,13} & a_{2,14} \\ a_{2,21} & a_{2,22} & a_{2,23} & a_{2,24} \\ a_{2,31} & a_{2,32} & a_{2,33} & a_{2,34} \\ a_{2,41} & a_{2,42} & a_{2,43} & a_{2,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta(\text{IMACO})_{t-2} \\ PI_{t-2} \\ TIB_{t-2} \\ TC_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \\ e_{4,t} \end{bmatrix}$$

Cambio estructural en el modelo econométrico

La presencia de un cambio estructural en el VAR se determinó por medio de la prueba de Chow, la cual se emplea para probar si hay puntos de quiebre o de cambio estructural en un modelo. Lo que hace la prueba es examinar si los parámetros de un subgrupo de la muestra total son iguales o no a otro subgrupo de parámetros. En este caso, como se está estimado un sistema de ecuaciones, la prueba se aplica para el sistema de ecuaciones en total, y no por ecuación. La prueba de Chow para

cambio estructural se realiza como se describe a continuación (Candelon y Lütkepohl, 2001).

Se estima el modelo para el tamaño de la muestra completo (T). Posteriormente, se identifica el periodo del quiebre T_B y se parte la muestra en dos submuestras; la primera T_1 , donde $T_1 < T_B$, y la segunda $T_2 \leq T - T_B$.

Luego se define a $\hat{\epsilon}_t$, $\hat{\epsilon}_t1$ y $\hat{\epsilon}_t2$ como los residuos de la regresión completa y de las regresiones sobre las submuestras respectivamente.

Empleando la notación $\sum_e = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t'$, $\sum_{1,2} = (T_1 + T_2)^{-1} (\sum_{t=1}^{T_1} \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t' + \sum_{t=T-T_2+1}^{T_1} \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t')$, $\sum_1 = T_1^{-1} \sum_{t=1}^{T_1} \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t'$ y $\sum_2 = T_2^{-1} \sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t'$, el estadístico de prueba en Chow es:

$$\lambda_{BP} = (T_1 + T_2) \log \det \sum_{1,2} - T_1 \log \det \sum_1 - T_2 \log \det \sum_2 \approx \chi^2(k)$$

Donde k es la diferencia entre la suma del número de parámetros estimados en las dos submuestras y el número de parámetros estimados en la regresión completa. La hipótesis nula de parámetros constantes en el tiempo se rechaza si λ_{BP} es mayor al nivel crítico del estadístico o el p-valor asociado es menor al nivel de significancia elegido.

Una vez estimado el VAR(2), se procedió a estimar la prueba de Chow. Los resultados se exponen en la tabla 4.

Tabla 4.

Prueba de cambio estructural de Chow para el VAR(2)

Muestra	1995M6-2015M5
Fecha del quiebre	1999M3
Estadístico de prueba (λ_{BP})	588.0157
bootstrapped p-valor	0,000
p-valor $\chi^2(k)$ asintótica	0,000
Grados de libertad	46

Fuente: elaboración de los autores.

La tabla 4 permite concluir que efectivamente hubo un cambio estructural, en los términos que la prueba lo define, después de la adopción de la estrategia de IO. El p-valor asociado es menor al nivel de significancia que se escoja.

Se sabe que la prueba de Chow requiere haber identificado exógenamente la fecha de quiebre para estimarse. En este sentido, la fecha elegida fue marzo de 1999, que corresponde a una de las fechas de quiebre identificadas con la metodología de Bai y Perron para la serie inflación. La elección también corresponde a que esta fecha está cerca a la del anuncio por parte del BR de adoptar la estrategia IO, y de acuerdo con Giraldo *et al.* (2012), la estrategia pudo haber estado funcionando incluso antes del anuncio oficial. De esta forma, al elegir una fecha previa pero cercana al inicio del funcionamiento de la estrategia, se toma en consideración ese posible suceso. La elección de la fecha también sirve para comprobar si efectivamente el BR se anticipó al anuncio como lo sospechaban Giraldo *et al.* (2002), autores que eligen particionar su periodo de análisis justo en octubre de 2000, cuando se dio el anuncio oficial del BR de adoptar la estrategia. Los resultados acá logrados podrían sugerir que efectivamente el BR venía labrando el camino con anterioridad.

