Flujos de Capital de Portafolio en Colombia

Número:
105
DOI:
https://doi.org/10.32468/espe105
Publicado:
Martes, 11 Julio 2023
Cordinador(a/es):
Jorge Hernán Toro Córdoba[a]
Coautores:
Lucia Arango-Lozano[a],
Fredy Gamboa-Estrada[a],
Laura León-Díaz[a],
Martha López[a],
Luis Fernando Melo-Velandia[a],
Diego Alejandro Martínez-Cruz[a],
Carlos Andrés Quicazán-Moreno[a],
Hernán Rincón-Castro[a],
Norberto Rodríguez-Niño[a],
José Vicente Romero[a],
Cristhian Hernando Ruiz-Cardozo[a],
Maria Alejandra Ruiz-Sanchez[e],
Andrés Sánchez-Jabba[a],
Miguel Sarmiento[a],
Mauricio Villamizar-Villegas[a]
Ver más
[a]Banco de la República, Colombia
[e]Externo
Clasificación JEL:
G11, G15
Palabras clave:
Flujos de portafolio (23679), capitales financieros (23680), financiamiento externo público (23681), movimientos internacionales de capital (23682)
Resumen:

Este documento examina la evolución y los determinantes de los flujos de portafolio en la economía colombiana, los cuales comprenden las inversiones en títulos de deuda pública, acciones y bonos privados. Se identifican los cambios estructurales ocurridos en estos mercados durante los últimos años en respuesta a cambios regulatorios y de mercado. Se analiza estadísticamente la literatura internacional para economías emergentes y se ubica a Colombia en ese contexto. Se compara el comportamiento de los distintos mercados distinguiendo por instrumentos de inversión entre renta fija y renta variable, y según la base

de inversionistas externos, entre fondos de inversión y fondos de pensiones. Se analizan y se comparan las reacciones de los inversionistas residentes y no residentes que participan en estos mercados frente a choques a las variables determinantes de estos flujos. Adicionalmente, se verifica si el comportamiento de los flujos de portafolio cambia a lo largo del ciclo financiero, comparando períodos de auge con períodos de descensos. Se estudia la forma como los flujos de portafolio reaccionan a las acciones de política monetaria, a fin de ofrecerle a la autoridad criterios que les permitan mitigar la alta volatilidad que estos flujos durante episodios de alta incertidumbre, externa o interna.

Descargar documento

- Introducción
- 1. Tendencias recientes de los flujos de portafolio y marco regulatorio
- 2. Efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital en economías emergentes: un metaanálisis
- 3. Determinantes de los flujos de portafolio según instrumento
- 4. Los flujos de portafolio de los inversionistas extranjeros y la deuda pública colombiana
- 5. Flujos de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes y sus respuestas a perturbaciones de variables internas y externas
- 6. Los flujos de portafolio y su volatilidad: una exploración a partir de los flujos brutos diarios64
- 7. Conclusiones generales
- Recuadros
- Anexos

Lo más reciente

Settlement liquidity in the Colombian large-value payment system: the role of reserve requirements
Fredy Gamboa-Estrada, Freddy Cepeda-López, Javier Iván Miguélez-Márquez
Assessing the effects of recent provisioning rules on consumer credit allocation in Colombia
Fredy Gamboa-Estrada, Diego Cuesta, Camilo Sanchez-Quinto
Geopolitical risk and emerging market sovereign risk premia
Fredy Gamboa-Estrada, José Vicente Romero
Otras Publicaciones

- Resumen
- Referencias
- Notas
- Le puede Interesar
- Como citar ""
    - Para citar este artículo, se sugiere el siguiente orden: Toro, J. (coordinador);

Arango, L.; Gamboa, F.; León, L.; López, M.; Martínez, D.; Melo, L.; Quicazán,C.; Rincón, H.; Rodríguez, N.; Romero, J.; Ruiz, M.; Ruiz, C.; Sánchez, A.; Sarmiento, M.; Villamizar, M. (2023). Flujos de capital de portafolio en Colombia.Ensayos sobre Política Económica (ESPE), núm. 105, julio, DOI: 10.32468/espe105.

- Derechos de Reproduccion ©
  - Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.
- Descargar xml

Un grupo de 16 investigadores desarrollaron un nuevo Ensayos sobre Política Económica – ESPE, analizado en este capítulo de Charlas Banrep con el coordinador de este trabajo, Jorge Toro Córdoba.

Los flujos de portafolio pueden ofrecer importantes beneficios para el país, porque complementan el ahorro interno, promueven la competitividad del sector financiero y contribuyen a financiar el consumo y la inversión. No obstante, también generan riesgo e incertidumbre por la rapidez y facilidad con la que pueden retirarse del mercado interno y por su alta sensibilidad a cambios en variables económicas o de otro tipo.

Resumen

Enfoque

De forma similar a como ocurre con el comercio exterior de bienes y servicios, la economía colombiana tiene un importante grado de apertura hacia el mercado internacional de capitales. De allí que los flujos de capital de entrada o de salida del país se comporten de forma muy activa y respondan a un sinnúmero de variables y estímulos económicos.

Uno de los componentes más importantes de dichos flujos son los denominados flujos de portafolio, que comprenden las inversiones en títulos de deuda pública, acciones y bonos privados. Los agentes económicos que participan en esos mercados comprenden los fondos de inversión, los fondos de pensiones, los bancos comerciales y los inversionistas particulares, que pueden ser residentes o no residentes en el país. Los flujos de portafolio pueden ofrecer importantes beneficios para el país, porque complementan el ahorro interno, promueven la competitividad del sector financiero y contribuyen a financiar el consumo y la inversión. No obstante, también generan riesgo e incertidumbre por la rapidez y facilidad con la que pueden retirarse del mercado interno y por su alta sensibilidad a cambios en variables económicas o de otro tipo. La preocupación principal de los responsables de política radica en cómo mitigar las salidas y entradas masivas de capital y su elevada volatilidad, especialmente durante episodios de alta incertidumbre en los mercados financieros. De allí que para la autoridad monetaria sea de primordial importancia conocer los determinantes de los flujos de portafolio, su composición y dirección, y la forma como éstos reaccionan a las acciones de política monetaria y cambiaria.

Contribución

Para responder a estas inquietudes en este ESPE se examinó el comportamiento de los flujos de portafolio a partir de 2003, y se llevaron a cabo estimaciones de modelos econométricos con el fin de determinar sus respuestas a diversos choques. También se incluyó un recuadro donde se analizó la recuperación de los flujos de portafolio en las economías emergentes y en Colombia después de la pandemia. El período de estudio que abarcó este trabajo se caracterizó por importantes choques económicos tales como la crisis financiera global (2008-09); el desplome de los precios del petróleo (2014-15) y la pandemia del Covid-19 en 2020. Adicionalmente se produjeron importantes cambios normativos y de mercado respecto al tratamiento tributario de las inversiones de portafolio y la inclusión de los TES en los índices globales de bonos en moneda local. Estos eventos determinaron quiebres estructurales en el comportamiento de los flujos de portafolio que se identificaron en la primera sección del estudio y se tuvieron en cuenta en las estimaciones que se llevaron a cabo en las demás secciones del documento.

Igualmente, se emplearon fuentes de información alternativas tales como la balanza de pagos y la balanza cambiaria. La diversidad de metodologías y fuentes de información utilizadas permitió evaluar desde distintos ángulos las respuestas de los flujos de portafolio a sus variables determinantes, lo cual enriqueció los resultados el estudio.

Los flujos de portafolio pueden ofrecer importantes beneficios para el país, porque complementan el ahorro interno, promueven la competitividad del sector financiero y contribuyen a financiar el consumo y la inversión. No obstante, también generan riesgo e incertidumbre por la rapidez y facilidad con la que pueden retirarse del mercado interno y por su alta sensibilidad a cambios en variables económicas o de otro tipo.

Resultados

En la sección 2 se empleó Metaanálisis para hacer una síntesis estadística de la literatura asociada con los efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital en economías emergentes. Los flujos de capital exhiben mayor sensibilidad cuando se presentan choques en la tasa de política monetaria interna, que ante cambios en la tasa externa.

