

Autónomos

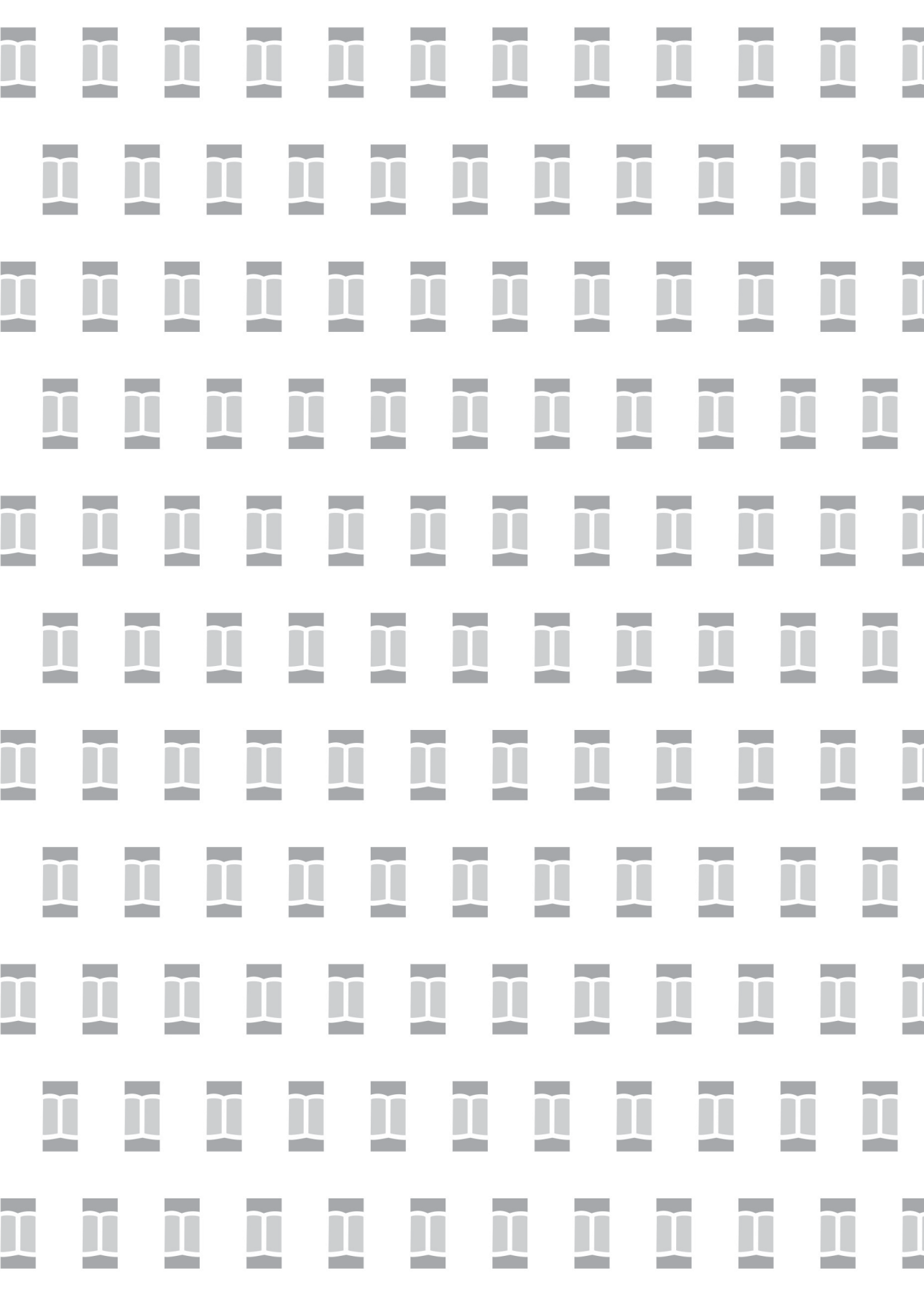
Documentos de Trabajo

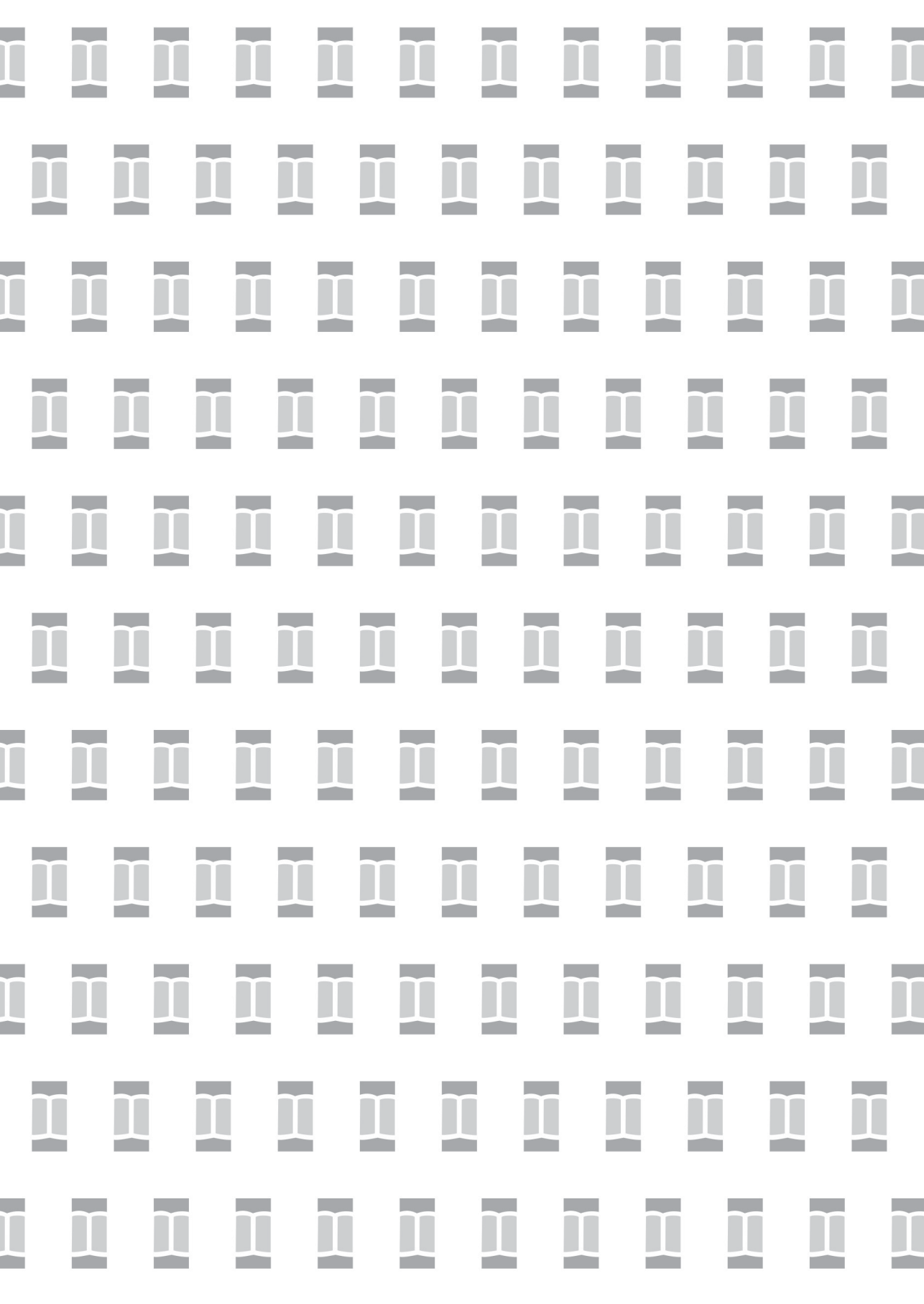
Facultad de Economía

6



UNAULA[®]
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA LATINOAMERICANA





Autónomos

Documentos de Trabajo

Facultad de Economía

6

Autónomos 6
Documentos de trabajo
Facultad de Economía
Universidad Autónoma Latinoamericana

ISSN: 2262-7771

Ediciones UNAULA
Marca del Fondo Editorial UNAULA

Presidente de la Universidad
SILVIA RÍOS GONZÁLEZ

Rector
JOSÉ RODRIGO FLÓREZ RUIZ

Secretario General
FRANCISCO JAVIER SERNA GIRALDO

Vicerrectoría Administrativa
LOURDES TERESITA CAÑAVERAL BEDOYA

Vicerrector Académico
FRANCISCO JAVIER VALDERRAMA BEDOYA

Vicerrector de Investigaciones
JOSÉ FERNANDO VALENCIA GRAJALES

Decana de Facultad de Economía
JUBELLY MARCELA ORTIZ MUÑOZ

Edición
FONDO EDITORIAL UNAULA

Diagramación / Lineadifusa

Hecho en Medellín, Colombia
Universidad Autónoma Latinoamericana UNAULA
Carrera 55 No. 49 - 51
Conmutador: (57+4) 511 2199 Ext.181-182 / Fax: (57+4) 512 3418
Apartado 3455 Medellín, Colombia
www.unaula.edu.co

Contenido

El desacuerdo en las expectativas fiscales: evidencia empírica para Colombia	7
1. INTRODUCCIÓN	9
2. ESTADO DEL ARTE SOBRE LOS DESACUERDOS FISCALES	12
3. METODOLOGÍA	15
3.1 Comunicación y metas fiscales	21
3.2 Credibilidad fiscal	26
3.3 Otras variables de control	32
4. EVIDENCIA EMPÍRICA	35
4.1 Análisis de Robustez	41
4.2 Desacuerdos en las expectativas fiscales y el ciclo económico	44
5. CONCLUSIONES	47
Referencias bibliográficas.....	49
APÉNDICE B	56

El desacuerdo en las expectativas fiscales: evidencia empírica para Colombia

Juan Camilo Anzoátegui Zapata¹

RESUMEN

El trabajo trata sobre los efectos de la comunicación y la credibilidad fiscal en la formación de expectativas fiscales. Para desarrollar el análisis empírico se construye el rango intercuartil de las expectativas fiscales, a partir de la encuesta Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros que realiza el Banco de la República. Luego, se construye un indicador de comunicación fiscal a partir de los anuncios de metas fiscales del superávit primario y una medida de credibilidad fiscal. Los resultados econométricos presentados indican que, la comunicación y la credibilidad fiscal, tienen la capacidad de reducir la incertidumbre fiscal y, por ende, ayudan a anclar las expectativas fiscales.

¹ El documento hace parte de la tesis de doctorado publicado en el repositorio institucional de la Universidad Nacional. Anzoátegui Zapata, J. (2022). "Efectos de la comunicación en el desacuerdo de expectativas: evidencia empírica para Colombia". Universidad Nacional de Colombia. El autor es Ph. D. en Ciencias Económicas. Profesor Facultad de Economía. Universidad Autónoma Latinoamericana. Dirección postal: Carrera 55A n.º 49-51. Medellín, Colombia. (604) 511 2199 op.129 / Correo: juan.anzoategui@unaula.edu.co

Palabras clave: desacuerdos, expectativas fiscales, comunicación, credibilidad.

Clasificación JEL: E37, E61, E62.

The effect of communication and credibility on fiscal disagreement: Empirical evidence from Colombia

ABSTRACT

This work deals with the effects of communication and fiscal credibility on the formation of fiscal expectations. To develop the empirical analysis, the interquartile range of fiscal expectations is constructed, based on the Macroeconomic Projections survey of local and foreign analysts carried out by the Bank of the Republic. Then, a fiscal communication indicator is constructed from the announcements of fiscal goals of the primary surplus and a measure of fiscal credibility. The econometric results presented indicate that fiscal communication and credibility have the capacity to reduce fiscal uncertainty and, therefore, help anchor fiscal expectations.

Keywords: Disagreements, Fiscal Expectations, Communication, Credibility.

JEL Classification: E37, E61, E62.

1. INTRODUCCIÓN

La transparencia fiscal y el anclaje de las expectativas fiscales son fundamentales para la estabilidad macroeconómica (Fujiwara y Waki, 2020; Ricco, Callegari y Cimadomo, 2016; Leeper, 2009). En economías de mercado donde la producción se realiza en escenarios temporales relevantes y heterogéneos, los agentes toman sus decisiones con base en las proyecciones sobre las condiciones económicas futuras. En consecuencia, es fundamental que las señales emitidas por el responsable de la política fiscal contribuyan para reducir la incertidumbre del entorno económico y se tomen decisiones más acertadas.

El desacuerdo en las expectativas fiscales es una variable importante que refleja la incertidumbre de los mercados financieros sobre el desempeño de la política fiscal. Como tal, el desacuerdo evidencia las discrepancias con relación al comportamiento futuro del balance fiscal, la dinámica del gasto público, los impuestos y el comportamiento de la deuda, los cuales pueden afectar la toma de decisiones de los agentes (Montes y Acar, 2018; Montes y Luna, 2018; Ricco, Callegari y Cimadomo, 2016). En economías que gestionan el déficit fiscal mediante reglas, el desacuerdo es relevante porque está relacionado con la credibilidad fiscal y su seguimiento puede ayudar para que el gobierno y sus funcionarios estudien las señales que emiten a los mercados sobre su gestión (Montes y Acar, 2020). En particular, para economías emergentes que implementan un esquema de inflación objetivo es importante para el banco central monitorear la incertidumbre asociada a la política fiscal para evaluar los posibles riesgos que puedan

afectar el cumplimiento de la meta de inflación y la eficiencia de la política monetaria (Galvis y de Mendonça, 2017; Bianchi y Melosi, 2013; Sims, 2011; Catão y Terrones, 2005; Mishkin y Savastano, 2001).