Con el ánimo de apoyar los resultados de la prueba de Chow y corroborar el cambio estructural, se decidió emplear el contraste de máxima verosimilitud (LR). Esta prueba permite contrastar modelos, en este caso particular, los VAR que se estimarán para el periodo pre-IO (1995M4-1999M2) y para el post-IO (1999M3-2015M5).

El estadístico LR toma la siguiente forma:

$$LR = 2(\text{likelihood}_{IO} - \text{likelihood}_M)$$

El cual, bajo la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, se distribuye como $\chi^2(n^2(p_{IO} - p_M))$, donde n es el número de variables que conforman el VAR (cuatro en este caso) y P_{IO} , P_M son el número de rezagos empleados en la estimación de los VAR para el periodo pre y post-IO, respectivamente. La hipótesis nula se rechaza siempre que el estadístico LR sea mayor al valor tabulado de χ^2 al nivel de significancia.

Tabla 5.

Prueba LR para cambio estructural	
Log-likelihood para el periodo pre-OI (1)	305.047
Log-likelihood para el periodo post-OI (2)	1870.424
Log-likelihood para el periodo completo (likelihoodM)	1894.896
likelihoodOI (= (1)+(2))	2175.471
Estadístico LR	561.150
Grados de libertad	16
Valor tabulado para el estadístico a un nivel de significancia del 5%	26.2962

Fuente: elaboración de los autores. $P_{IO} = 1$ y $P_M = 2$ seleccionados de acuerdo con el criterio SC.

De nuevo se halla evidencia a favor del cambio estructural de los parámetros del modelo VAR y refuerza los resultados de la prueba de Chow.

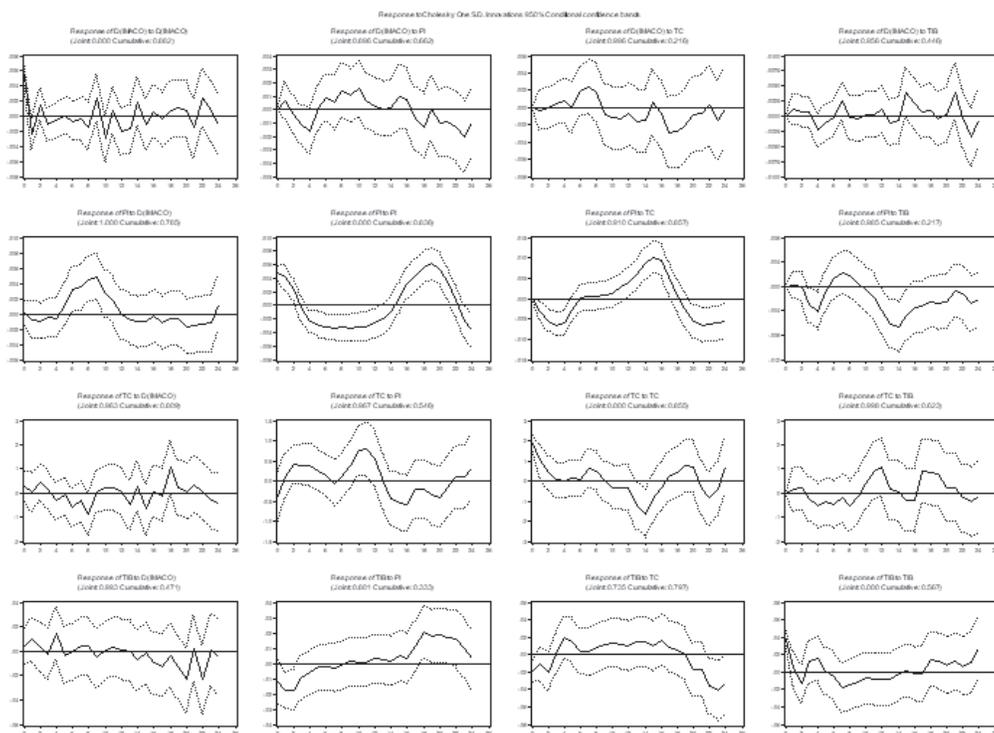
En este punto, conviene discutir los resultados de la estimación del VAR, así como la manera en que se interpreta el cambio estructural que sufrió la