La sección 3 estudió los determinantes de los flujos netos de capital de los no residentes, diferenciando por instrumentos de inversión, entre renta fija y renta variable. Los resultados mostraron que las tasas de interés de política tanto interna como externa afectan significativamente las inversiones en TES.

La sección 4 analizó la sensibilidad de los flujos de deuda soberana en Colombia a la composición de la base inversionista extranjera entre fondos de inversión y fondos de pensiones. Las inversiones de los primeros son más sensibles a cambios en factores globales, como aversión al riesgo y tasas de interés externas, mientras que las de los fondos de pensiones se muestran más estables ante estos cambios, por el carácter de largo plazo de sus obligaciones.

La sección 5 examinó las respuestas de los flujos de portafolio de inversionistas residentes y no residentes a los cambios de variables internas y externas. Las estimaciones a partir de información de la balanza cambiaria mostraron que estos grupos de inversionistas reaccionan de forma diferente, y en ocasiones opuesta, ante las mismas perturbaciones económicas. Se observó que las variaciones de la tasa de interés de política monetaria interna no tienen influencia significativa en los flujos de portafolio de estos inversionistas.

Finalmente, en la sección 6 se mostró que la relación de los flujos de capital con respecto a sus determinantes fundamentales se modifica en diferentes puntos del ciclo financiero, de tal forma que éstos responden de manera diferenciada en momentos de auge o de estrés.

Introducción

Los flujos de capital brindan importantes beneficios en un mundo globalizado. En el caso de los países emergentes, las entradas de capital complementan el ahorro interno, promueven la competitividad del sector financiero y contribuyen a suavizar el consumo. No obstante, los flujos de capital, y en especial aquellos de portafolio, también generan riesgo e incertidumbre por la rapidez o facilidad con la que pueden retirarse del mercado interno y por su alta sensibilidad a cambios en variables fundamentales, entre ellas, movimientos en las tasas de interés tanto internas como externas, las expectativas sobre la tasa de cambio de la moneda local y el riesgo, y en variables no fundamentales como las noticias o anuncios económicos. Este comportamiento crea importantes retos para las autoridades económicas, al poner en riesgo la estabilidad financiera, afectar la actividad económica y comprometer el cumplimiento de las metas de inflación (Gelos *et al*. 2019).

De allí la importancia que tiene para la autoridad monetaria conocer los determinantes de los flujos de capital, y en especial, los de su componente más volátil, como son los flujos de portafolio. Es necesario comprender la composición y la dirección de esta clase de flujos, con el fin de entender los mecanismos de transmisión y los límites de las acciones de política monetaria y cambiaria. Con este propósito, la pregunta central de este ESPE es: ¿cuáles han sido los principales determinantes de los flujos de capital de portafolio en Colombia y cuál ha sido el papel de la tasa de interés de política monetaria en su comportamiento durante los últimos años?

Con respecto a esta pregunta, el Banco de la República consultó durante el periodo de pandemia a inversionistas extranjeros acerca de sus estrategias de inversión de portafolio[1]. Un grupo significativo de inversionistas manifestó que no consideraban que los cambios en la tasa de política monetaria fueran un determinante fundamental de los flujos de capital. Señalaron que para determinar dichos flujos existían otras variables más importantes, tales como la dinámica del precio del dólar, y variables de aversión al riesgo. Respecto a variables locales, indicaron que seguían de cerca la evolución de los indicadores fiscales y la comparación relativa de rendimientos en los plazos en los que invierten. Sorprendentemente, algunos inversionistas señalaron que una menor tasa de interés de política monetaria podría incrementar el atractivo de las inversiones en moneda local a través de un menor costo de cobertura cambiaria. Específicamente, para los inversionistas que transan en la parte larga de la curva y se cubren con operaciones de corto plazo, una mayor pendiente de la curva hace que una inversión cubierta genere un mayor rendimiento frente a una inversión del mismo plazo en dólares, en la medida en que reciben la tasa de largo plazo y en la cobertura pagan la tasa de corto plazo. Este punto resaltó la importancia de diferenciar entre los tipos de agentes que invierten en los mercados emergentes. Algunos inversionistas tienen un horizonte de inversión de más corto plazo y prestan más atención a la tasa de política monetaria, mientras que aquellos que invierten con un horizonte de más largo plazo son menos sensibles a esta variable y se enfocan más en variables fiscales. Discusiones de este tipo con los actores del mercado de capitales fueron una motivación importante para emprender este trabajo, y arrojaron luces sobre las variables que deberían considerarse en los modelos, y sobre los resultados que podrían esperarse.

El tema de los flujos de capital ha sido un área prioritaria de investigación en el Banco de la República. En el año 2013 el Banco publicó un libro en el cual se analizaron los determinantes y los efectos macroeconómicos y financieros de los flujos de capital[2]. El presente ESPE tiene un objetivo más específico que el de aquella publicación, el cual es el de profundizar en el conocimiento del comportamiento de los flujos de capital de portafolio y sus determinantes. Para ello se realiza un análisis exhaustivo de la literatura especializada que se emplea para establecer el marco analítico y conceptual sobre los determinantes de los flujos de portafolio y los potenciales canales de transmisión de las tasas de interés interna y externa. Asimismo, se utilizan las más recientes herramientas cuantitativas que permiten identificar las variables determinantes de los flujos de portafolio y evaluar su impacto, tanto agregado como por instrumento y tipo de inversionista.

El marco conceptual común en las diferentes secciones del documento es el modelo de portafolio y la literatura sobre los factores *push* y *pull* que determinan los flujos de portafolio (véase Rincón y Velasco, 2013). Esta literatura sugiere que las condiciones macroeconómicas

internas de los países, por ejemplo, las tasas de interés, el crecimiento y las expectativas acerca de su comportamiento, el riesgo país, el balance de la cuenta corriente, la inflación, entre otros, y las condiciones externas, como la tasa de interés y el riesgo global son las que determinan los flujos de capitales en las economías emergentes (Sarno *et al.*, 2016; Koepke, 2019).

Con relación a la transmisión de la política monetaria internacional sobre los flujos de portafolio entre países avanzados y emergentes, se sigue principalmente la literatura especializada que comprende los siguientes canales: 1) rebalanceo de portafolio, 2) toma de riesgos de la política monetaria y 3) tasa de cambio (Fratzscher, 2012; Broner et al., 2013; Koepke, 2014; Bruno y Shin, 2015; Nier et al., 2014; Aizenman *et al.*, 2016; Chari *et al.*, 2021; Sarmiento, 2022; Ciminelli *et al.*, 2022). Según el canal de rebalanceo de portafolio, cuando las tasas de interés en Estados Unidos son bajas, los inversionistas aumentan sus portafolios en activos de mercados emergentes de alto rendimiento y reducen sus tenencias de bonos de largo plazo en economías avanzadas, las cuales generan bajos rendimientos. Lo contrario ocurre cuando la Reserva Federal (Fed) endurece la política y las tasas de interés aumentan. El canal de la toma de riesgos opera a través del efecto de la política monetaria de Estados Unidos sobre la aversión al riesgo. Un endurecimiento de las tasas de interés que aumenta la aversión al riesgo hace que los inversionistas sean más reacios a asumir posiciones de riesgo, lo que genera salidas de capital de los mercados emergentes y otros fondos de riesgo. Finalmente, el canal del tipo de cambio depende del efecto directo de la política de la Fed sobre la tasa de cambio del dólar, pues una apreciación del dólar conduce a salidas de capital de otros países, especialmente de las economías emergentes. El canal de portafolio y estos canales sobre la transmisión de la política monetaria internacional son utilizados como marco de referencia de la especificación y estimación de los modelos de regresión apropiados para responder la pregunta rectora del ESPE y las preguntas específicas de cada sección.