Los desafíos asociados a problemas de sostenibilidad fiscal, propios de economías emergentes, provienen tanto de la ausencia de compromisos fiscales creíbles, como del diseño de mecanismos que permitan reducir el déficit público. Estos ejercen fuertes presiones inflacionarias, que explican gran parte de los problemas para alcanzar la credibilidad monetaria y fiscal. En particular, los desequilibrios fiscales son peligrosos porque aumentan la probabilidad de monetización, desanclan las expectativas y, por efecto, ponen en riesgo el control de la inflación (Sargent y Wallace, 1981). Además, la acumulación de deuda en moneda extranjera con vencimientos de cortos plazos, amplía la vulnerabilidad de la economía frente a choques de tasas de interés y cambios en el escenario internacional (Aktas, Kaya, Özlale, 2010 y Balima, Combes y Minea, 2017).

Con relación a ello, el esquema de inflación objetivo ha mostrado que sirve como mecanismo de defensa frente a los desequilibrios provocados por la política fiscal. El esquema promueve una mayor responsabilidad fiscal porque tiene la capacidad de inducir al gobierno a ejecutar políticas fiscales más sólidas de diversas formas. En primer lugar, construye mecanismos institucionales que reducen la posibilidad de monetizar el déficit (Minea y Tapsoba, 2014). En segundo lugar, la credibilidad monetaria reduce la tasa de interés y contribuye de forma directa con el costo del servicio de la deuda. En tercer lugar, controlar la inflación ejerce presión sobre el

gobierno para mejorar la calidad institucional en el diseño de reglas que mejoren la posición fiscal (Debrun, Hauner y Kumar, 2007, Lin y Ye, 2009, Ciro y de Mendonça, 2017). Por último, la disminución en la volatilidad de la inflación como resultado del esquema de inflación objetivo, contribuye a estabilizar y hacer más productiva la base impositiva y, en consecuencia, es realizada una mejor recaudación de impuestos que podría conducir a equilibrar el balance fiscal (Gonçalves y Salles, 2008, o Lin y Ye, 2009).

El principal objetivo del estudio es analizar los determinantes del desacuerdo en las expectativas fiscales para la economía colombiana. Los resultados reportados en el estudio muestran que la comunicación fiscal del gobierno colombiano y su credibilidad han ayudado a disminuir los desacuerdos. No obstante, la economía continúa siendo vulnerable a choques externos y la estabilidad fiscal aún no se consigue. Los hallazgos encontrados permiten a los administradores de la política económica evaluar los alcances de la comunicación sobre la incertidumbre asociadas a las variables fiscales. Además, ayudan identificar las fuentes de desajuste de las expectativas. En efecto, el anuncio de las metas fiscales cada año se muestra como una estrategia que cumple un papel similar a la meta de inflación en el caso de política monetaria para guiar las expectativas.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. A continuación, en la sección 2 se presenta el estado del arte. En la sección 3, la metodología y los datos utilizados en el estudio. En la sección 4, la evidencia empírica y, por último, en la sección 5, se presentan las conclusiones.

2. ESTADO DEL ARTE SOBRE LOS DESACUERDOS FISCALES

La literatura sobre los desacuerdos en las expectativas es reciente y enfocada en variables macroeconómicas como la inflación, las tasas de interés, el PIB, la tasa de desempleo, la tasa de cambio y el déficit público (Mankiw *et al.*, 2004; Dovern *et al.*, 2012; Ehrmann *et al.*, 2012; Montes *et al.*, 2016; Ricco, Callegari y Cimadomo, 2016). Los estudios se dividen en dos. Una primera línea enfocada en los desacuerdos en el mercado financiero, con especial atención en los pronósticos de los expertos sobre las variables fundamentales de la economía. Una segunda línea, enfocada en los desacuerdos de los consumidores y empresarios sobre los precios y el crecimiento económico (Coibion y Gorodnichenko, 2015). Como uno de los principales objetivos, esa literatura intenta entender cómo responde el desacuerdo frente a la política fiscal y monetaria para mejorar su gestión (Siklos, 2013 y Montes y Luna, 2018).

A pesar de que existen estudios, la investigación sobre el desacuerdo en las expectativas fiscales está en sus comienzos. El estudio pionero de Ricco, Callegari y Cimadomo (2016) plantea que los desacuerdos explican el impacto de las noticias fiscales sobre la actividad económica. Según sus hallazgos, en escenarios en los cuales el desacuerdo es bajo, el impacto de las noticias fiscales es mucho más expansivo en la producción agregada. Sobre esta misma línea, Kim (2019) resalta que situaciones como la crisis del techo de la deuda y el plan de la administración Trump para aumentar la inversión en infraestructura en EE. UU., como también el aumento de la deuda pública en Europa, aumentaron la incertidumbre de los agen-

tes económicos y afectaron el impacto del gasto público sobre el desempeño macroeconómico.

De acuerdo con el estudio de Kim (2019) los mayores desacuerdos sobre la política del gasto público tienen efectos negativos y prolongados sobre la producción agregada, el consumo privado, la inversión, las horas de trabajo, los salarios reales y los márgenes de ganancia. Esto afecta el costo de financiamiento externo de las empresas y los precios en la economía de Estados Unidos.

Desde una perspectiva teórica, mediante modelos de equilibrio general, Fujiwara y Waki (2020) encuentran que la aplicación de medidas como *forward guidance*, desde la política fiscal, tiene la capacidad de reducir la incertidumbre sobre las variables fiscales. Una vez que existen diferencias en los efectos que pueden producir los choques anticipados y no anticipados de la política fiscal en el desempeño económico, la comunicación fiscal se puede convertir en una herramienta para mantener la estabilidad macroeconómica.

En el caso de economías emergentes, Montes y Curi (2017), para Brasil encuentran que, bajo un esquema de inflación objetivo, el desacuerdo en las expectativas de la deuda pública tiene efectos sobre el premio de riesgo. El resultado indica que es esencial que el mercado financiero pueda percibir una situación fiscal sólida y, a su vez, esta evidencia respalda la importancia de las expectativas fiscales como parte de las condiciones para la operación del esquema de inflación objetivo.

De acuerdo con Montes y Luna (2018) los determinantes de los desacuerdos fiscales son el gasto público discrecional. Esto

significa que los cambios en la política fiscal, resultantes de acciones intencionales del hacedor de políticas que no se deben al ciclo económico, aumentan la incertidumbre sobre el futuro desempeño fiscal. Por su parte, Montes, Nicolay y Acar (2019) agregan que la comunicación fiscal medida por medio del volumen de anuncios fiscales, tiene mayores efectos sobre el desacuerdo cuando aumenta la claridad de los documentos anunciados. La evidencia encontrada por de Mendonça y Nicolay (2017) destaca, además, que la transparencia fiscal se convierte en una herramienta que el gobierno puede implementar para reducir las asimetrías de la información sobre la coyuntura fiscal y, por consiguiente, podría ayudar a reducir el desacuerdo en las expectativas fiscales. Desde esta misma perspectiva, Montes y Acar (2020) añaden que la confianza del mercado en la gestión del gobierno, relacionada con los compromisos fiscales futuros, tiene fuerte influencia en la incertidumbre sobre las variables fiscales. Desde esta perspectiva de análisis, el compromiso del gobierno con los anuncios de las metas fiscales es una herramienta importante que permite reducir el desacuerdo.

Por último, La incertidumbre fiscal también puede ser identificada por medio de la volatilidad en los movimientos de los diferenciales de los rendimientos de los bonos soberanos de largo plazo (Cárdenas y Galvis, 2020). En general, los cambios en ese tipo de rendimientos están explicados por factores asociados a riesgo de liquidez, efecto-contagio, aversión al riesgo internacional, como también aspectos específicos de cada país, relacionados con las posiciones fiscales y los fundamentos macroeconómicos. Sin embargo, existe evidencia reciente que es-

tablece que los anuncios fiscales también generan efectos que se pueden identificar en los cambios de los rendimientos en las transacciones intradía. Al respecto, Afonso, Jalles y Kazemi (2020), De Jong (2018), Falagiarda y Gregori (2015), Beetsma *et al.* (2013), y Gade *et al.* (2013), encuentran amplia evidencia en países de la Unión Europea, en los cuales, las declaraciones realizadas por los responsables de la política fiscal influyen en los rendimientos de los títulos públicos. Estos anuncios mueven los mercados y tienen la capacidad de originar sentimientos negativos que amplifican la incertidumbre fiscal. Como resultado, aumenta la volatilidad y el diferencial de los rendimientos de los bonos soberanos, lo cual se puede asociar con un mayor desacuerdo fiscal.

En suma, la literatura relacionada con los desacuerdos en las expectativas fiscales es reciente y representa un reto para la agenda de investigación relacionada con las expectativas macroeconómicas. Existen muchos vacíos por llenar para economías emergentes y es escasa la literatura sobre el desacuerdo en las variables fiscales para el caso colombiano. Dado ello, el estudio busca entender mejor el fenómeno del desacuerdo para buscar estrategias que permitan gestionarlo.

3. METODOLOGÍA

El Banco Central de Colombia mide las expectativas fiscales con la encuesta sobre Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros². La encuesta es realizada de forma

² La encuesta se encuentra disponible en:

<https://www.banrep.gov.co/es/proyecciones-macroeconomicas-analistas-locales-y-extranjeros>

trimestral y mide las expectativas para final de año del déficit fiscal (como % del PIB) del sector público consolidado, así como las proyecciones sobre crecimiento del PIB real, la tasa de desempleo, la inflación, la tasa de cambio y la tasa de interés de los depósitos a término fijo. La encuesta es realizada desde finales del 2003, e indaga entre quince y veinticinco analistas locales y externos. La información es recolectada con las respuestas que dan los establecimientos bancarios, sociedades comisionistas de bolsa, centros académicos especializados y corporaciones financieras. Además, presenta la información estadística de forma desagregada y se puede acceder a la respuesta de cada uno de los participantes.

La literatura empírica ha planteado varias formas de medir el desacuerdo. Una primera forma los mide como la desviación estándar de las expectativas (Ballantyne *et al.*, 2016). Una segunda alternativa calcula el desacuerdo como la diferencia entre el máximo y el mínimo valor de las expectativas (Montes *et al.*, 2016; Galvis y Anzoátegui, 2019). Una tercera mide el desacuerdo mediante el rango intercuartil (Mankiw *et al.*, 2004; Capistrán y Timmerman, 2009; Ehrmann *et al.*, 2012 y Siklos, 2013).

Todas las medidas tienen en común el hecho de que buscan capturar las diferencias entre los agentes acerca del comportamiento de las variables macroeconómicas pronosticadas. Debido a que la encuesta Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros del Banco de la República permite conocer el pronóstico de cada uno de los participantes es posible construir el desacuerdo por medio del rango intercuartil. Este estadístico captura la dispersión o variabilidad de

los datos alrededor de la mediana y es preferible a las que miden los desacuerdos por la diferencia entre valores máximos y mínimos porque evita los valores extremos o atípicos reportados en la encuesta. Por lo tanto, en el presente estudio el desacuerdo en las expectativas fiscales se define así:

$$Fdis_t X^{a+j} = E_t^{Q3} \tilde{X}^{a+j} - E_t^{Q1} \tilde{X}^{a+j} \quad [1]$$

donde es el desacuerdo de expectativas fiscales realizado en el tiempo t el cual es el momento en el que el pronóstico es realizado por el agente i , con $i \in I$, siendo I el conjunto de agentes encuestados. La variable para pronosticar es X (para este caso, el déficit fiscal total del sector público como % del PIB) y $E_{i,t} X^{a+j}$ representa el pronóstico calculado que realiza el i th agente en el tiempo t acerca del valor que tomará la variable X al final del año $a + j$.³

El pronóstico de $E_{i,t} X^{a+j}$ es conocido como un pronóstico de evento fijo. En efecto, en el periodo encuestado el pronóstico realizado en el tiempo t para la variable X al final del año $a + j$ disminuye a medida que avanza t en el periodo pronosticado. Este patrón de horizonte de pronóstico decreciente conforme avanza a a lo largo de un año, provoca un comportamiento estacional, ya que la dispersión de expectativas (fiscales, en este caso) tiende a disminuir a medida que se reduce el horizonte de pronóstico (Dovern *et al.* 2012 y Montes y Acar, 2020). Es decir, existe una conducta estacional en los desacuerdos de

³ Siendo el año en el cual las expectativas son hechas y $j = 0$: año actual; $j = 1$: es el siguiente año al año actual; $j = 2$: dos años después del año actual, etcétera.

las expectativas fiscales. Es posible que el desacuerdo fiscal sea menor a diciembre de cada año luego de que el panorama económico se ha esquematizado. Asimismo, es posible que el desacuerdo puede ser alto en el primer trimestre por la incertidumbre sobre cómo será el desempeño de la economía hacia adelante. Por tanto, hay que ponderar los pronósticos de cada agente, pues en caso contrario al final de cada año siempre existirá un desacuerdo menor todos los años.