economía colombiana tras la adopción de la estrategia IO. Discutir abiertamente los resultados de la estimación del VAR suele ser complejo, puesto que la interpretación de los coeficientes estimados no es tarea fácil debido a la dinámica propia de estos modelos. Para ello, se suele emplear la función de impulso-respuesta y desagregar así la dinámica de los choques en los periodos pre- y posquiebre. Las funciones impulso-respuesta fueron estimadas de acuerdo con la metodología de proyecciones locales propuesta por Jordà (2005, 2009). Las figuras 4 y 5 reproducen las funciones para el periodo pre- y posquiebre, respectivamente, donde los cálculos se realizaron para un horizonte de 2 años (24 meses), con intervalos de confianza al 95%.

Más que la dirección que toma la respuesta después del impulso, nos interesa analizar la dispersión de esa respuesta. Si se comparan las funciones

Figura 4.

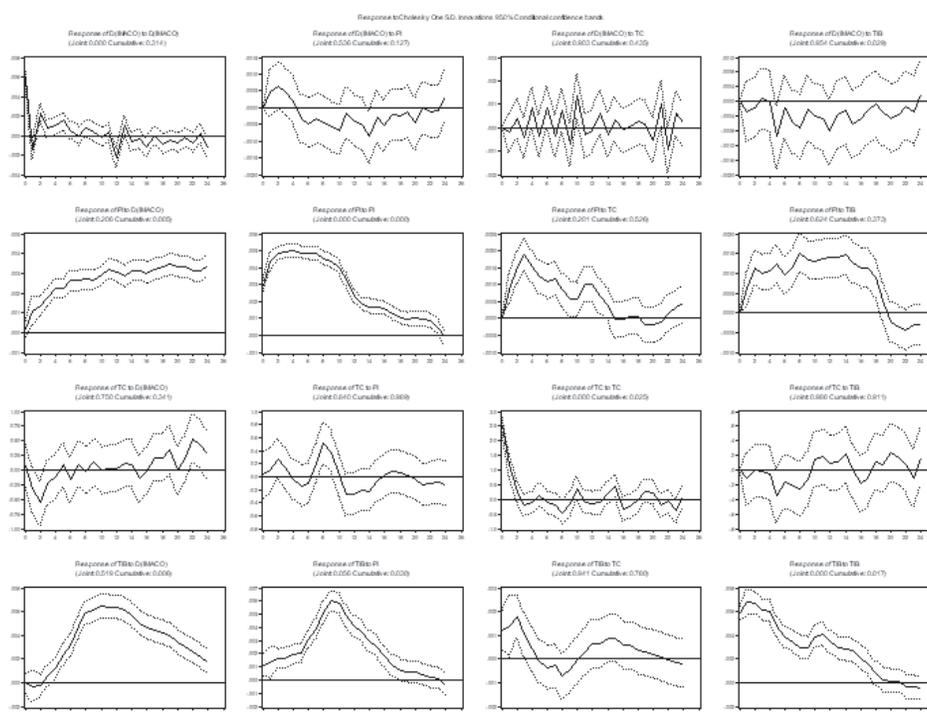
Funciones impulso-respuesta para el periodo prequiebre



Fuente: elaboración de los autores.

Figura 5.

Funciones impulso respuesta para el periodo posquiebre



Fuente: elaboración de los autores.

de impulso-respuesta antes y después de la fecha de quiebre, se puede apreciar que para el periodo post-IO la varianza de la respuesta de las variables es menor. Esto puede ser tenido en cuenta como evidencia a favor del cambio estructural, toda vez que la estrategia de IO parece haber disminuido la varianza de las variables macroeconómicas contempladas en la estrategia. Así las cosas, la IO ha ayudado a disminuir la dispersión de las respuestas de las variables macroeconómicas ante modificaciones de la política económica tendientes a atenuar la inflación.