La preocupación principal de los responsables de política con relación a los flujos de portafolio radica en cómo mitigar las salidas y entradas masivas y en su elevada volatilidad, especialmente durante episodios de alta incertidumbre en los mercados financieros (Ghosh *et al.*, 2014). Al respecto, trabajos como el de Reinhart, Calvo y Leiderman (1996), que analizan las entradas de capital a países emergentes durante la década de los noventa, concluyen que los sólidos fundamentales fiscales y monetarios son requisitos indispensables para el buen manejo de los flujos de capital; mientras que otras políticas, como la esterilización, la regulación y los controles solo tienen un alcance limitado para reducir la vulnerabilidad a eventos de fuertes entradas de capital y reversiones posteriores, además de acarrear importantes costos económicos. En un trabajo más reciente Lama y Medina (2020) plantean la pregunta de cuál es la combinación óptima de política para enfrentar las fluctuaciones en los flujos de capital. Utilizando un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta con fricciones financieras, los autores encuentran que las intervenciones en el mercado cambiario y las políticas macroprudenciales son herramientas complementarias a la política monetaria, que pueden ayudar a reducir la inflación y la volatilidad del producto en un escenario de fuga de capitales.

Con respecto al impacto y duración de la intervención cambiaria en Colombia, vale la pena mencionar que un ESPE reciente sobre el tema encontró que esta tiene un impacto limitado,

y en muchos casos nulo, y de muy corta duración sobre la tasa de cambio y su volatilidad (véase Rincón *et al.*, 2020). Por su parte, el uso de políticas macroprudenciales ha contribuido a mitigar la transmisión de las condiciones financieras globales y, por esta vía, las salidas y entradas masivas de capitales en Colombia (Gómez *et al.*, 2019; Fabiani *et al.*, 2022; Lemus *et al.*, 2021).

El presente ESPE tomó como referencia el periodo 2003-2020, el cual se caracteriza por su estabilidad institucional, al haber operado sin interrupción el esquema de inflación objetivo y el régimen de tasa de cambio flexible. No obstante, durante esos años ocurrieron importantes choques económicos, como la crisis financiera global de 2008-2009; el anuncio de normalización de la política monetaria por parte de la Fed durante 2013; el desplome de los precios del petróleo en 2014-2015, y la pandemia del covid-19 en 2020, cuyos efectos sobre los flujos de capital revisten especial interés. Asimismo, en 2012 y 2018 se introdujeron cambios importantes en el tratamiento tributario de la inversión de portafolio y desde 2014 los TES fueron incluidos en índices globales de bonos en moneda local. Los efectos de dichos cambios se analizan en detalle en la sección 1 y se tienen en cuenta en las estimaciones que se realizan en las demás secciones. Por razones de carácter econométrico, algunas secciones solo incluyen para las estimaciones el periodo 2011-2020 con frecuencia mensual, como se explica en cada una de ellas.

Las bases de datos que se utilizan para las estimaciones de los determinantes de los flujos de portafolio provienen de fuentes distintas de información, como las estadísticas de la balanza de pagos y de la balanza cambiaria, la cuales son elaboradas por dependencias diferentes del Banco de la República. Las primeras son recopiladas y compiladas por las secciones de Balanza de Pagos y de Sector Financiero, del Departamento Técnico e Información Económica, y las segundas provienen del Departamento de Análisis y Operación de Mercado (DAOM). Otra medida alternativa de los flujos de portafolio es a través de la variación mensual del saldo en TES en valor nominal de los fondos de inversión y de los fondos extranjeros de pensiones, información que proviene del Departamento de Fiduciaria y Valores del Banco de la República. Las estimaciones realizadas en la sección 3 utilizan información de la balanza de pagos. En la sección 4 se emplea la variación mensual del saldo en TES, y en las secciones 5 y 6 la balanza cambiaria. La utilización de fuentes alternativas de información obedece a que cada sección busca responder preguntas específicas sobre el comportamiento y los determinantes de los flujos de portafolio. Para ello es preciso escoger aquellas cuentas que ofrezcan la cobertura, frecuencia y demás características adecuadas para responderlas. No obstante, es importante advertir que, debido a que estas fuentes suministran información diferente, pueden diferir los resultados de los modelos acerca del papel que desempeñan algunas de las variables explicativas en la determinación de los flujos de portafolio. Si bien esto añade una característica interesante al trabajo gracias a que aumenta la riqueza de resultados, también introduce un reto importante que consiste en entender y explicar la razón de porqué una misma variable puede mostrar resultados estadísticos diferentes sobre su relación con los flujos de portafolio cuando se cambia la fuente de información.

Para explicar las discrepancias de resultados es indispensable comprender debidamente las diferencias metodológicas y de cobertura, en particular de la balanza de pagos y de la balanza cambiaria, que se utilizan como fuentes alternativas de información en la sección 3 y

en las secciones 5 y 6, respectivamente. Estas balanzas no compiten entre sí, sino que suministran información diferente, y a su vez complementaria, que resulta útil según sea la pregunta que se desee responder. La balanza de pagos se construye a partir de un criterio de causación, independientemente de si las operaciones que allí se registran tienen como contrapartida o no flujos de divisas. En contraste, la balanza cambiaria se basa en un criterio de caja, que, como su nombre lo indica, solo incluye aquellas operaciones que implican movimientos de divisas bien sea de entrada o de salida del país, o de aquellas que se producen en las cuentas bancarias de los inversionistas residentes en el exterior, llamadas cuentas de compensación.

Algunos ejemplos resultan útiles para apreciar estas diferencias: 1) un aporte de capital en especie, como puede ser una maquinaria que una firma extranjera proporciona a su filial en Colombia, constituye una importación de maquinaria que no genera flujo de divisas. Esta operación se registra en la cuenta corriente de la balanza de pagos como una importación, y su contrapartida es el aumento de capital por el valor de la maquinaria en el rubro de inversión extranjera directa de la cuenta financiera de la balanza de pagos. Puesto que esta operación no genera un flujo de divisas, no se registra en la balanza cambiaria. 2) Reinversiones de rendimientos y recomposiciones de portafolio que los inversionistas no residentes realizan en el mercado interno en moneda local. Por tratarse de operaciones en pesos que no implican flujos de divisas entre Colombia y el exterior, estos movimientos no se registran en la balanza cambiaria, pero sí se contabilizan en la cuenta financiera de la balanza de pagos como flujos de portafolio de inversionistas no residentes.

Estos ejemplos permiten deducir que la cobertura de la balanza de pagos, tanto de los movimientos de bienes (y servicios) como de los flujos de capital, es considerablemente más amplia que la cobertura correspondiente de la balanza cambiaria, la cual exclusivamente registra los flujos de divisas. Sin embargo, esto no le resta utilidad a la balanza cambiaria, pues, como ya se anotó, cada balanza ofrece información relevante según sea el fenómeno que se quiera estudiar, sujeto a que en algunos casos los resultados estadísticos obtenidos a partir de cada fuente de información puedan diferir. Por ejemplo, mientras que en las secciones 5 y 6 un movimiento de portafolio como reacción a un choque de una variable de interés implica un flujo de salida o de entrada de capitales, en la sección 3 ese mismo choque involucra también un cambio en las decisiones de portafolio en moneda local. Esto hace posible que en la sección 3 se pueda analizar el canal de la toma de riesgo de la política monetaria que incorpora la reacción de los inversionistas no residentes en portafolios locales ante choques de las tasas de interés de política monetaria.

En general, los resultados de los modelos sugieren que las condiciones financieras globales ejercen una importante influencia sobre el comportamiento de los flujos de portafolio en Colombia. En particular, se encontró que estos tienen una mayor sensibilidad a las tasas de interés externas frente a las internas. Factores como el riesgo global y local y los índices de referencia de los bancos internacionales de inversión predominan en la determinación de los flujos de portafolio en Colombia y en su grado de volatilidad. La tasa de interés de política interna resulta relevante cuando se incorporan las reinversiones de los rendimientos y la recomposición del portafolio en moneda local por parte de los inversionistas no residentes. Este último resultado sugiere que el canal de la toma de riesgo de la política monetaria tiene mayor relevancia cuando se incluyen las decisiones de portafolio de los inversionistas no

residentes en el país receptor de los flujos.