Para evitar el comportamiento estacional inherente a las medidas de desacuerdo basadas en pronósticos de eventos fijos, es preferible utilizar los llamados pronósticos de horizonte fijo; por ejemplo, un año hacia adelante. Para esto, se debe realizar una ponderación adecuada que haga que todos los periodos sobre los que se hace el pronóstico sean equiparables independientemente de la estación, tal y como lo han aplicado Mankiw *et al.*, (2004), Patton y Timmermann (2010), Montes y Curi (2017), Montes y Luna (2018) y Galvis y Anzoátegui (2019). De acuerdo con esta metodología, el pronóstico de horizonte fijo es calculado como un promedio ponderado de los pronósticos de eventos fijos de la siguiente manera:

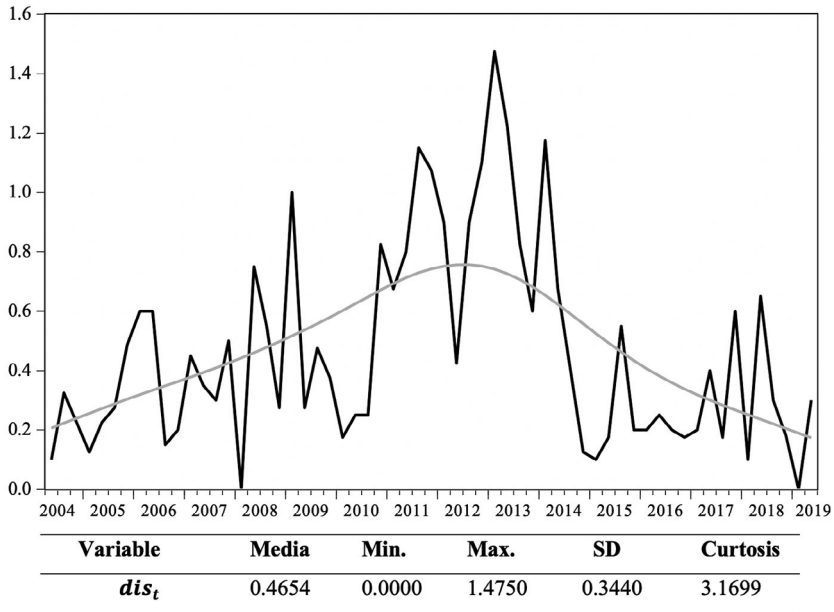
$$E_t X^{12(j+1)} = \frac{12-(m-1)}{12} E_t X^{a+j} + \frac{(m-1)}{12} E_t X^{a+j+1} \quad [2]$$

con $j = 0,1,2,3,\dots,T$. . Donde m representa el mes en el cual el pronóstico es realizado y $E_t X^{12(j+1)}$ denota el pronóstico promedio ponderado del déficit fiscal que esperan los agentes acerca del valor que tomará X al final de los siguientes 12 ($j+1$) meses.

Una vez construido cada pronóstico con la metodología de horizontes fijos para cada agente encuestado, con base en la ecuación [1] es calculado el rango intercuartil como medida de desacuerdo de las expectativas fiscales. Para esto, son ordenados primero los pronósticos $E_{i,t} X^{a+j}$ del conjunto de agentes encuestados de menor a mayor para luego establecer la mediana $E_t X^{a+j} = \left(\frac{E_{i,t} X^{a+j+1}}{2}, i \in I \right)$ como el punto en el que exactamente la mitad de los datos se encuentra por debajo y por encima del valor central.

Luego, se establecen los cuartiles y la distribución queda dividida en cuartil inferior, una mediana y un cuartil superior, para formar tres grupos del conjunto de datos. El cuartil inferior o cuartil uno $E_t^{Q1} \tilde{X}^{a+j} = Q1\left(\frac{E_{i,t} X^{a+j+1}}{2}, i \in 25\% I \right)$ es el número medio que se encuentra entre el valor más pequeño del conjunto de datos y la mediana. El segundo cuartil es la mediana y el tercer cuartil $E_t^{Q3} \tilde{X}^{a+j} = Q3\left(\frac{E_{i,t} X^{a+j+1}}{2}, i \in 75\% I \right)$ es el punto central que se encuentra entre la mediana y el número más alto de la distribución. Por definición, y de acuerdo con la ecuación [1], como medida del desacuerdo es calculada la diferencia entre el cuartil uno y tres.

Figura 1. Evolución del desacuerdo de expectativas fiscales (Cifras como % del PIB)



Nota: Datos obtenidos del Banco Central de Colombia. Tendencia calculada con el filtro Hodrick-Prescott. Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 1 es presentado el desacuerdo en las expectativas fiscales para la economía colombiana. De forma general, se observa que entre 2004: I- 2019: II el desacuerdo tuvo una media de 0.46%, alcanzó un mínimo de 0.00 en el primer trimestre de 2008 y alcanza un valor máximo de 1.47% en el primer trimestre de 2013.

En la Figura 1 se destacan tres periodos. El primero entre 2004 y 2008. La media de los desacuerdos fue 0.34% con una desviación de 0.19%, caracterizado por una expansión de la economía mundial y el boom minero energético que originaron

mayor inversión extranjera y rentas petroleras para Colombia. Este hecho, sumado a una moderada inflación, propiciaron un entorno macroeconómico favorable para la economía colombiana (Lozano y Cabrera, 2009). Esta dinámica llevó a un aumento del recaudo tributario acompañado de reformas fiscales que lograron estabilizar las finanzas públicas⁴. El segundo periodo abarca los años 2009-2013 y se observa una marcada tendencia creciente en el desacuerdo de las expectativas fiscales caracterizado por una fuerte contracción de la economía mundial. El desacuerdo alcanzó un máximo de 1.47%, con una desviación de 0.37%. Por último, un tercer periodo entre 2014-2019 el desacuerdo tuvo tendencia a caer y tuvo una media de 0.32%.

3.1 Comunicación y metas fiscales

Existe cierta literatura que relaciona la comunicación de los formuladores de política con las expectativas de los agentes (Blinder, Ehrmann, Fratzscher, De Hann y Jansen, 2008 y Ehrmann, Eijffinger y Fratzscher, 2012). En el caso de la política monetaria, la evidencia indica que el suministro de información hacia el público enriquece el conjunto de información en el que los agentes económicos basan sus decisiones. Como resultado de la mayor transparencia de los bancos centrales, la información que estos producen sirve para guiar a los mercados y, en consecuencia, reduce la incertidumbre y la volatilidad financiera (Geraats, 2002).

⁴ Aumentó la sustitución de pasivos externos por internos y el grado de madurez. Bajo un contexto de apreciación de la tasa de cambio, el resultado fue una disminución del déficit del balance primario, y de la deuda pública (Zapata y Vallejo, 2019 y Granger *et al*, 2018).

El mayor despliegue de la comunicación de los bancos centrales ha incentivado mayor demanda de información del mercado sobre las acciones de los formuladores de política. Como las acciones de política fiscal son claves para entender el entorno macroeconómico, es deseable que los agentes puedan comprender los objetivos e intenciones de los formuladores de política. Para esto es necesario que las autoridades fiscales suministren información mediante comunicaciones claras y accesibles a los mercados (Leeper, 2009).

El interés por comprender los anuncios fiscales ha propiciado una literatura dinámica que se enfoca en el análisis de la comunicación fiscal. Esos estudios señalan la importancia de la transparencia fiscal como estrategia clave para la política fiscal, ya que permite al mercado comprender la postura fiscal (ver, por ejemplo, Montes, Nicolay y Acar, 2019; de Mendonça y Nicolay, 2017; y Ricco, Callegari y Cimadomo, 2016; Falagiarda y Gregori, 2015; Gade *et al.*, 2013). Además, la literatura identifica la relevancia de la comunicación fiscal como herramienta de política para mejorar la eficacia de las decisiones del gobierno.

Con el fin de reducir las asimetrías de información que rodean el entorno fiscal, la transparencia fiscal emerge entonces como herramienta útil. En particular, podría ayudar para mejorar la responsabilidad del gobierno y aumentar la confianza de la sociedad en la gestión fiscal, lo que obliga a los gobiernos a tomar mejores decisiones (de Mendonça y Nicolay, 2017).

Con relación a la transparencia, es importante que el gobierno realice anuncios sobre metas y proyecciones fiscales (Montes, Nicolay y Acar, 2019; Gade *et al.*, 2013 y Leeper, 2009,

2010). Las metas fiscales son importantes ya que permiten que el mercado pueda comprender los mecanismos que utilizará el gobierno para alcanzar un equilibrio fiscal junto a una trayectoria sostenible de la deuda pública. Con ese propósito, en el caso colombiano, cada año el gobierno tiene la obligación de establecer una meta del balance primario del Sector Público No Financiero (SPNF) para la siguiente vigencia fiscal en el llamado Marco Fiscal de Mediano Plazo⁵.

Esta meta fiscal se calcula como la diferencia entre gastos totales corrientes sin incluir el pago de intereses por deuda y los ingresos totales provenientes del recaudo tributario⁶. Como tal, ese indicador fiscal refleja las ejecuciones presupuestarias para los próximos períodos y sirve para ejercer control sobre los gastos e impuestos del gobierno en turno. Por esta razón, la meta indica a los agentes el compromiso del gobierno en controlar sus desequilibrios.

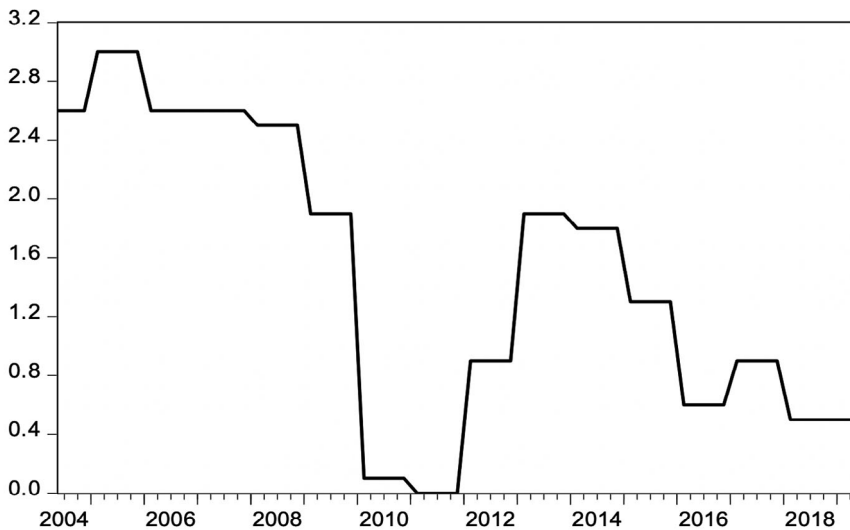
Desde el 2004, cada año el gobierno anuncia la meta del superávit primario del SPNF de la siguiente vigencia fiscal a ejecutar. El anuncio es realizado a través de los documentos “Meta de balance primario y nivel de deuda del SPNF, Balance Macroeconómico, Presupuesto y Plan Financiero y Marco Fiscal de Mediano Plazo” (MFMP), socializados con diferentes organismos del gobierno, tanto en el ejecutivo como legislati-

⁵ Por medio de la ley 819 de 2003 el Gobierno Nacional tiene la obligación de fijar una meta para el siguiente periodo fiscal. El objetivo de esa meta es garantizar la sostenibilidad de la deuda y el crecimiento económico.

⁶ La ley 819 de 2003 define como superávit primario aquel valor positivo que resulta de la diferencia entre la suma de los ingresos corrientes y los recursos de capital, diferentes a desembolsos de crédito, privatizaciones, capitalizaciones, utilidades del Banco de la República (para el caso de la Nación), y la suma de los gastos de funcionamiento, inversión y gastos de operación comercial.

vo. El anuncio de las metas viene acompañado de la estrategia fiscal para corregir desequilibrios y las proyecciones sobre diferentes variables fiscales. Ese tipo de anuncios muestra el compromiso del gobierno para equilibrar los desbalances fiscales y aumenta la transparencia fiscal sobre la gestión de los recursos públicos hacia el mercado financiero. En términos comparativos, la publicación de una meta de superávit fiscal tiene el mismo objetivo de los anuncios de la meta de inflación del banco central en el esquema de inflación objetivo (Leeper, 2009). Es decir, con esta meta se busca anclar las expectativas fiscales de los agentes.

Figura 2. Meta del Balance Primario del Sector Público No Financiero (SPNF) (Cifras en % del PIB)



Fuente: Elaboración propia. Datos obtenidos del Marco Fiscal de Mediano Plazo.

En la Figura 2 es presentada la Meta del balance primario del SPNF con relación al PIB, indicador que refleja el esfuerzo del gobierno por equilibrar las finanzas públicas. En general, para el periodo de análisis la meta oscila entre 3% y 0.0%. Se pueden destacar tres periodos. Un primer periodo entre 2004-2008, que se caracteriza por mostrar los compromisos más decididos para reducir el déficit. Un segundo periodo entre 2009-2011, con una fuerte reducción de las metas establecidas, producto de la respuesta fiscal ejecutada para contrarrestar la desaceleración causada por la crisis *subprime*. Finalmente, un tercer periodo entre 2012-2019, que no presenta una tendencia estable y que mantuvo una meta promedio de 1%.

La evidencia empírica sugiere que las divergencias en las expectativas sobre el futuro comportamiento del déficit público son determinadas por varios factores. Entre ellos, la naturaleza del desacuerdo es inercial y subsisten diferencias naturales entre los pronosticadores derivadas de la capacidad de adquirir y procesar nueva información (Mankiw *et al.*, 2004), capacidad para filtrar la información adecuada (Coibion y Gorodnichenko, 2015), diferencias en las técnicas estadísticas y diferentes velocidades de aprendizaje de nuevos escenarios económicos (Brock y Hommes, 1997, y Evans y Honkapohja, 2009) que explican que el desacuerdo pasado tenga efectos en el desacuerdo presente.