Otra mirada a la idea presentada de cambio estructural está en la descomposición de la varianza, la cual separa la variación de una variable endógena en choques de los componentes del VAR. En este sentido, esta descomposición provee información sobre la importancia relativa de los choques de una variable sobre otra. Vale la pena centrarse en la relación entre la TIB y PI para ver cómo cambió la importancia relativa de una

sobre la otra. Después de todo, la estrategia está pensada para controlar la inflación por medio de manipulaciones en la tasa de interés.

Antes de la fecha de quiebre, la TIB explicaba menos del 1% de los cambios en la inflación. Pero para el periodo posquiebre, la importancia relativa de TIB sobre PI llegó al 5%. Para este mismo periodo, los cambios en la TIB producto de PI casi alcanzan el 40%. En el periodo prequiebre apenas si llega al 1,5%. De esta manera, puede concluirse que efectivamente la estrategia de IO provocó un cambio en la estructura económica del país.

CONCLUSIONES

Desde que Nueva Zelanda adoptó el régimen de inflación objetivo en 1990, muchos otros países han adoptado la estrategia para conducir la política monetaria y mantener bajo control la inflación. Las experiencias son variadas y, en ocasiones,

encontradas, ya que en la literatura empírica se pueden hallar casos en los que la estrategia no significó un cambio estructural en la economía que la adoptó. Estos resultados dejan la puerta abierta para investigaciones que busquen establecer los posibles beneficios para un país de adoptar la IO.

En este trabajo se decidió evaluar la adopción de la estrategia para Colombia, puesto que ya lleva un tiempo prudencial conduciendo la política monetaria y actualmente el país atraviesa una coyuntura inflacionaria que pone a prueba la estrategia. Además, estos intentos de evaluar la estrategia para Colombia son escasos comparados con la experiencia de otros países que sí han evaluado la estrategia empleando diferentes metodologías econométricas.

La estimación del modelo VAR y de la prueba de cambio estructural de Chow, así como la de máxima verosimilitud, permiten concluir que la

adopción de la estrategia en el país significó un cambio estructural en la relación macroeconómica que guardan las variables de interés dentro del modelo, lo cual se concluye puesto que se evidencia una disminución en la varianza en la respuesta de las variables después de la adopción de la estrategia. Otro resultado para subrayar es que la literatura donde se emplea la prueba de Chow, para probar el cambio estructural tras la adopción de la estrategia, por lo general no muestra la presencia de dicho cambio. Sin embargo, para el caso de Colombia la prueba sí permitió hallar evidencia a favor de un cambio en la estructura económica del país, al modificar la importancia relativa de, por ejemplo, la TIB frente a la inflación. Para finalizar, el régimen de metas de inflación ha ayudado a la economía colombiana a mantener la inflación en niveles bajos y estables, de acuerdo con la teoría que soporta esta estrategia.

REFERENCIAS

1. Agénor, P-R. y Montiel, P. (1999). *Development macroeconomics*. Nueva Jersey: Princeton University Press.
2. Allsopp, C. y Vines, D. (2000). The assessment: macroeconomic policy. *Oxford Review of Economic Policy*, 16(4), 1-32.
3. Angeriz, A. y Arestis, P. (2009). Objetivo de inflación: evaluación de la evidencia. *Investigación Económica*, 68, 21-46.
4. Bai, J. y Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22
5. Ball, L. (1999). Policy rules for open economies En J. Taylor (Ed), *Monetary policy rules*. Chicago: University of Chicago Press.
6. Ball, L. y Sheridan, N. (2005). *Does inflation targeting matter?* Chicago: Universidad de Chicago.
7. Barro, R. J. y Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.
8. Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S. y Posen, A. S. (2001). *Inflation targeting: Lessons from the international experience*. Nueva Jersey: Princeton University Press.
9. Candelon, B. y Lütkepohl, H. (2001). On the reliability of Chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. *Economics Letters*, 73, 155-160.
10. Clavijo, S., Vera, A. y Vera, N. (2015). Política monetaria: reglas y discreción. *Panorama Económico*, 23, 31-38.
11. Cukierman, A. (2002). *Are contemporary central banks transparent about economic models and objectives and what difference does it make?* Recuperado de <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/02/07/15-36Cukierman.pdf>