El documento consta de seis secciones. La primera ofrece una mirada retrospectiva a la experiencia de los flujos de portafolio en Colombia, en la cual se analiza la evolución de los mercados de deuda pública, accionario y deuda privada, identificando sus tendencias y los cambios estructurales que se produjeron como consecuencia de modificaciones en el marco regulatorio o choques de mercado. Al final de esta sección se incluye un recuadro que examina la evolución de los flujos de portafolio hacia Colombia en 2021 y 2022, luego del choque a los mercados de capital que produjo la pandemia.

La segunda sección presenta un metaanálisis, técnica que permite realizar una revisión sistemática de la literatura relacionada con los efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital con el objetivo de consolidar los resultados provenientes de múltiples fuentes empíricas. Al respecto se muestra que existe un consenso en la literatura acerca de que los cambios en la postura de la política monetaria de la Fed afectan de manera importante la dinámica de los flujos de portafolio en las economías emergentes, en especial luego de la crisis financiera global de 2008-2009 (Rey, 2016; Koepke, 2018; Miranda-Agripino y Rey, 2020; Ciminelli *et al.*, 2022). Otros trabajos encuentran que el riesgo global, el grado de apertura financiera y el régimen cambiario predominan en la determinación de los flujos de portafolio (Forbes y Warnock, 2012). En algunos trabajos se encuentra que la política monetaria de las economías emergentes también ejerce influencia sobre los flujos de portafolio (IMF, 2016; Ahmel y Zlate, 2014; Kim, 2014; Erduman y Kaya, 2016; Olani, 2020). Se sitúa a Colombia en el contexto de dicho metaanálisis, donde se observa que la economía colombiana se clasifica en el grupo de economías emergentes con una apertura financiera relativamente alta, para la cual cambios en la tasa de interés de política monetaria genera respuestas importantes de los flujos de capital de portafolio.

La tercera sección evalúa los flujos de portafolio por tipo de instrumento de inversión, según sean de renta fija o de renta variable. En esta sección se utiliza información de balanza de pagos y, por tanto, incluye las reinversiones y recomposición de portafolio en moneda local, lo que explica la respuesta de los flujos de portafolio a choques de la tasa de interés de política monetaria, como también lo encuentra Kim (2014).

La cuarta sección examina la sensibilidad de los flujos de portafolio a la composición de la base de los inversionistas extranjeros. El análisis se concentra en los fondos de inversión y en los fondos de pensiones por ser los que representan la mayor parte de las inversiones de TES en Colombia entre no residentes. Los horizontes de inversión y funciones objetivo de estos inversionistas son distintos, lo que los puede hacer más o menos dependientes de choques externos e internos (Arslanalp y Tsuda, 2015).

La quinta sección evalúa las similitudes y/o diferencias en cuanto a los principales determinantes de los flujos de portafolio de Colombia de los inversionistas no residentes y residentes. La necesidad de utilizar el criterio de residencia para analizar separadamente las decisiones de portafolio de los inversionistas se deduce de la propia evidencia empírica, que muestra importantes discrepancias en el comportamiento de los flujos de entrada y salida de capitales para cada tipo de inversionista. Esto sugiere que según su residencia, cada grupo de inversionistas percibe de forma distinta los choques de mercado e institucionales que

afectan su rentabilidad, y reaccionan a ellos de forma diferente. En este contexto, la sección examina y compara la reacción de inversionistas residentes y no residentes ante choques de factores fundamentales.

La sexta sección caracteriza y analiza la influencia de factores internos y externos en la distribución de probabilidad y en la volatilidad de los flujos de portafolio de extranjeros en distintos puntos del ciclo económico, lo cual ayuda a identificar las herramientas de política más efectivas para mitigar la volatilidad excesiva y establecer un marco de gestión de riesgos.

El mensaje principal que se deriva de los resultados del ESPE es que los flujos de portafolio en Colombia responden principalmente a condiciones externas, entre ellas, a la tasa de interés de política monetaria de la Fed, al riesgo internacional y al precio de sus activos, y a condiciones internas, tales como el riesgo local y los precios de los activos. Cuando en el análisis se incorporan los movimientos de portafolio en moneda nacional de los inversionistas no residentes a partir de la información que suministra la balanza de pagos, estos flujos también resultan sensibles a los cambios de la tasa de interés de política monetaria interna.

1. Tendencias recientes de los flujos de portafolio y marco regulatorio

El estudio del impacto de los cambios regulatorios y los choques en los mercados financieros sobre los flujos de inversión de portafolio en los países emergentes es un tema que ha captado siempre la atención de la literatura y ha producido intensos debates. En particular, entender estos efectos es relevante para una economía porque dichos flujos pueden tener implicaciones importantes sobre el crecimiento económico de largo plazo y la productividad de un país.

En el caso de Colombia, por ejemplo, los flujos de portafolio han tenido cambios significativos en la última década. Durante este periodo, los avances en el marco regulatorio, así como la obtención del grado de inversión, facilitaron el acceso de los inversionistas extranjeros al mercado de deuda pública, lo que llevó a que J.P. Morgan anunciara aumentos de la participación del país en los índices de deuda emergente, y desde entonces se observó un aumento significativo en las entradas de inversión de portafolio.

A continuación, se presenta una reseña sobre la regulación de los flujos de capital en Colombia en los últimos diez años. En particular, se hace énfasis en aquellos cambios normativos y de mercado que pudieron afectar la evolución de los flujos de portafolio de inversionistas no residentes (u *offshore*) en el país, y de colombianos en el exterior. Asimismo, con técnicas de detección de puntos de quiebre se evalúa si los cambios regulatorios y de mercado identificados tuvieron un impacto significativo en la dinámica de los flujos analizados.

1.1. Mercado de deuda[3]

En el mercado de deuda pública en Colombia, los principales cambios regulatorios que

pudieron tener una incidencia en el comportamiento de los flujos de inversión de portafolio ocurrieron entre 2010 y 2013, al tiempo que el país fortalecía el grado de inversión que alcanzó en 2011 (otorgado en marzo de 2011 por S&P, mayo de 2011 por Moody's y junio del 2011 por Fitch Ratings)[4]) (Gráfico 1, líneas 2 y 3). Estos ajustes en materia regulatoria no parecieron tener un efecto inmediato sobre el comportamiento de los flujos de inversionistas extranjeros; sin embargo, como se detallará más adelante, soportaron la inclusión de Colombia en índices de deuda emergente en 2014, que provocaron una entrada significativa de capitales a este mercado.

Específicamente, en diciembre de 2010 se modificó el Régimen General de Inversiones de Capital del Exterior en Colombia y de Capital Colombiano en el Exterior[5], de tal forma que, entre otras determinaciones, se eliminó el requerimiento para los inversionistas extranjeros de constituir un fondo de inversión de capital extranjero para realizar sus inversiones en el mercado financiero local, permitiendo, a partir de ese momento, hacerlas a través de administradores locales[6] (Gráfico 1, línea 1). Posteriormente, la reforma tributaria de finales de 2012 redujo del 33 % al 14 % el impuesto de renta que tenían que pagar los inversionistas extranjeros por sus inversiones en TES[7] (Gráfico 1, línea 4) y en octubre de 2013 se simplificó el cálculo de retención en la fuente aplicable a los títulos de renta fija, de tal forma que las retenciones dejaron de ser mensuales y pasaron a constituirse únicamente cuando los inversionistas percibieran ingresos de recursos, como pagos de cupones o la venta de los títulos[8] (Gráfico 1, línea 6). Estos avances en el marco regulatorio facilitaron el acceso de los inversionistas extranjeros al mercado financiero local, al tiempo que la economía registraba un mejor desempeño macroeconómico.

Lo anterior provocó que en 2014 J. P. Morgan anunciara el aumento de la participación de Colombia en tres de sus principales índices de deuda emergente[9] (Gráfico 1, líneas 7 y 8). Esto, además, estuvo enmarcado en un escenario externo caracterizado por amplias condiciones de liquidez en los mercados internacionales en un entorno de bajas tasas de interés, tras la implementación de medidas no convencionales de política monetaria en economías desarrolladas luego de la crisis financiera internacional de 2008. Estas condiciones provocaron flujos de inversión de portafolio en busca de retornos más atractivos.