Además de esto, también la comunicación fiscal y la transparencia son importantes. Dado esto, con el fin de evaluar el impacto de la comunicación fiscal sobre el desacuerdo, se agrega la Meta del Superávit Primario (como variable explicativa y se propone el siguiente primer modelo:

$$Fdis_t = \alpha_1 + \alpha_2 Fdis_{t-1} + \alpha_3 Met_sup_t + \varepsilon_1^t \quad [3]$$

Donde $Fdis_t$ es el desacuerdo fiscal, el cual se asume que presenta inercia. Por su parte, Met_sup_t es una variable que mide las metas fiscales para el superávit primario establecidas por el gobierno, para la vigencia fiscal del próximo año. Por último, ε_1^t es el término error ruido blanco.

3.2 Credibilidad fiscal

Para los agentes es importante percibir una correcta gestión de los instrumentos de financiación del déficit público. Cuando el mercado financiero demanda títulos de deuda emitidos por el gobierno, deposita su confianza sobre la probabilidad de una ejecución adecuada de la política fiscal. Esto significa que las expectativas del mercado influyen en la demanda de estos valores y, por efecto, en el costo que debe pagar el gobierno para enfrentar sus desequilibrios fiscales (Cárdenas y Galvis, 2020 y de Mendonça y Machado, 2013). En la medida en que la política fiscal aumenta su credibilidad por medio de reglas y reformas que garanticen la sostenibilidad fiscal, el mercado exige también una menor prima de riesgo (Kopits, 2000).

La credibilidad se define como la diferencia entre los planes del formulador de políticas y las creencias de los agentes sobre esos planes (Cukierman y Meltzer, 1986 y Blinder, 2000). En particular, la credibilidad en política fiscal se refiere a la capacidad del gobierno para alinear las expectativas del mercado con las metas fiscales anunciadas. La credibilidad fiscal es fundamental porque permite anclar las expectativas,

reducir presiones inflacionarias, estabilizar las tasas de interés, y ayuda a mejorar la confianza en las economías emergentes (de Mendonça y Machado, 2013; de Mendonça y Tostes, 2015; de Mendonça y Silva, 2016; Montes y Acar, 2018; Montes y Acar, 2020, y Ramos y Galvis, 2022).

Existen algunos estudios que intentan medir la gestión fiscal mediante índices de credibilidad. Estos tienen como objetivo capturar la confianza del mercado sobre los anuncios de las metas fiscales anunciadas por el gobierno. Por ejemplo, de Mendonça y Machado (2013) construyen un índice de credibilidad fiscal que calcula la percepción del mercado financiero sobre el compromiso del gobierno con la sostenibilidad de la relación de deuda pública/PIB. El instrumento diseñado permite identificar las desviaciones de las expectativas del mercado financiero sobre la deuda pública de acuerdo con los niveles de referencia sugeridos por el Fondo Monetario Internacional (FMI, 2003). Por otra parte, de Mendonça y Silva (2016) diseñan un instrumento de credibilidad fiscal que, en lugar de considerar la relación deuda pública / PIB, mide la capacidad de los anuncios sobre la meta del superávit primario para anclar las expectativas del mercado. La idea principal de ese indicador es evaluar el desempeño y la capacidad del gobierno para contribuir con la reducción de la inflación por medio del anclaje de las expectativas fiscales. Sobre esta misma línea, Montes y Acar (2018) diseñan una medida de credibilidad fiscal que compara las expectativas del superávit primario con un superávit primario requerido (óptimo) para mantener la deuda pública bruta en un nivel sostenible.

Para el caso colombiano, Ramos y Galvis (2022) construyen un indicador de credibilidad fiscal que compara las expectativas de analistas locales y extranjeros con las metas fiscales del Sector Público Consolidado (SPC) anunciadas en el Marco Fiscal de Mediano Plazo (MFMP) por el gobierno⁷. Es importante destacar que el indicador cumple con el criterio *Forward-Looking* propio de un indicador que sirve para medir credibilidad (de Mendonça y Silva 2016; Montes y Acar, 2018, y Montes y Acar, 2020). Además, tiene la capacidad de cuantificar la percepción del mercado sobre un objetivo fiscal y evaluar el anclaje sobre las metas anunciadas para un horizonte de tiempo específico.

En general, no se han encontrado estudios que propongan un índice de credibilidad fiscal para el caso colombiano. Dado que en Colombia sólo se miden las expectativas fiscales para el déficit del SPC, no es posible calcular los indicadores propuestos por de Mendonça y Machado (2013), porque no hay suficiente información de expectativas sobre la deuda neta. Tampoco es posible calcular el indicador propuesto por de Mendonça y Silva (2016) y Montes y Acar (2018) porque no existen base de datos sobre las expectativas del superávit primario y, en el caso colombiano, el déficit es rutinario. Por tal razón, el presente estudio utiliza el índice de credibilidad de Ramos y Galvis (2022).

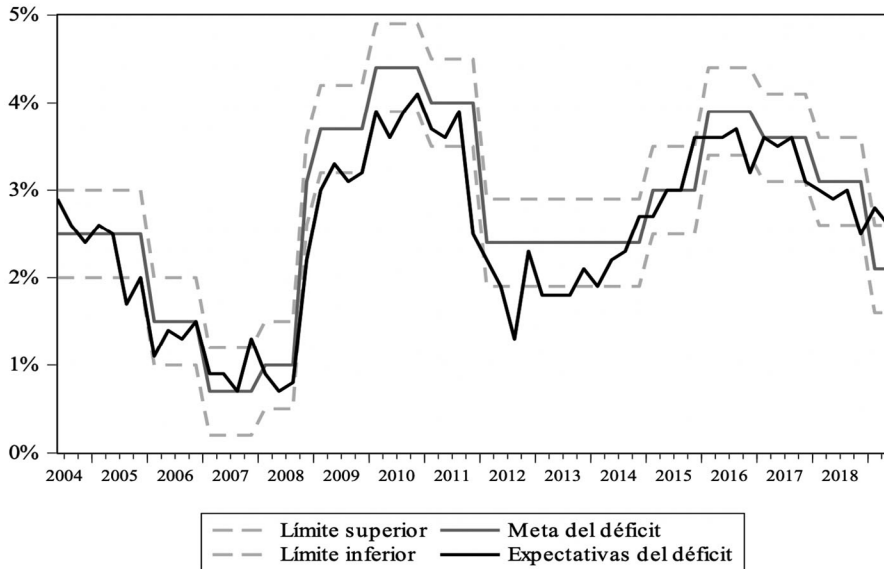
⁷ Las expectativas son tomadas de la encuesta Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros, realizada por el Banco Central de Colombia. La encuesta permite que los pronosticadores respondan por el pronóstico del SPC o del GNC. Desde 2018, los pronósticos del SPC pierden representatividad, por tal razón, son tomados los pronósticos del GNC para el cálculo de la credibilidad fiscal.

De acuerdo con Ramos y Galvis (2022), $CRED_t$ es un índice de credibilidad fiscal que mide la percepción del mercado financiero sobre los anuncios de las metas fiscales del SPC. El índice se define de la siguiente forma:

$$CRED_t = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{Si } E(Def_t) = Def_t \\ 1 - \frac{1}{Def_t^* - Def_t} [E(Def_t) - Def_t] & \text{Si } Def_{tMIN}^* < E(Def_t) < Def_{tMAX}^* \\ 0 & \text{Si } \begin{array}{l} E(Def_t) \geq Def_{tMAX}^* \\ E(Def_t) \leq Def_{tMIN}^* \end{array} \end{array} \right\} \quad [4]$$

De acuerdo con la ecuación [4], la credibilidad fiscal es igual a 1 cuando las expectativas del déficit fiscal $E(Def_t)$ son iguales a la meta del déficit establecida por el gobierno Def_t . El indicador establece valores intermedios donde la credibilidad está entre 0 y 1, y para su cálculo se definen unos intervalos de tolerancia para la meta del déficit fiscal Def_t^* . Así, $Def_{tMAX}^* = meta + 0,5\%$ es el límite superior de la desviación máxima, y corresponde al límite inferior de la desviación mínima que puede alcanzar el déficit de la meta. La credibilidad es igual a 0 cuando la expectativa del mercado sobre el déficit es mayor $E(Def_t) \geq Def_{tMAX}^*$ o menor $E(Def_t) \leq Def_{tMIN}^*$ a los intervalos de tolerancia.

Figura 3. Límites, meta y expectativas del déficit fiscal



Fuente: Banco Central de Colombia y Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

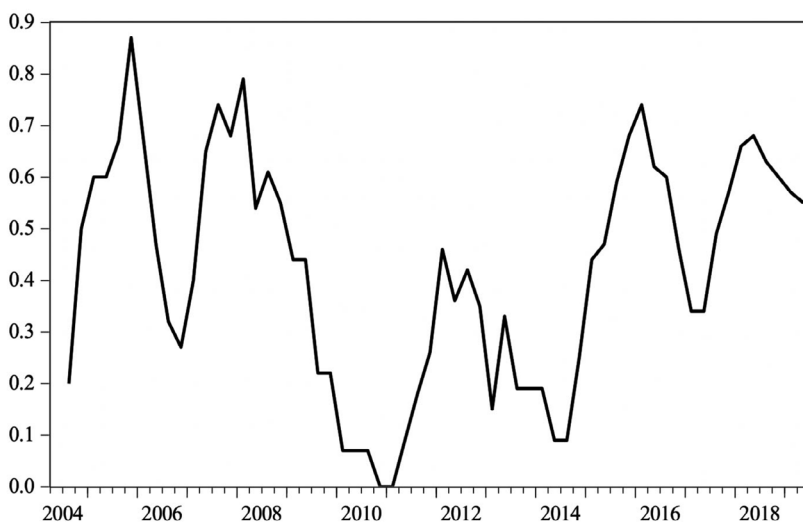
En la Figura 3, se observa el comportamiento de la meta y las expectativas del déficit mediante los intervalos establecidos. En general, las expectativas del mercado tienden a seguir los movimientos de la meta establecida por el gobierno. Se identifica que entre 2004-2008, la meta y las expectativas del déficit fiscal tienden reducirse. Luego, entre 2009-2012, como resultado de la respuesta fiscal frente a la crisis mundial, se observa un incremento importante en ambos indicadores. Una vez se solucionó la crisis mundial, esto permitió un mejor desempeño económico y, por efecto, la meta y las expectativas se reducen entre 2013-2014. Finalmente, entre 2015-2017 se observan incrementos, para luego iniciar un periodo de reducción entre 2018-2019.

A continuación, se presenta con detalle un ejemplo para calcular la credibilidad. De acuerdo con la ecuación [3], la credibilidad del segundo trimestre del 2017, se calcularía de la siguiente forma:

$$CRED_{2017-II} = 1 - \frac{1}{2.6 - 3.6} [E(3.5) - 3.6] = 0.9 \quad [5]$$

En este caso, las expectativas del mercado financiero sobre el déficit son . Por su parte, la meta del gobierno fijada en el marco fiscal fue de . De acuerdo con la magnitud de los intervalos establecidos, el límite superior es = 4.6 y el inferior es . Dado que las expectativas estuvieron cerca de la meta y entre los intervalos, la credibilidad fue igual a 0.9. Con base en el comportamiento de las expectativas del déficit fiscal y la meta se construye ahora el índice de credibilidad fiscal.

Figura 4. Índice de Credibilidad Fiscal



Fuente: Banco Central de Colombia y Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

En la Figura 4 es presentado el índice de credibilidad fiscal para el período 2004-2019 con base en la información suministrada por la encuesta Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros y el MFMP. En general, se observa que la credibilidad fiscal no está consolidada en Colombia. La credibilidad tiene un promedio de 0.42 para el período analizado, con un máximo de 0.87 en el cuarto trimestre de 2005 y un mínimo de 0 en el tercer trimestre de 2010. Además, la credibilidad muestra una tendencia a la baja en el período 2008-2011, justo el período en el que se incrementaron las metas fiscales. Luego, el ajuste fiscal en el período 2012-2016 permitió una recuperación de la credibilidad, aunque muy inestable.

Con base en la idea que los desequilibrios fiscales y la falta de confianza en las metas fiscales afectan la formación de expectativas, el modelo básico es ampliado, y se considera también la credibilidad fiscal para tener un segundo modelo:

$$CRED_{2017-II} = 1 - \frac{1}{2.6 - 3.6} [E(3.5) - 3.6] = 0.9 \quad [6]$$

donde $CRED_t$ es el índice de credibilidad fiscal y ε_2^t es el término de error ruido blanco.

3.3 Otras variables de control

Posiblemente el desacuerdo en las expectativas fiscales no responda sólo a la comunicación y credibilidad fiscal. Es probable que la mayor incertidumbre sobre el comportamiento de las variables fiscales también pueda ser explicada por los

cambios asociados a otros fundamentales macroeconómicos y precios de la economía.

Las expectativas de inflación tienen una influencia directa sobre la formación de precios de bienes y servicios, los salarios y la tasa de interés real. Los incrementos en las expectativas de inflación tienen influencia en la variación de precios de los diferentes mercados y son una variable objetivo de la política monetaria (Blinder *et al.* 2008). Como tal, estas expectativas pueden ejercer presión en los rendimientos de los títulos públicos, lo que afecta el servicio de la deuda del gobierno (González, Jalil y Romero, 2011; de Mendonça y Silva, 2016; Montes, Nicolay, y Acar, 2019).