12. García, C. (2000). *Chilean stabilization policy during the 1990*. Los Ángeles: Universidad de California.
13. Giraldo, A., Misas, M. y Villa, E. (2012). Reconstructing Colombia's Recent History of Monetary Policy from 1990 to 2010. *Ensayos sobre Política Económica*, 30(67).
14. Gómez, J. (2006). *La política monetaria en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
15. Goodfriend, M. y King, R. (1997). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 231-296.
16. Hamann, F., Hofstetter, M. y Urrutia, M. (2014). Inflation targeting in Colombia, 2002-12, Recuperado de <https://www.questia.com/library/journal/1P3-3461526991/inflation-targeting-in-colombia-2002-12>
17. Honda, Y. (2000). Some tests on the effects of inflation targeting in New Zealand, Canada, and the UK. *Economics Letters*, 66, 1-6.
18. Huh, C. (1996). Some evidence on the efficacy of the UK inflation targeting regime: An out-of-sample forecast approach. *International Discussion Papers*, 565.
19. Inclán, C. y Tiao, G. C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923.
20. Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
21. Jordà, Ò. (2009). Simultaneous confidence regions for impulse responses. *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 629-647.
22. Kamal, M. (2010). *Inflation targeting in Brazil, Chile and South Africa: An empirical investigation of their monetary policy framework*. Recuperado de <https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/133018/wp1004.pdf?sequence=1>
23. Kamil, H., Pulido, J. y Torres, J. (2010). El "IMACO": un índice mensual líder de la actividad económica en Colombia, *Borradores de Economía*, 609.
24. Kuttner, K. N. y Posen, A. S. (1999). Does talk matter after all? Inflation targeting and central banking behavior. Recuperado de <https://econpapers.repec.org/paper/iiewpaper/wp99-10.htm>
25. Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-492.
26. Lane, T. y Van Den Heuvel, S. (1998). *The United Kingdom's experience with inflation targeting* (Working Paper 98/87). Washington: Fondo Monetario Internacional.
27. Londoño, A., Tamayo, J. y Velásquez, C. (2012). Dinámica de la política monetaria e inflación objetivo en Colombia: una aproximación FAVAR. *Ensayos sobre Política Económica*, 30(68), 15-71.
28. Masson, P., Savastano, M. y Sharma, S. (1997). *The scope for inflation targeting in developing countries* (Working paper 97/130). Washington: Fondo Monetario Internacional.
29. McCallum, B. T. (1984). *Credibility and monetary policy price stability and public policy*. Recuperado de <https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/1984/S84mccal.PDF>
30. Mishkin, F. y Posen, A. S. (1997). *Inflation Targeting: lessons from four countries* (NBER Working Paper 6126). Recuperado de <https://econpapers.repec.org/paper/nbrnberwo/6126.htm>
31. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

32. Perrotini, I. (2014). Precios de activos y política monetaria en la nueva síntesis neoclásica. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 9(1), 89-102.
33. Rodríguez, H. (2011). Estudio del fenómeno de inflación importada vía precios del petróleo y su aplicación al caso colombiano mediante el uso de modelos VAR para el periodo 2000-2009. *Estudios Gerenciales*, 27(121), 79-97.
34. Romer, D. (2000). Keynesian macroeconomics without the LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 149-69.
35. Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.
36. Taylor, J.B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
37. Taylor, J.B. (2000a). Teaching modern macroeconomics at the principles level. *American Economic Review*, 90(2), 90-94.
38. Taylor, J. B., (2000b). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44, 1389-408.
39. Urrutia, M. (2006). Cambio en los instrumentos de política monetaria. *Coyuntura Económica*, 35(2), 93-100.