Como resultado, la participación de estos inversionistas en el mercado de deuda pública local (TES pesos y UVR) se elevó del 5 % aproximadamente que tenían a mediados de 2013, al 16 % que alcanzaron al cierre de 2014; y continuó aumentando hasta niveles alrededor del 25 %, participación que han mantenido desde el año 2017. Adicionalmente, sus tenencias de deuda pública local en el mercado de contado, a partir de 2014, se ha concentrado típicamente en el tramo largo de la curva de rendimientos de TES en pesos. Al 31 de diciembre del 2020, alrededor de tres cuartas partes de su portafolio en TES en pesos se concentraba en las referencias que vencen después de 2025, siendo el título con mayor participación aquel que vence en abril de 2028 (18 %) (gráficos 2 y 3). Una descripción detallada sobre la evolución de la composición por tipo de inversionista extranjero, su región de procedencia y la concentración de este tipo de inversionistas, se presenta en el Anexo A1.1.

Después de 2014, las dinámicas de los flujos de inversión de portafolio hacia deuda pública local pudieron responder principalmente a factores de mercado, como se explica a continuación.

Durante el año 2015 el ritmo de entrada de estos inversionistas se redujo, y se recuperó en el transcurso de 2016. Las menores entradas del *offshore* durante 2015 coincidieron con una desaceleración en el crecimiento de las economías emergentes ante menores precios de los *commodities*, especialmente del petróleo (Gráfico 1, línea 9), y la incertidumbre frente a las condiciones globales de liquidez, las cuales se tradujeron en menores flujos de inversión de portafolio hacia economías emergentes (Gráfico 4). En contraste, la recuperación de estos flujos en 2016 ocurrió en un escenario de precios del petróleo más favorables y de una reducción de la percepción de riesgo internacional ante datos positivos de desempeño macroeconómico en las principales economías desarrolladas, así como expectativas de continuidad de las políticas monetarias expansivas en estos países.

Si bien el punto de partida de la entrada de los inversionistas extranjeros fue la inclusión de la deuda local de Colombia en los índices de J. P. Morgan, una parte importante de estos inversionistas que participan en el mercado de deuda local tienen un perfil de inversión que no se restringe a replicar pasivamente dichos indicadores. De hecho, las compras netas de TES en el mercado de contado registradas durante 2016 reflejaron, particularmente, la entrada de este tipo de inversionistas (Gráfico 5).

Además, la presencia de inversionistas extranjeros con un perfil de inversión más activo también se refleja en la participación de estos agentes en el mercado de TES UVR (que no hacen parte de los indicadores de J. P. Morgan), aunque es significativamente inferior a lo observado en TES en pesos. Durante el primer semestre de 2019 se registraron flujos de entrada por parte de inversionistas extranjeros en el mercado de deuda que pudieron incorporar, por un lado, la reducción del impuesto de retención en la fuente para los inversionistas extranjeros en TES del 14 % al 5 % aprobada en la reforma tributaria de diciembre de 2018 (Ley 1943 de 2018) (Gráfico 1, línea 10), y por el otro, la publicación del *Marco Fiscal de Mediano Plazo* (MFMP) por parte del Ministerio de Hacienda, que generó confianza en la capacidad del Gobierno colombiano para cumplir con sus objetivos fiscales y mantener el grado de inversión de la deuda soberana[10].

Sin embargo, a partir de agosto de ese año y hasta mediados de 2020 los inversionistas del exterior redujeron de forma sostenida sus tenencias de títulos de deuda pública local en el mercado de contado, ante: 1) el incremento, en agosto de 2019, de la percepción de riesgo global tras la intensificación de la guerra comercial entre Estados Unidos y China[11]; 2) una mayor incertidumbre local a inicios del cuarto trimestre de 2019 en torno a la Ley de Financiamiento[12]; 3) las manifestaciones sociales que se dieron tanto en Colombia como en la región; 4) la paulatina reducción de Colombia dentro del índice *GBI-EM Global Diversified* de J. P. Morgan ante la inclusión de China en este indicador[13]; 5) las consecuencias económicas de la expansión del covid-19 en la mayoría de países, incluido Colombia, luego de que la Organización Mundial de la Salud lo declaró como una pandemia en marzo de 2020 (Gráfico 1, línea 12), y 6) la fuerte caída de los precios del petróleo en febrero de 2020[14].

Por último, a partir de abril de 2020 el apetito de los inversionistas extranjeros en el mercado de TES se ha recuperado acorde con la normalización gradual de la economía local y global; incluso, se registraron compras mensuales históricamente altas en septiembre de 2020, luego de la inclusión de los títulos de deuda pública en moneda local en el índice Bloomberg Barclays ese mes (Gráfico 1, líneas 11 y 13), lo que coincidió con la colocación de un bono a treinta años (los inversionistas extranjeros absorbieron cerca del 67 % del monto colocado inicialmente).

Por otra parte, en el mercado de deuda privada las tenencias de los inversionistas extranjeros han presentado un incremento importante desde 2014, lo cual estuvo soportado por los cambios normativos y choques de mercado mencionados (Gráfico 6 y Anexo A1.3) y por el continuo apetito de las empresas de financiarse mediante la colocación de bonos[15].. Sin embargo, a diciembre de 2020 la participación de estos agentes en el saldo total de este mercado alcanzó tan solo el 3 %.

1.2. Mercado de renta variable

Los inversionistas extranjeros han duplicado su participación en el mercado de renta variable durante la última década (Gráfico 7). En particular, el aumento se afianzó entre 2012 y el primer semestre de 2013, luego de la modificación del Régimen General de Inversiones de Capital del Exterior en Colombia y de Capital Colombiano en el Exterior (Anexo A1.3, cambio 1) y en un contexto de mayor apertura del mercado después de: 1) la consolidación del grado de inversión del país a partir de 2011 (Gráfico 7, líneas 2 y 3); 2) la entrada en funcionamiento del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA)[16], el cual permitió que inversionistas e intermediarios de Chile, Colombia y Perú[17] puedan comprar y vender acciones de las tres plazas bursátiles a través de un intermediario local (Gráfico 7, línea 15), y 3) el lanzamiento del primer Exchange Traded Fund (ETF) (Icolcap) listado en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC)[18]) (Gráfico 7, línea 16). Posteriormente, la reducción del impuesto de renta del 33 % al 14 % para los inversionistas de portafolio del exterior (Gráfico 7, línea 4) también pudo haber impulsado su participación en este mercado.

Adicionalmente, durante este periodo, el comportamiento pudo estar soportado en el ámbito internacional por un mayor apetito de los inversionistas por activos de economías emergentes, dado el entorno de bajas tasas de interés en países desarrollados, a raíz de la implementación de medidas de política monetaria expansivas, tras la crisis de 2008.

Posteriormente, entre finales de 2013 y hasta 2016 la participación de los inversionistas extranjeros en el mercado permaneció estable alrededor del 17 %, en un contexto en el que no se presentaron cambios regulatorios locales que tuvieran un impacto sobre los flujos. Lo anterior ocurrió en un escenario caracterizado por el aumento de los rendimientos de los *treasuries* y el fortalecimiento del dólar en el mundo, luego de que la Fed anunciara la reducción de su programa de compra de activos (*taper tantrum*) y el desplome del precio del petróleo de cerca de un 70 % entre junio de 2014 y enero de 2016[19] (Gráfico 7, líneas 5 y 9).

En la reforma tributaria de finales de 2016 se redujo del 7 % al 5 % la tarifa del impuesto

sobre la renta aplicado a los dividendos o participaciones percibidas por entidades o personas naturales no residentes en Colombia, lo cual, junto con unos mayores niveles de precios del petróleo, incidieron en el aumento de la participación de estos agentes hasta abril de 2018, cuando alcanzó un máximo del 21,4 % (Gráfico 7, línea 17).