Por tal razón, es agregada las expectativas de inflación (inf_t^e) como primera variable de control que puede explicar las discrepancias entre los agentes sobre el futuro comportamiento de las variables fiscales y se llega a un tercer modelo:

$$Fdis_t = \alpha_8 + \alpha_9 Fdis_{t-1} + \alpha_{10} Met_sup_t + \alpha_{11} CRED_t + \alpha_{12} inf_t^e + \varepsilon_3^t \quad [7]$$

Donde inf_t^e representa las expectativas de inflación anuales y ε_3^t es un término de error ruido blanco.

En el caso colombiano, Martínez, Moreno y Rojas (2015) y Toro, Garavito, López y Montes (2015), de forma reciente han identificado efectos importantes de las variaciones de precios de materias primas sobre fundamentales macroeconómicos y sobre expectativas financieras. Los estudios señalan que la volatilidad de los precios del petróleo tiene influencia sobre las expectativas del mercado financiero por la importancia del petróleo para la economía y afectan también los rendimientos

de los títulos de deuda pública (ver Lozano y Cabrera, 2009). Asimismo, desde 2012 el precio del petróleo es utilizado como variable clave en la construcción de la regla fiscal. Dado esto, es agregado el precio del petróleo como una segunda variable de control y se obtiene el cuarto modelo:

$$Fdis_t = \alpha_{13} + \alpha_{14}Fdis_{t-1} + \alpha_{15}Met_sup_t + \alpha_{16}CRED_t + \alpha_{17}infl_t^e + \alpha_{18}\Delta Oil_t + \varepsilon_4^t \quad [8]$$

Donde ΔOil_t representa los cambios del precio del petróleo y ε_4^t es un término de error ruido blanco.

Por último, es importante señalar que la formación de las expectativas del déficit fiscal en economías emergentes puede depender también de la incertidumbre o volatilidad financiera internacional (Byrne y Fiess, 2016). Los cambios en los flujos de capital y las crisis políticas internacionales pueden ejercer efectos sobre la percepción del desempeño fiscal en economías emergentes por sus efectos en su comercio exterior y la volatilidad de la tasa de cambio, lo cual puede afectar el servicio de la deuda externa. A partir de esta idea, se tiene un quinto modelo, ya que es agregado el índice de volatilidad del mercado de valores S&P 500 (ΔVIX_t) como una última variable de control:

$$Fdis_t = \alpha_{19} + \alpha_{20}Fdis_{t-1} + \alpha_{21}Met_sup_t + \alpha_{22}CRED_t + \alpha_{23}infl_t^e + \alpha_{24}\Delta Oil_t + \alpha_{25}\Delta VIX_t + \varepsilon_5^t \quad [9]$$

Donde ΔVIX representa la volatilidad financiera internacional y ε_5^t es un término de error ruido.

La base de datos usada en este estudio se refiere al periodo 2004-2019 (datos con frecuencia trimestral). Los datos fueron extraídos y contruidos a partir de información disponible en la página web del Banco Central de Colombia (BCC). Las estadísticas descriptivas y la fuente de las variables son presentadas en el apéndice (Tablas B-1 y B-2).

Antes de hacer las estimaciones, fue verificada la existencia de raíces unitarias. Para esto, se realizaron los test de raíz unitario Dickey-Fuller aumentado (ADF), el test Phillips-Perron (PP) y el test de estacionariedad Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), presentados en la Tabla B-3 del Apéndice. El criterio de decisión para determinar la orden de integración fue la convergencia entre el resultado del test KPSS y, por lo menos, uno de los otros dos tests (ADF o PP). Con base en los resultados de los test, las variables a utilizar en las ecuaciones [3, 6, 7, 8 y 9] son todas integradas de orden cero y serán utilizadas en niveles.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

Para realizar las estimaciones fueron utilizados dos métodos: el método de mínimos cuadrados ordinarios con matriz de corrección Newey-West (OLS), y el método de momentos generalizados de una etapa con matriz Newey-West (GMM). Conforme Wooldridge (2001), la principal razón para utilizar el método GMM se debe a la presencia de auto correlación serial, heterocedasticidad o problemas de no linealidad, y endogeneidad, presentes en los modelos de series de tiempo que invalidan las propiedades del estimador OLS. En presencia de

dichos problemas, el estimador GMM es más adecuado dado que no supone normalidad y minimiza los problemas de endogeneidad. Para un estimador GMM eficiente se verificaron las condiciones de sobre identificación (Wooldridge, 2001). Por consiguiente, fue realizado el test J de sobre identificación de Hansen (1982).

Fueron utilizados dos variantes del método GMM. El primero es el método GMM con matriz de ponderación y covarianzas Newey-West (GMM-HAC). El segundo es el método GMM con matriz de covarianzas Windmeijer (2005) de dos etapas (GMM-Windmeijer). De acuerdo con Windmeijer (2005), este método es útil porque corrige posibles sesgos de significancia de los parámetros cuando existen muestras pequeñas. La significancia de los parámetros fue mantenida en los modelos estimados con ambos métodos GMM.

Los resultados de las ecuaciones [3, 6, 7, 8 y 9] son reportados en la Tabla 2-1. Primero es estimada la ecuación [3], que evalúa el efecto del rezago del desacuerdo y la comunicación fiscal. A continuación, se estima la ecuación [6] y se agrega la credibilidad. Por último, son evaluadas las variables control. En la ecuación [7] se agregan los cambios en las expectativas de inflación, luego en la ecuación [8] se agrega el precio del petróleo y en la ecuación [9] es evaluada la incertidumbre internacional.

Conforme muestran los resultados, una primera inspección a los coeficientes nos permite inferir que los modelos considerados muestran un comportamiento relevante y acorde con la perspectiva teórica utilizada. El coeficiente asociado al rezago del desacuerdo es significativo y positivo en todos los mode-

los presentados, lo que permite afirmar que existe una inercia en el desacuerdo en las expectativas fiscales. El desacuerdo muestra persistencia porque, en muchos casos, los agentes del mercado tardan en entender la coyuntura económica actual. Es decir, hay un tiempo para el aprendizaje de la postura fiscal. Los agentes no actualizan la información con la misma velocidad y, por tanto, en el tiempo se mantienen las divergencias en las expectativas del déficit fiscal. Este es un resultado importante porque permite observar la dinámica de ajuste del pronóstico construido por cada agente del mercado financiero y está en línea con lo apuntado por Mankiw y Reis (2002), Honkapohja (2009) y Ehrmann *et al.* (2012).

Los resultados también indican que el coeficiente asociado a la meta fiscal es positivo y significativo. La evidencia encontrada permite afirmar que la Meta del Superávit primario, un *proxy* de la comunicación fiscal, sirve como instrumento para guiar las expectativas. Los hallazgos muestran entonces que el anuncio de esa meta fiscal tiene la capacidad de reducir el desacuerdo. Esto significa que el mercado presta atención a la información fiscal y, por lo tanto, permite afirmar que el gobierno, a través de su comunicación, puede contribuir con la formación de expectativas de los agentes y, en particular, ayuda a reducir la incertidumbre sobre la conducción de la política fiscal. Al respecto, Montes, Nicolay y Acar (2019), de Mendonca y Nicolay (2017), y Ricco, Callegari y Cimadomo (2016) reportan hallazgos similares.

De acuerdo con los resultados en la Tabla 1, también se encuentra que el coeficiente asociado a la credibilidad fiscal tiene efectos negativos sobre el desacuerdo. Cuando las

expectativas de los agentes están cercanas a las metas fiscales establecidas por el gobierno, significa que los agentes confían en que los esfuerzos fiscales son suficientes para alcanzar las metas anunciadas (Montes y Acar, 2020). Por ende, la evidencia encontrada señala que el incremento de la credibilidad fiscal está asociado con una percepción favorable del mercado sobre la capacidad que tiene el gobierno para administrar una senda adecuada del déficit fiscal. En consecuencia, el aumento de la credibilidad implica que las expectativas del mercado convergen hacia la meta fiscal. Esto provoca una reducción en la dispersión de las expectativas fiscales entre los agentes y, subsiguientemente, los desacuerdos caen (de Mendonça y Machado, 2013; Montes y Acar, 2020). En suma, el resultado indica que una mayor credibilidad fiscal tiene la capacidad de unificar el pronóstico de los agentes sobre el comportamiento futuro del déficit fiscal.

Con relación a las expectativas de inflación, los resultados a esta variable son positivos y significativos en todos los modelos propuestos. La evidencia encontrada sugiere que incrementos en las expectativas de inflación aumentan los desacuerdos fiscales. El mayor riesgo inflacionario se expresa en mayor incertidumbre en las expectativas fiscales. Es posible que el canal de transmisión esté asociado a los impactos que el endurecimiento de la política monetaria conlleva sobre las tasas de interés de la deuda pública en el mercado financiero.

Por otra parte, con relación a los efectos de los cambios en los precios del petróleo (ΔOIL), se puede inferir que el parámetro estimado es positivo y significativo. Así, es confirmada la importancia del precio petróleo para la formación de las ex-

pectativas fiscales en la economía colombiana. En particular, el incremento en la volatilidad en los precios del petróleo tiene la capacidad de aumentar la incertidumbre y provocar mayor divergencia entre los agentes en el momento de formular sus expectativas sobre el déficit fiscal futuro (Beltrán-Saavedra, 2015; Martínez, Moreno y Rojas, 2015).

Por último, con respecto al coeficiente que mide la incertidumbre financiera global (ΔVIX), los resultados están acordes con la literatura. El coeficiente es positivo y significativo en todos los modelos, lo cual muestra que los desacuerdos fiscales son afectados por el riesgo global. En particular, el mercado puede asociar incremento en el riesgo global con mayor riesgo de reversión en los flujos de capital y deterioros de la cuenta de capital. Estos movimientos repercuten en una mayor volatilidad en el tipo de cambio y, por tanto, los agentes pueden asociar esto con posiciones fiscales diversas de mayor riesgo en el servicio de la deuda externa y el déficit fiscal futuro, lo cual aumenta el desacuerdo fiscal (Gomez-Gonzalez, Valencia y Sánchez, 2021; Aizenman y Binici, 2015; Hamann, Mejía y Rodríguez, 2013).

Tabla 1. Determinantes del Desacuerdo de Expectativas Fiscales (OLS y GMM)

Variable dep.: <i>Fdis_t</i>	Estimaciones OLS-HAC					Estimaciones GMM-HAC					Estimaciones GMM-Windmeijer				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Regresores															
<i>C</i>	0.3305*** (0.0933) [3.5429]	0.5359*** (0.1266) [4.2309]	0.1328 (0.2181) [0.6090]	0.0812 (0.2386) [0.3403]	0.2186 (0.1926) [1.1348]	0.3123*** (0.1057) [2.9528]	0.5831*** (0.1029) [5.5938]	-0.0194 (0.1979) [-0.0982]	0.1402 (0.1765) [0.7943]	0.2428* (0.1441) [1.6844]	0.3264*** (0.1110) [2.9402]	0.5849*** (0.1781) [3.2830]	-0.0373 (0.2302) [-0.1620]	0.1161 (0.2504) [0.4638]	0.1949 (0.2267) [0.8600]
<i>Fdis_{t-1}</i>	0.5070*** (0.1250) [4.0534]	0.4135*** (0.1215) [3.4015]	0.3971*** (0.1349) [2.9425]	0.4023*** (0.1274) [3.1567]	0.4315*** (0.1134) [3.8025]	0.6444*** (0.1190) [5.4111]	0.4879*** (0.1029) [4.7415]	0.6888*** (0.0875) [7.8665]	0.3298*** (0.1018) [3.2373]	0.3890*** (0.0991) [3.9217]	0.6378*** (0.1035) [6.1582]	0.4878*** (0.1734) [2.8130]	0.6974*** (0.1084) [6.4322]	0.2783 (0.1927) [1.4445]	0.3612** (0.1590) [2.2719]
<i>Met_{sup}_t</i>	-5.7631* (3.2127) [-1.7938]	-8.6088** (3.8841) [-2.2164]	-13.350*** (4.3282) [-3.0844]	-13.8661*** (4.4320) [-3.1286]	-12.602*** (3.9515) [-3.1892]	-8.3475** (4.1097) [-2.0311]	-8.4364*** (3.2731) [-2.5774]	-11.0081*** (3.7500) [-2.9353]	-17.6198*** (2.7829) [-6.3310]	-16.5666*** (3.2663) [-5.0718]	-8.7728** (4.3001) [-2.0401]	-7.7926* (4.3013) [-1.8116]	-11.045** (4.4094) [-2.5048]	-18.916*** (4.0583) [-4.6609]	-17.288*** (4.5729) [-3.7807]
<i>CRED_t</i>		-0.2685* (0.1567) [-1.7130]	-0.3342** (0.1374) [-2.4327]	-0.3468** (0.1369) [-2.5335]	-0.3507** (0.1375) [-2.5499]			-0.3824** (0.1832) [-2.0870]	-0.3896** (0.1575) [-2.4737]	-0.3535*** (0.1099) [-3.2144]			-0.3786* (0.2101) [-1.8023]	-0.4492* (0.2647) [-1.6970]	-0.3696* (0.1967) [-1.8793]
<i>inf_t^e</i>			0.1378* (0.0712) [1.9347]	0.1544* (0.0820) [1.8833]	0.1076** (0.0511) [2.1032]			0.1283** (0.0543) [2.3626]	0.1673*** (0.0585) [2.8613]	0.1168*** (0.0357) [3.2656]			0.1307** (0.0603) [2.1656]	0.1943*** (0.0721) [2.6932]	0.1372** (0.0523) [2.6223]
<i>ΔOil</i>				0.0052*** (0.0018) [2.8456]	0.0041** (0.0017) [2.3295]				0.00093*** (0.0026) [3.5745]	0.0003 (0.0040) [0.0874]				0.0101*** (0.0035) [2.8483]	0.0005 (0.0073) [0.0803]
<i>ΔVIX</i>					0.0146*** (0.0036) [4.0743]					0.0205*** (0.0059) [3.4344]					0.0211** (0.0090) [2.3414]
R ² adj	0.31	0.35	0.38	0.42	0.46	0.26	0.35	0.30	0.36	0.44	0.26	0.34	0.30	0.33	0.43
F-statistic	13.7207	11.0813	9.5438	9.0006	9.0388										
p(F-stat)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000										
J-Stat						1.0253	5.0731	3.3755	8.5253	7.9867	1.0222	4.9646	3.2577	8.1594	7.9513
p(J-Stat)						0.5989	0.8278	0.9475	0.3839	0.6301	0.5998	0.8373	0.9531	0.4180	0.6335
Ramsey Reset p(Ramsey Reset)	2.5029 0.0154	4.1343 0.001	2.2491 0.0289	1.7849 0.0805	2.0241 0.0485										
No. Instrumentos						5	13	14	14	17	5	13	14	14	17
No. Observaciones	57	56	56	56	56	55	52	52	53	48	55	52	52	53	48

Nota: Nivel de significancia: (***) denota significancia a 0.01, (**) denota significancia a 0.05, (*) denota significancia a 0.1. Desviación estándar entre paréntesis y estadística-t entre corchetes. P(F-stat) reporta el valor p del test F de significancia de la regresión. P(J-stat) reporta el valor p del test J de sobre identificación.