Sin embargo, a partir de este punto se ha visto un menor apetito por parte de estos inversionistas hacia acciones locales, lo cual se ha traducido en una disminución de su participación en aproximadamente un 10 %. Dicha reducción se dio luego de que: 1) en mayo de 2018 se iniciara el proceso de inclusión de las acciones de empresas chinas denominadas en yuanes, conocidas como "A-Shares" dentro del índice de emergentes MSCI EM[20],, y que 2) en junio de 2018 el MSCI reclasificara a Arabia Saudita y Argentina como emergentes, lo cual llevaría a la inclusión de acciones de empresas de estos países en el índice MSCI EM entre mayo y agosto de 2019[21], lo que, a su vez, redujo la participación de Colombia. Adicionalmente, en las reformas tributarias aprobadas a finales de 2018 y finales de 2019 se incrementó el impuesto de renta aplicado a los dividendos del 5 % al 7,5 % y del 7,5 % al 10 %, respectivamente, lo cual, junto con la expansión del covid-19, pudo haber afectado el apetito de estos inversionistas (Gráfico 7, líneas 12, 18 y 19).

A diciembre de 2020, los inversionistas extranjeros tenían cerca del 12 % del saldo total del mercado accionario[22] y, principalmente, tenían posiciones en algunas de las acciones con mayor ponderación dentro del índice Colcap, como ISA, Ecopetrol, PF-Bancolombia y Bancolombia[23] (Gráfico 8). Además, se encuentra que la mayor parte de estos inversionistas corresponden a fondos de inversión (*mutual funds*) y bancos (*foreign banks*) (Gráfico 9).

1.3. Inversión de colombianos en el exterior

En cuanto a los flujos de inversión de portafolio de colombianos en el exterior[24], en general se observa que desde 2003 los agentes locales públicos y privados presentan más egresos netos que ingresos netos de divisas por concepto de capital de portafolio[25]. Adicionalmente, los mayores inversionistas del sector privado son las administradoras de fondos de pensiones y cesantías (AFP), dado el tamaño de los recursos que tienen bajo administración y el acceso que tienen a mercados internacionales[26].

A partir de 2007 aumenta el tamaño de los flujos de salida de inversión de portafolio de colombianos en el exterior, lo cual pudo estar soportado por la publicación a comentarios y eventual entrada en vigencia en el país del proyecto que buscaba: 1) incluir dentro de la lista de inversiones que pueden realizar los fondos de pensiones las acciones emitidas por entidades del exterior o certificados de depósitos negociables representativos de dichas acciones (ADR y GDR) y las participaciones en fondos de capital privado constituidos en el exterior, y 2) aumentar el límite a las inversiones de emisores del exterior que podían realizar los fondos de pensiones, el cual pasó del 20 % al 40 %[27] (Gráfico 10, línea 20). Posteriormente, este límite se amplió hasta un 60 % en septiembre de 2010 (Gráfico 10, línea 21).

En marzo de 2011 comenzó a funcionar el esquema multifondos, el cual permite que los recursos de los aportantes a pensión y administrados por las AFP se manejen en portafolios con perfiles de riesgo diferentes, que se ajustan a las características del afiliado (conservador, moderado o mayor riesgo). Adicionalmente, dada esta división de portafolios, se establecieron unos límites particulares sobre las inversiones que puede tener cada multifondo en activos de emisores extranjeros, el cual se ubicó entre el 40 % y el 70 % del valor del fondo[28] (antes era del 60 %) (Gráfico 10, línea 22).

En 2015, tras la caída del precio del petróleo, los flujos de portafolio de colombianos en el exterior presentaron un bajo dinamismo, en tanto se redujeron las salidas de portafolio en un 93 % con respecto al promedio desde 2010 (Gráfico 10, línea 9). Posteriormente, en 2016 se incrementó el límite a las inversiones en moneda extranjera que puede tener el fondo conservador sin cobertura cambiaria, que pasó del 10 % al 15 %, y se incluyó dentro del grupo de activos admisibles para los fondos de pensiones los fondos representativos de índices de *commodities* o divisas, incluidos los ETF, los *hedge funds* y otros fondos que inviertan en activos de naturaleza inmobiliaria (Gráfico 10, línea 23). Lo anterior pudo haber sido causa de las salidas de flujos de portafolio de colombianos observadas durante ese periodo. Finalmente, en junio de 2018 se estableció que los aportes pensionales de los afiliados que no hayan elegido un fondo específico se destinarán al fondo de mayor riesgo, a partir de marzo de 2019 (Gráfico 10, líneas 24 y 25).

1.4. Análisis de puntos de quiebre

Con el fin de identificar si los cambios regulatorios y los choques de mercado mencionados han tenido un impacto significativo en la dinámica de los flujos de capital en el periodo estudiado, en la siguiente sección se presenta un análisis de puntos de quiebre. De esta manera se busca identificar si los cambios en la distribución estadística de las series de flujos de inversión coinciden con los cambios regulatorios o de mercado descritos.

Así, un punto de quiebre ocurre en una secuencia de datos cuando existe un periodo tal que las propiedades estadísticas de y son diferentes de alguna manera (para múltiples puntos de quiebre existe). Para identificar los puntos de quiebre se usaron métodos paramétricos (test de T-Student, test Bartlett, GLR y test de Chow; Hawkins et al., 2003; Hawkins y Zamba, 2005); métodos no paramétricos (test de Mann-Whitney, Mood, Lepage, Kolmogorov-Smirnov y Cramer-von-Mises; Hawkins y Deng, 2010; Ross et al., 2013; Ross y Adams, 2012) y test tradicionales para la detección de cambios estructurales (test de Chow, test de Cusum, test de Mosum y Test de Bai-Perron; Chow, 1960; Ploberger y Kramer, 1992; Hornik y Kuan, 1995; Bai y Perron, 2003). Luego de aplicar las diferentes pruebas, en los siguientes gráficos se presentan los resultados obtenidos con el test paramétrico GLR (Hawkins y Zamba, 2005) a razón de que fue el test en donde los puntos encontrados coincidieron con la mayoría de los puntos de quiebre identificados con las diferentes metodologías (lo cual da evidencia de la robustez del ejercicio seleccionado), la mayoría de sus puntos de quiebre coincidieron con los cambios estructurales identificados y es una metodología que permite determinar los quiebres estructurales tanto en media y varianza. Los resultados se encuentran en el Anexo A1.4.

En el Gráfico 11 se presentan los resultados del análisis de puntos de quiebre para la serie de flujos mensuales de inversión en deuda pública, donde se encontraron tres puntos de quiebre identificados con la metodología GLR, los cuales coinciden con los siguientes cambios regulatorios y de mercado: 1) la modificación del Régimen General de Inversiones de Capital del Exterior en Colombia y de Capital Colombiano en el Exterior en diciembre de 2010 (Gráfico 1 y Gráfico 11, línea 1); 2) el anuncio y posterior aplicación del aumento de la participación de Colombia en tres de los principales índices de deuda emergente de JP Morgan en 2014 (Gráfico 1 y Gráfico 11, línea 8), y 3) la crisis económica causada por la pandemia del covid-19 (Gráfico 1 y Gráfico 11, línea 12). Además, los puntos de quiebre identificados que coincidieron más para todas las pruebas se ubicaron en el primer trimestre de 2014: acorde con el anuncio y posterior aplicación del aumento de la participación de Colombia en tres de los principales índices de deuda emergente de JP Morgan en 2014; el cuarto trimestre de 2016: entrada de un importante inversionista extranjero a Colombia, y el cuarto trimestre de 2018: se observó la reducción del impuesto de retención en la fuente para los inversionistas extranjeros en TES del 14 % al 5 % aprobada en la reforma tributaria de diciembre del 2018.

De manera similar, en el Gráfico 12 se presentan los puntos de quiebre para la serie de flujos de inversión de extranjeros en el mercado accionario local. Los puntos identificados con la metodología GLR coinciden con los siguientes cambios regulatorios o choques de mercado: 1) el desplome del precio del petróleo de finales de 2014 (Gráfico 7 y Gráfico 12, línea 9); y 2) la reforma tributaria de finales de 2018, la cual aumentó del 5 % al 7,5 % la tarifa del impuesto sobre la renta aplicado a los dividendos (Gráfico 7 y Gráfico 12, línea 18). Además, los puntos de quiebre identificados que más coincidieron para todas las pruebas se ubicaron en el cuarto trimestre de 2014 y el cuarto trimestre de 2018, de acuerdo con los resultados obtenidos por el test GLR.

Dado que el flujo en inversión extranjera de portafolio hacia Colombia se explica en su mayoría por los flujos de deuda pública local y flujos del mercado accionario, los puntos de quiebre encontrados con la metodología GLR en la serie de inversión extranjera en Colombia coincidieron con la mayoría de los puntos de quiebre identificados en los resultados anteriores[29].. Así, en el Gráfico 13 se presentan los cuatro puntos de quiebre identificados, los cuales coinciden con: 1) la modificación del Régimen General de Inversiones de Capital del Exterior en Colombia y de Capital Colombiano en el Exterior en diciembre de 2010 (Gráfico 13, línea 1); 2) el anuncio y posterior aplicación del aumento de la participación de Colombia en tres de los principales índices de deuda emergente de JP Morgan en 2014 (Gráfico 13, línea 7 y 8); 3) la reducción del impuesto de retención en la fuente para los inversionistas extranjeros en TES del 14 % al 5 % aprobada en la reforma tributaria de diciembre del 2018 (Gráfico 13, línea 9); 4) el aumento del 5 % al 7,5 % de la tarifa del impuesto sobre la renta correspondiente a dividendos o participaciones, percibidos por sociedades u otras entidades extranjeras sin domicilio principal en el país aprobado en la reforma tributaria de diciembre de 2018 (Gráfico 13, línea 18), y 5) la crisis económica causada por la pandemia del covid-19 (Gráfico 13, línea 12). Los puntos de quiebre identificados que más coincidieron para todas las pruebas son acordes con los resultados obtenidos por el test GLR, a excepción del punto de quiebre identificado en el cuarto trimestre de 2018.

En el Gráfico 14 se presenta el resultado de los puntos de quiebre identificados con la metodología GLR en la serie de flujos de inversión de colombianos en el exterior. Se identificó un punto de quiebre cuando se dio a conocer un posible aumento de los límites de inversión en el exterior de los fondos de pensiones (Gráfico 14, línea 20), el cual fue el que más coincidió para todas las pruebas realizadas.

2. Efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital en economías emergentes: un metaanálisis

Esta sección realiza una revisión de la literatura asociada con los efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital en economías emergentes. La sección se basa en el trabajo de Villamizar et al. (2022) que incluye un conjunto más grande de países (emergentes y desarrollados) y que desarrolla algunos ejercicios técnicos de robustez y de sesgo de publicación.

En términos agregados, los resultados indican que los flujos de capital exhiben mayor sensibilidad cuando se presentan choques en la tasa de política interna, pues no se encuentra evidencia significativa ante choques en la tasa externa. Posibles explicaciones incluyen, por un lado, que la búsqueda de retornos por parte de inversionistas pueda estar siendo compensada por el riesgo que conlleva la inversión en un país y periodo determinado. Otra posibilidad subyace en la reacción de las economías emergentes ante cambios en la tasa de la Reserva Federal, la cual se caracteriza por movimientos de igual o mayor magnitud, los cuales contrarrestan el efecto de cambios en la tasa de política externa (Kalemli-Özcan, 2019). Sin embargo, notamos que, al descomponer el efecto en diferentes tipos de variables, como tipo de inversión, niveles de apertura financiera, primas de riesgo y otras variables macrofinancieras, el impacto de los choques de la tasa externa recupera su significación estadística.

En general, al controlar por efectos aleatorios (k: corrigiendo por errores de medición y de estudio) encontramos salidas de capital del 0,05 % y 0,11 % del PIB trimestral, respectivamente, ante recortes de 100 pb en la tasa de política interna y en el diferencial de tasas, respectivamente. Adicionalmente, encontramos que el efecto es mayor entre economías con un alto grado de apertura financiera y cuando la desviación de la paridad de tasas de interés es menor. Finalmente, las características macroeconómicas también inciden sobre el efecto de la política monetaria: el efecto es mayor (en valor absoluto) para economías de ingreso medio alto, con una prima de riesgo comparativamente baja y con menor incidencia de crisis bancarias sistémicas.

2.1. Falta de consenso en la literatura

Los estudios que examinan los determinantes de los flujos de capital exhiben heterogeneidades que dificultan la evaluación del efecto causal de la política monetaria. Entre los factores que sustentan esta discrepancia se encuentran: 1) diferencias en la medición de las variables de interés, 2) restricciones sobre la validez externa de los resultados y 3) divergencias en la metodología empleada.

Con respecto a la primera, los cambios de la política monetaria no siempre se aproximan mediante variaciones en las tasas de política. Por ejemplo, algunos estudios recurren al uso de políticas no convencionales por parte de las autoridades monetarias[30].. Por otra parte, las tasas internas pueden transmitir información acerca de las condiciones macroeconómicas locales, mientras que las tasas externas pueden incidir sobre la dinámica de los flujos a través de la percepción de riesgo global (Culha, 2006; Kim, 2014). Si se analiza el diferencial de tasas, resulta difícil identificar la tasa (interna o externa) que lidera el impulso. Adicionalmente, los flujos de capital incluyen diversos componentes, a saber: inversión extranjera directa, inversión de portafolio (bonos y acciones), otras inversiones y cambios en las reservas, los cuales pueden variar en su respuesta a choques monetarios (Koepke, 2019).

En relación con la segunda, algunos de los hallazgos se encuentran condicionados por aspectos específicos que limitan la comparación de resultados. Entre estos están la implementación de medidas dirigidas a frenar la volatilidad en el flujo de capitales, como lo son las intervenciones cambiarias o el control de capitales, así como periodos concretos, incluyendo episodios de crisis económica[31].. En la literatura hay muy pocos estudios que analizan choques homogéneos. Uno de estos trabajos (Olani, 2020) utiliza un choque de una desviación estándar en la tasa de interés interna para examinar el efecto sobre las inversiones de portafolio en ocho economías emergentes, y encuentra una disminución de entradas en cinco casos; un aumento en dos, y un efecto nulo en el restante.

Finalmente, existen divergencias metodológicas expresadas a través de diferencias en la frecuencia de los datos, el número de observaciones, la estimación y magnitud de los choques monetarios, las unidades de medición (niveles o porcentaje), las técnicas de estimación y la inclusión de controles.

Buscando solventar esta problemática, la presente sección realiza un metaanálisis: técnica que facilita la identificación de un efecto causal alrededor del cual no necesariamente existe un acuerdo generalizado. En este contexto, ello implica una revisión sistemática de la literatura relacionada con los efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital con el objetivo de consolidar, a través de una métrica estandarizada, los resultados provenientes de múltiples fuentes empíricas. En total, se reportan 121 observaciones provenientes de nueve fuentes empíricas distintas, las cuales incluyen información para trece economías emergentes entre la década de los ochenta y finales de la década anterior.

El ejercicio se concentra en economías emergentes, decisión motivada por el comportamiento distintivo, tanto de los flujos como de sus repercusiones macroeconómicas, en estos mercados (Obstfeld, 2012; Koepke, 2019). Esta separación permite sopesar atributos específicos que inciden sobre la dinámica de los flujos de capital, como el régimen de tasa de cambio y el grado de penetración financiera, entre otros, además de generar conclusiones que favorecen la contextualización con respecto a una economía como la colombiana.

2.2. Metodología

El metaanálisis inicia con la conformación de una base de datos que agrupa las distintas observaciones empíricas documentadas por la literatura. Para ello se realizó una búsqueda

de documentos de trabajo y de artículos publicados en revistas especializadas que contuvieran, en cualquier orden, una combinación de términos, en su título o resumen. El primer conjunto de términos incluye: capital flows, capital inflows y capital outflows, y el segundo conjunto: monetary policy, policy rate y policy shock. Este proceso, conocido como web scraping, fue ejecutado en el portal bibliográfico de Ideas de RePEc (Research Papers in Economics), mediante un algoritmo computacional, elección sustentada en el alcance y la especialización de esta base de datos[32].