4.1 Análisis de Robustez

Con el objetivo de proporcionar solidez a los resultados y observar el comportamiento de las relaciones de una manera dinámica, a continuación se desarrolla un análisis de vectores autorregresivos (VAR). El análisis dinámico del modelo VAR se realiza por medio de las funciones impulso respuesta, que permiten evaluar el cambio de la variable de análisis causada por choques o innovaciones provocados por variables residuales a lo largo del tiempo (Sims, 1980). El método convencional supone ortogonalidad y, por lo tanto, el resultado puede depender del orden de las variables en el VAR. De acuerdo con Koop, Pesaran, y Potter (1996), y Pesaran y Shin (1998)[Koop et al. (1996, es utilizada una función impulso-respuesta generalizada que elimina el problema del orden de las variables en el VAR. La función impulso-respuesta generalizada es útil porque es independiente del orden de las variables consideradas en el VAR.

La estimación y el análisis impulso respuesta se realiza para el siguiente conjunto de variables $Fdis_t, CRED_t, Met_sup_t, inf_t^e, \Delta Oil_t, \Delta VIX_t$ orden del rezago en el VAR fue elegido con base en el criterio de información de Hannan-Quinn (HQ), que es consistente y adecuado para muestras pequeñas (ver Tabla B-4 en el Apéndice). Además, las raíces del VAR respetan la condición de estabilidad (ver la Figura B-1 en el Apéndice).

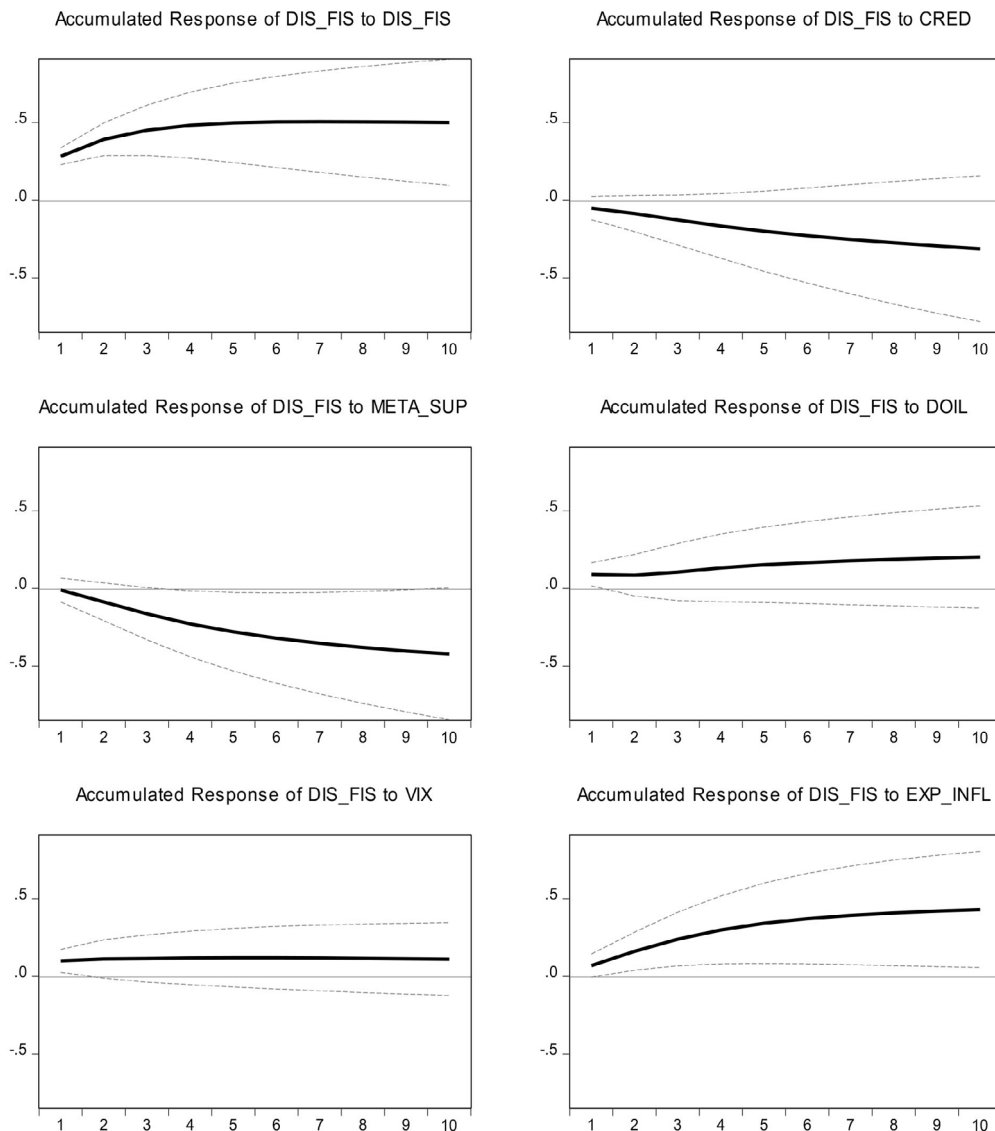
De acuerdo con la Figura 5, la respuesta del desacuerdo a una innovación del rezago $Fdis_{t-1}$ es positiva y significativa, es decir, un choque positivo del desacuerdo pasado

provoca un aumento del desacuerdo en las expectativas fiscales. El resultado corrobora el hallazgo presentado en la Tabla 1, en el cual se muestra que el desacuerdo persiste en el tiempo.

Con relación a la credibilidad fiscal (**CRED**), se observa que un choque positivo tiene la capacidad de reducir los desacuerdos, lo que corrobora la importancia de la confianza en lo fiscal para anclar las expectativas. Con relación a los efectos de la comunicación fiscal, los anuncios de las Metas del Superávit Primario (**META_SUP**) muestran que un choque positivo reduce el desacuerdo de manera significativa.

A su vez, la respuesta del desacuerdo a una innovación de los cambios en el precio del petróleo (**OIL**) es positiva, pero sólo significativa en el momento del choque. También se corrobora que el aumento de la incertidumbre internacional (**VIX**) y de las expectativas de inflación (**EXP_INFL**) incrementa el desacuerdo fiscal.

Figura 5. Respuesta del desacuerdo ante la credibilidad, la meta fiscal, las expectativas de inflación, el precio del petróleo y la incertidumbre internacional



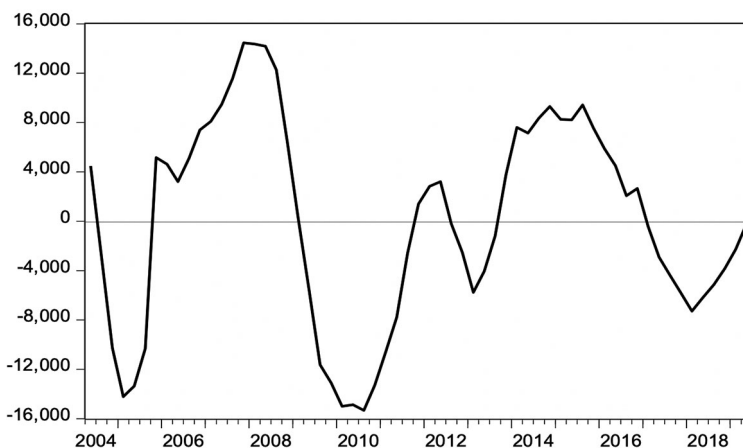
Nota: Respuesta acumulada a una innovación generalizada de una desviación estándar ± 2 S. E. Fuente: Elaboración propia.

4.2 Desacuerdos en las expectativas fiscales y el ciclo económico

Es importante comprender la dinámica de las expectativas fiscales en el ciclo económico. En general, los períodos de crecimiento económico permiten un mejor desempeño de las variables macroeconómicas que se traducen en una menor volatilidad en los mercados financieros. Por su parte, las crisis acentúan la incertidumbre macroeconómica. Además, el déficit fiscal tiende a caer en los auges y a aumentar en las recesiones. Como resultado, es importante comprender la dinámica de las expectativas fiscales y su relación con la comunicación fiscal y la credibilidad en el ciclo económico.

Inicialmente, la brecha del producto se calcula mediante el filtro de Hodrick-Prescott, con el fin de identificar períodos expansivos y contractivos (ver Figura 6). En el caso colombiano, la economía experimentó un importante crecimiento económico entre 2004 y 2008, interrumpido por la crisis *subprime*. Luego, la economía comenzó a recuperarse en 2011 hasta 2016. A partir de ahí, volvió a desacelerar su crecimiento económico.

Figura 6. Ciclo Económico en Colombia (GAP_GDP)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central

La ecuación [7] se estima nuevamente agregando el ciclo económico (GAP_GDP) como variable explicativa. En general, en los resultados reportados en la Tabla 2, es posible identificar que la comunicación y la credibilidad fiscal tienen mayores efectos cuando se suma el ciclo económico. Además, el coeficiente asociado al ciclo económico es negativo y significativo. Así, en las bonanzas económicas los desacuerdos fiscales disminuyen, mientras que en las crisis aumentan. El resultado es trascendental porque refuerza la importancia de la comunicación fiscal y la transparencia de acuerdo con el escenario económico. Por lo tanto, el efecto de las noticias fiscales puede depender del ciclo económico. De tal forma que la comunicación y la credibilidad fiscal puedan convertirse en herramienta de política fiscal que permita influir en las expectativas y volatilidad del mercado. Un resultado similar es reportado por Kim, (2019), Ricco, Callegari y Cimadomo (2016), y Leeper (2009).

Tabla 2

Brecha del producto y efectos de la comunicación fiscal (OLS and GMM)

Dep. variable $Fdis_t$	OLS-HAC	GMM-HAC	GMM-Windmeijer
C	0.0710 (0.2240) [0.3441]	0.0718 (0.2012) [0.3571]	-0.1148 (0.2626) [-0.4371]
$Fdis_{t-1}$	0.2747*** (0.0963) [2.8502]	0.2755*** (0.0893) [3.0840]	0.3149** (0.1205) [2.6122]
$TARGET_FB_t$	-18.2306*** (4.5881) [-3.9734]	-16.5821*** (4.0523) [-4.0920]	-21.0694*** (6.1986) [-3.3990]

Tabla 2 (continuación)
Brecha del producto y efectos de la comunicación fiscal (OLS and GMM)

Dep. variable $Fdis_t$	OLS-HAC	GMM-HAC	GMM-Windmeijer
$CRED_t$	-0.5536*** (0.1445) [-3.9117]	-0.4784*** (0.1318) [-3.6281]	-0.5554** (0.2537) [-2.1887]
inf_t^e	0.2168** (0.0856) [2.5325]	0.1971** (0.0777) [2.5355]	0.2798** (0.1262) [2.2161]
ΔOil	0.0046*** (0.0013) [3.5018]	0.0043*** (0.0012) [3.5207]	0.0055*** (0.0015) [3.5599]
ΔVIX_t	0.0144*** (0.0031) [4.6048]	0.01466*** (0.0033) [4.3387]	0.0150*** (0.0044) [3.3697]
GAP_GDP_t	-5.72E-06** (2.61E-06) [2.1910]	-6.96E-06** (2.69E-06) [-2.5890]	-6.52E-06** (3.14E-06) [-2.0792]
R ² adj	0.52	0.53	0.51
F-statistic	9.40		
p(F-stat)	0.00		
J-Stat		10.20	2.59
p(J-stat)		0.11	0.76
Ramsey RESET p(Ramsey RE- SET)	0.4093 0.6843		
Instrumentos		14	13
Observaciones	60	53	54

Nota: Nivel de significancia: (***) denota significancia a 0.01, (**) denota significancia a 0.05, (*) denota significancia a 0.1. Desviación estándar entre paréntesis y estadística-t entre corchetes. P(F-stat) reporta el valor p del test F de significancia de la regresión. P(J-stat) reporta el valor p del test J de sobre identificación.

5. CONCLUSIONES

El documento contribuye con la literatura sobre los desacuerdos en las expectativas fiscales del mercado financiero y de forma específica aporta a la literatura colombiana una construcción de un indicador de desacuerdos fiscales. De igual forma, para entender la dinámica de las expectativas fue necesario diseñar un indicador de comunicación fiscal e implementar un índice de credibilidad fiscal que permitieran capturar la reacción de los profesionales en pronóstico

En el documento se analizaron los principales determinantes en el desacuerdo de expectativas fiscales para la economía colombiana. En particular, fue evaluado el efecto de la comunicación y la credibilidad fiscal, junto con otras variables de control sobre el desacuerdo de expectativas fiscales.

Cinco importantes aspectos se desprenden del análisis empírico presentado. En primer lugar, los hallazgos demuestran que los anuncios fiscales se convierten en una herramienta de comunicación que tiene efectos importantes sobre las expectativas. En segundo lugar, la evidencia también apunta que la credibilidad fiscal es importante como herramienta del gobierno para reducir el desacuerdo. Por ende, cuando el mercado identifica un compromiso del gobierno con las metas fiscales anunciadas, se reduce la incertidumbre y la dispersión de las expectativas fiscales.

En tercer lugar, la comunicación y la credibilidad fiscal adquieren mayor importancia en los ciclos económicos contractivos. En cuarto lugar, el precio del petróleo afecta la formación de expectativas fiscales en la economía colombiana. Además,

las condiciones en que se encuentran los mercados financieros internacionales también inciden en el desacuerdo fiscal. En consecuencia, el contexto externo debe ser tomado en cuenta en todo pronóstico fiscal en Colombia.

Por último, se evidencia una fuerte inercia en el desacuerdo de expectativas fiscales la cual sugiere que los agentes no actualizan continuamente sus expectativas con base en la nueva información. Los hallazgos permiten afirmar que aún existe espacio para que las autoridades mejoren su comunicación con los agentes sobre la trayectoria futura de la política fiscal. Una mejor comunicación facilitaría la convergencia de las expectativas hacia las metas del gobierno y podría incrementar la eficacia de los arreglos fiscales.

Referencias bibliográficas

AFONSO, A., JALLES, J., KAZEMI, M. (2020). "The effects of macroeconomic, fiscal and monetary policy announcements on sovereign bond spreads". *International Review of Law and Economics*, 63, 105924.

AIZENMAN, J., BINICI, M. (2015). Exchange Market Pressure in OECD and Emerging Economies: Domestic vs. External Factors and Capital Flows in the Old and New Normal. NBER Working Papers, n.o 21662.

AKTAS, Z., KAYA, N., ÖZLALE, Ü. (2010). "Coordination between monetary policy and fiscal policy for an inflation targeting emerging market". *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 123-138.

ANZOÁTEGUI, J. C., GALVIS, J. C. (2019). "Efectos de la comunicación del banco central sobre los títulos públicos: evidencia empírica para Colombia". *Cuadernos de Economía*, 39(77), 1-23.

BALIMA, W., COMBES, J., MINEA, A. (2017). "Sovereign debt risk in emerging market economies: Does inflation targeting adoption make any difference?". *Journal of International Money and Finance*, 70(1), 360-377.

BALLANTYNE, A., GILLITZER, C., JACOBS, D., y RANKIN, E. (2016). Disagreement about Inflation Expectations. Research Discussion Paper RDP 2016-02, 1-42. Sydney.

BEETSMA, R., GIULIODORI, M., DE JONG, F., WIDIJANTO, D. (2013). "Spread the news: The impact of news on the European sovereign bond markets during the crisis". *Journal of International Money and Finance*, 34(C), 83-101.

BELTRÁN, P. (2015). "Precio del petróleo y el ajuste de las tasas de interés en las economías emergentes". *Borradores de Economía*, 901. Banco de la República.

BIANCHI, F., MELOSI, L. (2013). "Dormant Shocks and Fiscal Virtue". NBER Chapters. NBER Macroeconomics Annual 2013, (28), pp. 1–46.

BLINDER, A. S. (2000). "Central-Bank credibility: Why do we care? How do we built it?". *The American Economic Review*, 90(5), 1421–1431.

BLINDER, A. S., EHRMANN, M., FRATZSCHER, M., DE HAAN, J., JANSEN, D. J. (2008). "Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence". *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910–945.

BROCK, W. A., HOMMES, C. H., (1997). "A rational route to randomness". *Econometrica*, 65, 1059–1160.

BYRNE, J. P., FIESS, N. (2016). "International capital flows to emerging markets: National and global determinants". *Journal of International Money and Finance*, 61(C), 82–100.

CAPISTRÁN, C., TIMMERMAN, A. (2009). "Disagreement and Biases in Inflation Expectations". *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(2–3), 365–396

CATÃO, L. A. V., TERRONES, M. E. (2005). "Fiscal deficits and inflation". *Journal of Monetary Economics*, 52(3), 529–554.

CÁRDENAS, C., GALVIS, J. (2020). "La comunicación fiscal y sus efectos sobre los retornos de los títulos públicos: una aproximación empírica para el caso colombiano". *Ensayos de Economía*, 30(56), 105–135

CIRO, J., DE MENDONÇA, H. (2017). "Effect of credibility and reputation on discretionary fiscal policy: empirical evidence from Colombia". *Empirical Economics*, 53 (4), 1529–1552. doi:10.1007/s00181-016-1177-2

COIBION, O., GORODNICHENKO, Y. (2015). "Information rigidity and the expectationsformation process: A simple framework and new facts". *The American Economic Review*, 105(8), 2644–2678.

CUKIERMAN, A., MELTZER, A. H. (1986). "A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information". *Econometrica*, 54, 1099–1128.

DEBRUN, X., HAUNER, D. AND KUMAR, M. (2007). "Discretion, institutions, and fiscal discipline". In: Kumar, M., Ter-Minassian, T. (Eds.), *Promoting Fiscal Discipline*. IMF (Chapter 2).

DE MENDONÇA, H. F., NICOLAY, R. T. F. (2017). "Is communication clarity from fiscal authority useful? Evidence from an emerging economy". *Journal of Policy Modeling*, 39(1), 35-51.

DE MENDONÇA, H. F., & MACHADO, M. R. (2013). Public debt management and credibility: Evidence from an emerging economy. *Economic Modelling*, 30(C),10–21.

DE MENDONÇA, H. F., TOSTES, F. S. (2015). "The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy". *Open Economies Review*, 26(4), 787–816.

DE MENDONÇA, H. F., SILVA, R. (2016). "Observing the influence of fiscal credibility on inflation: Evidence from an emerging economy". *Economics Bulletin*, 36(4), 2333–2349.

DOVERN, J., FRITSCH, U., Y SLACALEK, J. (2012). "Disagreement Among Forecaster in G7 Countries". *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 1081–1096.

EHRMANN, M., EIJJFINGER, S., FRATZSCHER, M. (2012). "The Role of Central Bank Transparency for Guiding Private Sector Forecasts". *Scandinavian Journal of Economics*, 114(3), 1018–1052.

EVANS, G. W., HONKAPOHJA, S. (2009). "Learning and macroeconomics". *Annual Rev. Econ.* 1, 421–451.

FALAGIARDA, M., GREGORI, W. (2015). "The impact of fiscal policy announcements by the Italian government on the sovereign spread: A comparative analysis". *European Journal of Political Economy*, 39(C):288–304.

FUJIWARA, I., WAKI, Y. (2020). "Fiscal forward guidance: A case for selective transparency". *Journal of Monetary Economics*, 116, 236–248.

GALVIS, J., ANZOÁTEGUI, J. (2019). "Disagreement in inflation expectations: Empirical evidence for Colombia". *Applied Economics*, 51(40), 4411–4424.

GERAATS, P.M. (2002). "Central bank transparency". *The Economic Journal*, 112 (483), 532-565.

GONZÁLEZ, E., JALIL, M., ROMERO, J. (2011). Inflación y expectativas de inflación en Colombia, 399-519. Formación de precios y salarios en Colombia, tomo II. Banco de la República.

GOMEZ, J., VALENCIA, O., SÁNCHEZ, G. (2021). Sudden Stops, Sovereign Risk, and Fiscal Rules. IDB Working paper series. N.º IDB-WP-1207.

GONÇALVES, C., AND SALLES, J. (2008). "Inflation targeting in emerging economies: what do the data say?". *Journal of Development Economics*, 85(1-2), 312-318.

HAMANN, F., MEJÍA, L., Y RODRÍGUEZ, N. (2013). "Flujos de capitales y crecimiento en Colombia: estimación y perspectivas. Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes", 237-260. Banco de la República.

HANSEN, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, 50(4):1029-1054.

International Monetary Fund (IMF). (2003). Public debt in emerging markets: Is it too high. World Economic Outlook, september 2003 (Washington: International Monetary Fund).

KIM, W. (2019). "Government spending policy uncertainty and economic activity: US time series evidence". *Journal of Macroeconomics*, 61(C), 103124.

KOOP, G., Pesaran, M. H., Potter, S. M. (1996). "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". *Journal of Econometrics*, 74(1): 119-147. doi:10.1016/0304-4076(95)01753-4.

KOPITS, G. (2001). Fiscal rules: Useful policy or unnecessary ornament? IMF Working Paper Paper n.o 01/145.

LEEPER, E. (2010). Monetary science, fiscal alchemy. NBER Working Papers, n.º 16510.

LEEPER, E. (2009). Anchoring fiscal expectations. NBER Working Papers, n.º 15269.

LIN, S., AND YE, H. (2009). "Does inflation targeting make a difference in developing countries?". *Journal of Development Economics*, 89(1), 118–123.

LOZANO, I., CABRERA, E. (2009). Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre ingresos y gastos del gobierno colombiano. Borradores de Economía, 579. Banco de la República.

MANKIW, N. G., REIS, R., Y WOLFERS, J. (2004). Disagreement about Inflation Expectations. NBER Working Paper n.º 9796. 1-60. Cambridge.

MANKIW, N. G., REIS, R. A. M. R. (2002). "Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the New Keynesian Phillips curve". *The Quarterly Journal of Economics*, 117(November), 1295–1328

MARTÍNEZ, D. A., MORENO, J. F., ROJAS, J. S. (2015). Evolución de la relación entre bonos locales y externos del gobierno colombiano frente a choques de riesgo. Borradores de Economía, 919. Banco de la República.

MINEA, A., TAPSOBA, R. (2014). "Does inflation targeting improve fiscal discipline?". *Journal of International Money and Finance*, 40(1), 185-203.

MONTES, G. C., ACAR, T. (2020). "Fiscal credibility, target revisions and disagreement in expectations about fiscal results". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 38–58.

MONTES, G. NICOLAY, R. T. F., Acar, T. (2019). "Do fiscal communication and clarity of fiscal announcements affect public debt uncertainty? Evidence from Brazil". *Journal of Economics and Business*, 103(C), 38– 60

MONTES, G. C., OLIVEIRA, L. V., CURI, A., NICOLAY, R. T. F. (2016). "Effects of transparency, monetary policy signalling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations". *Applied Economics*, 48(7), 590–607.

MONTES, G. C., CURI, A. (2017). "Disagreement in expectations about public debt, monetary policy credibility and inflation risk premium". *Journal of Economics and Business*, 93(C), 46–61.

MONTES, G. C., ACAR, T. (2018). "Fiscal credibility and disagreement in expectations about inflation: Evidence for Brazil". *Economics Bulletin*, 38(2), 826–843.

MONTES, G. C., LUNA, P. H. (2018). "Discretionary fiscal policy and disagreement in expectations about fiscal variables: Empirical evidence from Brazil". *Economic Modelling*, 73(June), 100–116.

MISHKIN, F. S., SAVASTANO, M. A. (2001). "Monetary policy strategies for Latin America". *Journal of Development Economics*, 66(2), 415–444.

PATTON, A. J., TIMMERMANN, A. (2010). "Why do forecasters disagree? Lessons from the term structure of cross-sectional dispersion". *Journal of Monetary Economics*, 57(7), 803–820.

PESARAN, H., SHIN, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, 58(1), 17–29.

RAMOS-BARROSO, C. GALVIS-CIRO, J. C. (2022). "Efectos de la credibilidad fiscal sobre las expectativas de inversión en Colombia: evidencia empírica para el período 2005-2019". *Revista Desarrollo y Sociedad*, 92, 273-315.

RICCO, G., CALLEGARI, G., CIMADOMO, J. (2016). "Signals from the government: Policy disagreement and the transmission of fiscal shocks". *Journal of Monetary Economics*, 82(September), 107–118.

SARGENT, T., WALLACE, N. (1981). "Some unpleasant monetarist arithmetic". Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, 5(fall), 1-17.

SIMS, C. A. (2011). "Stepping on a rake: the role of fiscal policy in the inflation of the 1970". *European Economic Review*, 55(1), 48–56.

SIMS, A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48(1): 1–48.

SIKLOS, P. L. (2013). "Sources of disagreement in inflation forecasts: An international empirical investigation". *Journal of International Economics*, 90(1), 218–231.

TORO, J., GARAVITO, A., LÓPEZ, D. C., MONTES, E. (2015). El choque petrolero y sus implicaciones en la economía colombiana. Borradores de Economía, 906. Banco de la República.

VILLAR L., FORERO D. (2014) Escenarios de vulnerabilidad fiscal para la economía colombiana. Fedesarrollo, Colombia.

WINDMEIJER, F. (2005). "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators". *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.

WOOLDRIDGE, J. M. (2001). "Applications of generalized method of moments estimation". *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 87–100

APÉNDICE B

Tabla B-1
Variables Utilizadas y Fuentes

Nombre de la variable	Descripción	Fuente
$Fdis_t$	Desacuerdo en las expectativas fiscales. Se calculó como una medida de rango intercuartil con base en la encuesta sobre expectativas.	Elaboración de los autores con la metodología de horizontes fijos de la ecuación (2) a partir de la encuesta Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros del Banco Central de Colombia. https://www.banrep.gov.co/es/proyecciones-macroeconomicas-analistas-locales-y-extranjeros
Met_sup_t	Meta del balance primario del SPNF como porcentaje del PIB.	Ministerio de Hacienda https://www.minhacienda.gov.co/webcenter/portal/IRCEs
$CRED_t$	Índice de credibilidad fiscal que mide la percepción del mercado sobre los anuncios de las metas fiscales del Sector Público Consolidado (SPC).	Elaboración de los autores a partir de la encuesta de Proyecciones macroeconómicas de analistas locales y extranjeros del Banco Central de Colombia. https://www.banrep.gov.co/es/proyecciones-macroeconomicas-analistas-locales-y-extranjeros
inf_t^e	Expectativas de inflación anuales	Banco de la República http://www.banrep.gov.co/es/encuestas
Oil_t	Precio de barril de petróleo con referencia WTI.	Reserva Federal de St. Louis http://research.stlouisfed.org/
VIX_t	Índice de volatilidad del mercado de valores S&P 500 promedio trimestral.	Reserva Federal de St. Louis http://research.stlouisfed.org/

Fuente: Elaboración propia

Tabla B-2
Estadísticas Descriptivas

Variable	Media	Min.	Max.	Desviación st.	Curtosis
$Fdis_t$	0.4654	0.0000	1.4750	0.3440	3.1699
$Meta_sup_t$	0.01495	0.0000	0.0300	0.0097	1.6077
$CRED_t$	0.4220	0.0000	0.8700	0.2222	2.0005
inf_t^e	3.8213	3.0000	5.8000	0.7104	2.7783
Oil_t	71.3423	37.190	133.8800	22.3399	0.4597
VIX_t	18.3891	10.300	58.3200	8.1034	12.4268

Fuente: Elaboración propia

Tabla B-3
Tests de Raíz Unitaria y Estacionariedad

Series	ADF				PP				KPSS			
	Lags	Esp.	Test	C. V (1%)	Band	Esp.	Test	C. V (1%)	Band	Esp.	Test	C. V (1%)
$Fdis_t$	0	C	-2.63	-2.59	3	C	-4.04	-3.54	5	C	0.18	0.73
$Meta_sup_t$	0	N	-1.43	-2.60	0	N	-1.43	-2.60	6	C	0.10	0.21
$CRED_t$	1	C	-2.22	-2.59	3	C	-2.65	-2.59	5	C	0.18	0.73
inf_t^e	1	C,T	-3.56	-3.48	1	C,T	-3.53	-3.48	5	C,T	0.14	0.14
ΔOil_t	0	C,T	-7.29	-4.12	14	C,T	-7.38	-4.12	10	C	0.19	0.73
ΔVIX_t	1	C	-8.30	-3.54	13	C	-10.15	-3.54	14	C	0.10	0.11

Nota: C.V. = valor crítico. Tendencia (T), y/o constante (C), o Ni tendencia ni Constante (N) son incluidas con base en el criterio de información de Schwarz. El test KPSS fue utilizado con banda Newey-West. Fuente: Elaboración propia.

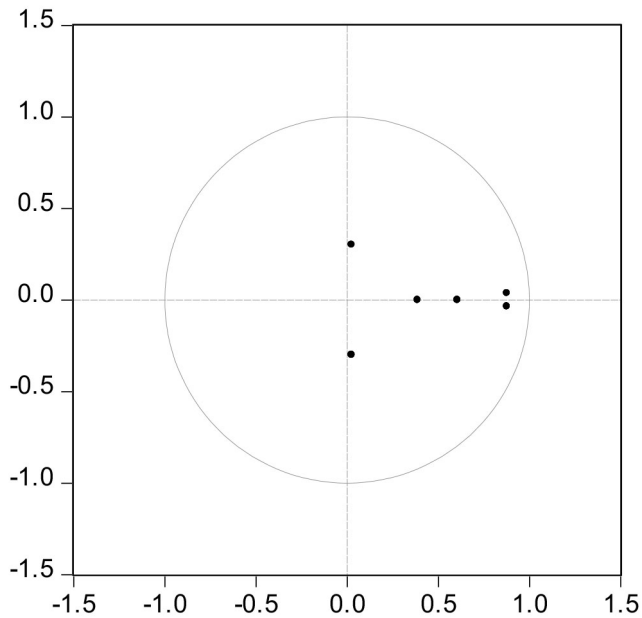
Tabla B-4
Selección del orden de rezago del VAR

Rezago	Con constante	Sin constante
	HQ	HQ
1	5.94*	5.91*
2	6.99	7.09
3	7.57	7.91
4	8.21	8.21

Nota: HQ: Hannan-Quinn information criterion. *Indica el orden del rezago elegido por el criterio.

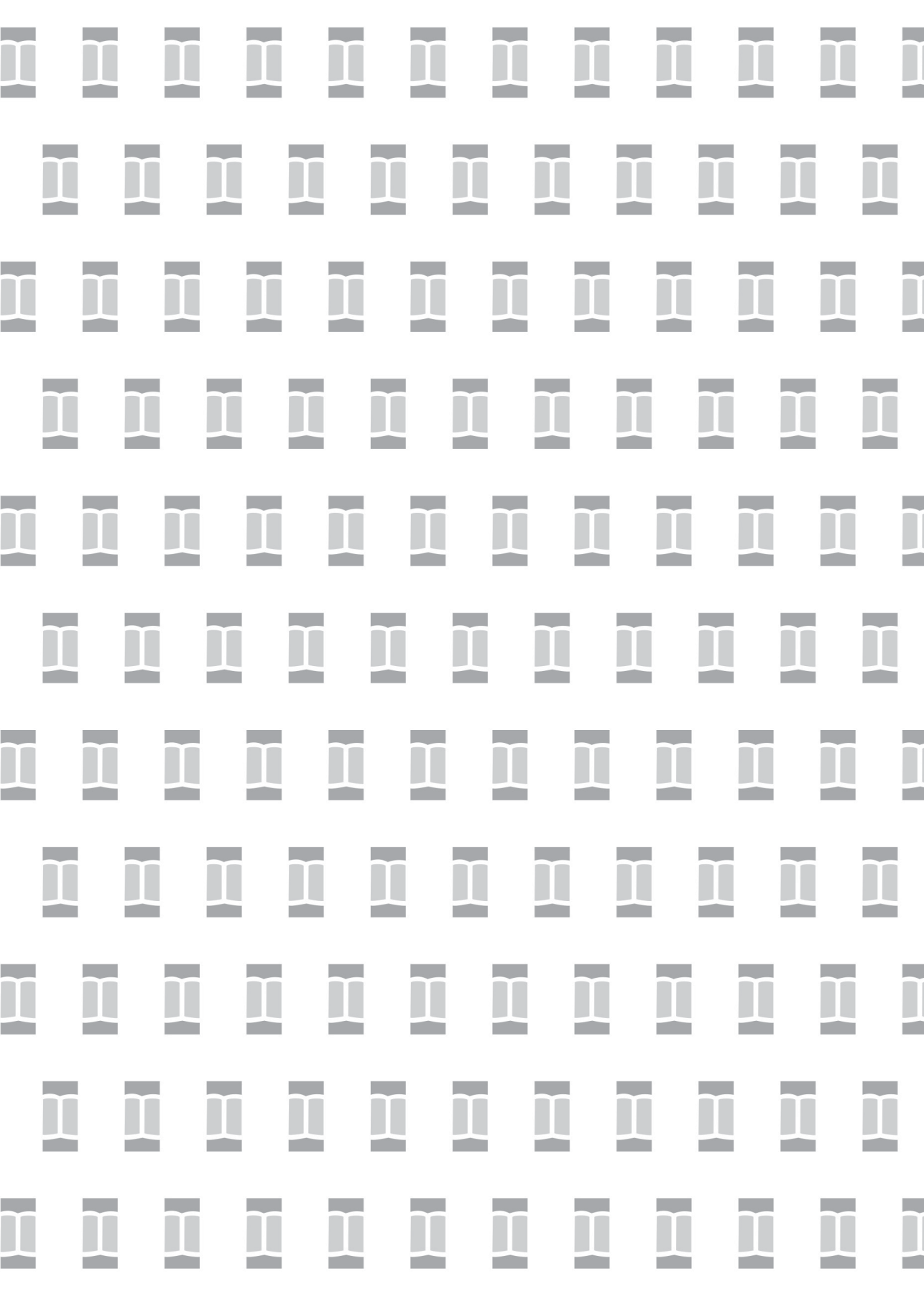
Figura B-1
Estabilidad del VAR

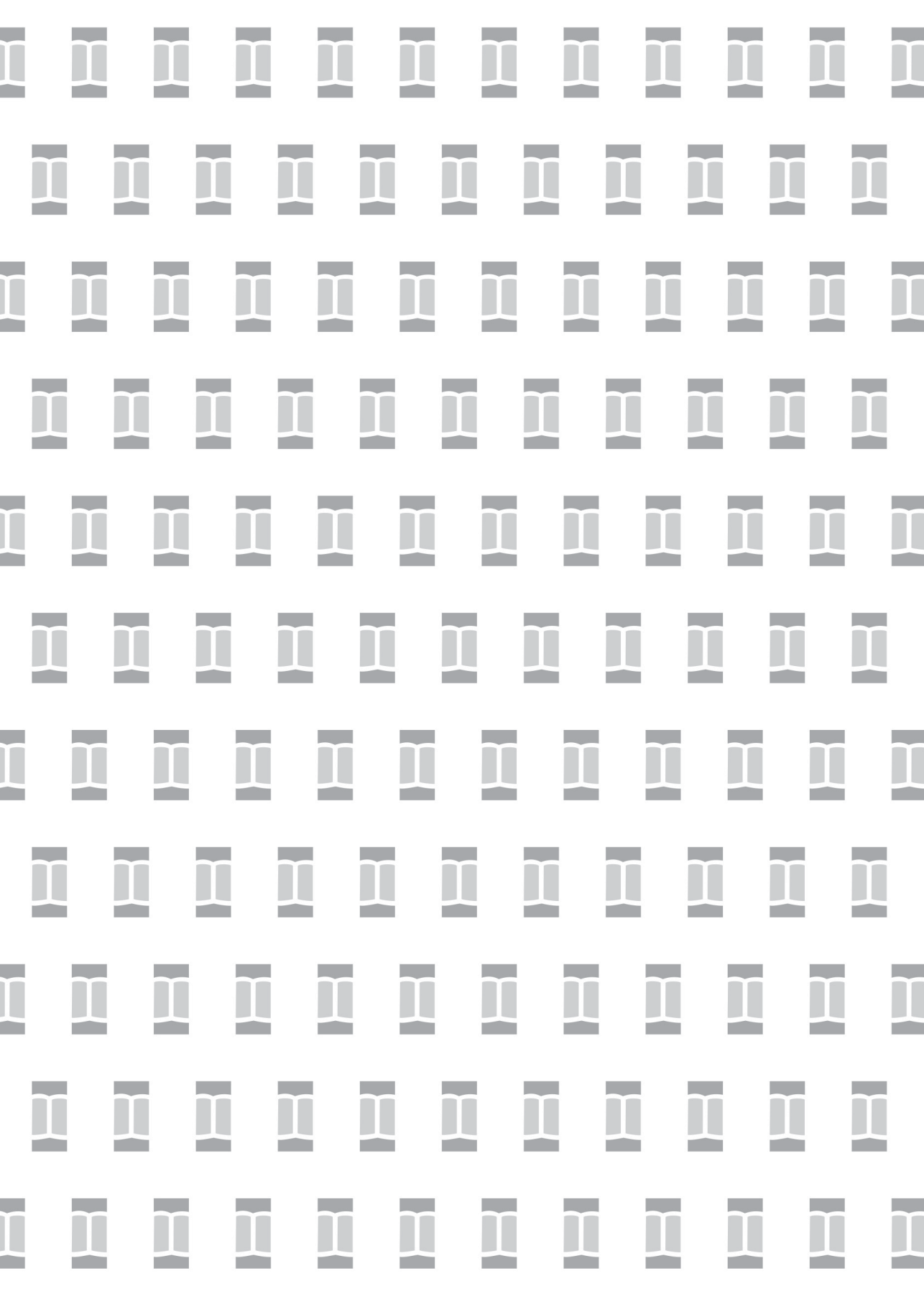
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Autónomos 6
Documentos de Trabajo

Se realizó en el mes de marzo de 2024
para el Fondo Editorial UNAULA







Facultad de Economía

PBX: 511 2199 Ext. 129-143 Of. 106

economia@unaula.edu.co

Carrera 55A No. 49-50

Medellín - Antioquia

www.unaula.edu.co