La última búsqueda se realizó en enero de 2021 y arrojó 1.208 elementos. Estos fueron examinados individualmente para eliminar: estudios en idiomas distintos a inglés o español; versiones anteriores a la publicación final en revistas especializadas o al último documento de trabajo; trabajos sin evaluaciones empíricas; estudios donde los flujos de capital estuviesen expresados en moneda distinta al dólar estadounidense (USD); aquellos que no estimaran el efecto de la política monetaria; estudios con datos de panel, y aquellos que no incluyan economías emergentes[33]. La aplicación de estos criterios redujo la muestra a nueve fuentes empíricas distintas, de las cuales reportamos 121 observaciones que varían en función del tipo de flujo de capital y la tasa de política, entre otros[34].

El Cuadro A2.1 del Anexo 2 detalla las características generales de las fuentes empíricas usadas para el metaanálisis: título y autores; sitio, año y tipo de publicación; periodo de análisis, y frecuencia de los datos. Adicionalmente, se incluye el factor de impacto de la revista o serie de documentos de trabajo, información que permite ponderar cada observación por la influencia del sitio de publicación sobre el área académica[35].. Conjuntamente, los estudios abarcan el periodo 1980-2015 y examinan trece economías emergentes: Brasil, Colombia, India, Indonesia, Corea, México, Nigeria, Perú, Filipinas, Rusia, Sudáfrica, Tailandia y Turquía. Entre estas, sobresale una representación notable de Colombia, que es analizada en cinco estudios. Finalmente, añadimos una columna en dicho cuadro que muestra los coeficientes estandarizados promedio de los estudios sobre Colombia o que incluyen a Colombia en su muestra, para poder comparar los resultados globales con los locales.

Las principales variables del metaanálisis fueron normalizadas a una escala común que facilita la interpretación de los resultados[36]. Puntualmente, todos los cambios en la tasa de política denotan un choque negativo (positivo) de 100 puntos básicos (pb) en la tasa interna (externa, la cual hace referencia a la tasa de interés de EE. UU.). El diferencial de tasas se calculó restando la tasa de política externa de la tasa de política interna, de tal manera que cambios en esta variable reflejan un recorte de 100 pb en el diferencial (i - i*)[37]. Los flujos de capital corresponden a entradas netas totales (de portafolio, inversión extranjera directa, u otras) y expresados como porcentaje del PIB trimestral, que constituye la frecuencia predominante en la literatura[38]..

En el metaanálisis se consideran dos tipos de heterogeneidades: la variación individual y la variación entre estudios, lo que se traduce en estimaciones bajo dos supuestos sobre la distribución de los efectos. El primero, de efectos fijos, supone que estos se distribuyen alrededor de un parámetro global y que las desviaciones individuales con respecto a este surgen debido a errores de medición. El segundo, de efectos aleatorios, supone que las

desviaciones no solo emergen a partir de errores de medición, sino que existen distintos parámetros alrededor de los cuales se agrupan ciertos estudios, aumentando así la confiabilidad del ejercicio (Sánchez-Meca y Marín-Martínez, 2010).

Anticipando posibles variaciones en los resultados, determinadas por factores específicos de cada país, incluimos estimaciones para diversos subgrupos. Estas contemplan aspectos relacionados con el trilema de la política monetaria: la imposibilidad de alcanzar simultáneamente libre movilidad de capitales, autonomía en la política monetaria y control sobre la tasa de cambio. El análisis de estas medidas es importante porque la movilidad de capitales se encuentra determinada (entre otros factores) por el grado de independencia monetaria y de flexibilidad cambiaria. Puntualmente, en economías con mayor "flotación", los movimientos en la tasa de cambio reflejan ajustes locales frente a choques externos (e. g.: choques en la tasa de política interna vis-a-vis la externa). Además, las desviaciones de la paridad de tasas de interés reflejan mayores riesgos (i. e.: riesgo país y/o cambiario) para los inversionistas, impactando (y posiblemente reubicando) los flujos de capital.

Haciendo énfasis en un caso aplicado para Colombia, en el Gráfico 15 incluimos los datos según los índices del trilema de Aizenman et al. (2008) para Colombia, de 1990 a 2020. El eje horizontal corresponde al índice de estabilidad cambiaria y el eje vertical al índice de autonomía monetaria, ambos con un rango entre 0 y 1. Notamos que el trilema nunca ha sido vinculante para el caso colombiano, ya que en ningún caso se llega cerca al vértice superior derecho, con coordenadas de (1,1), donde se sacrificaría gran parte de la apertura financiera por tener simultáneamente un control sobre las tasas de cambio y de política monetaria.

Adicionalmente, incluimos atributos macroeconómicos locales (pull factors) que la literatura ha identificado como determinantes de los flujos de capital, entre los cuales se encuentran el grado de profundidad financiera, ingreso nacional, incidencia de crisis financieras y prima de riesgo soberano (5-year credit default swap)[39].).

2.3. Estadísticas descriptivas

El Cuadro 1 muestra los principales atributos de la base de datos según el tipo de tasa de política. Los flujos de capital se miden principalmente en flujos agregados, inversión de portafolio e inversión directa, componentes que concentran el 90 % de las observaciones. Casi todos los flujos corresponden a inversiones por parte de extranjeros (gross inflows), contabilizadas como entradas de capital. El 57 % (69/121) de los choques en la tasa de política recaen sobre la tasa externa, 36 % (43/121) sobre la tasa interna y 7 % (9/121) sobre el diferencial de tasas.

En especial, se aprecia que el 61 % (74/121) de las observaciones reporta una disminución en los flujos de capital. Este resultado exhibe mayor robustez entre estudios que analizan choques sobre la tasa interna (30/43) y el diferencial de tasas (7/9). En cuanto a la relevancia estadística, el 54 % (66/121) documenta un efecto estadísticamente significativo, influencia que no muestra variaciones importantes entre los distintos tipos de tasa de política.

2.4. Resultados

El Gráfico 16 resume los resultados del metaanálisis bajo el modelo de efectos aleatorios, especificación sugerida por la literatura, pues corrige errores de medición y propios de cada estudio. No obstante, los resultados para los demás modelos se muestran en el Cuadro A2.2 del Anexo 2 Los marcadores en forma de diamante indican el efecto reportado por cada fuente empírica consultada para el metaanálisis (el relleno del marcador refleja si es significativo); y los marcadores en círculo muestran el efecto promedio para las distintas tasas de política. El eje vertical principal diferencia las tasas de política consideradas en el metaanálisis, mientras que el eje vertical secundario precisa la cantidad de estudios que analizan cada tasa de política. La línea vertical del gráfico separa el efecto esperado ante choques de política monetaria: valores positivos (negativos) denotan aumentos (disminuciones) en las entradas netas de capital. Cabe mencionar que la carencia de significancia estadística en algunos rubros del Gráfico 16 solo indica que no se encontró evidencia de un efecto causal agregado (i. e.: no implica que en el nivel individual no exista un efecto estadísticamente significativo).

De acuerdo con los resultados, un aumento de 100 pb en la tasa de política externa no pareciera ejercer un efecto estadísticamente significativo sobre las entradas netas de capital en economías emergentes. En principio, este resultado iría en contra del grueso de la literatura que identifica el papel de la política de la Fed como uno de los principales determinantes de los flujos de capital hacia economías emergentes (Milesi-Ferreti y Tille, 2011; Rey, 2013). Sin embargo, y como se evidencia en el Cuadro A2.2 del Anexo 2, el efecto resulta significativo para "otras inversiones", para niveles altos de "apertura financiera", para algunas medidas del trilema monetario y para niveles bajos de prima de riesgo de la economía emergente. Es decir, la búsqueda de retornos por parte de inversionistas puede estar siendo compensada por el riesgo que conlleva la inversión en un país y periodo determinado.

Por otra parte, el efecto es estadísticamente relevante cuando se analizan choques sobre la tasa de política interna (al 5 % de significancia) y el diferencial de tasas (al 10 % de significancia): en promedio un recorte de 100 pb en la tasa interna (diferencial de tasas) disminuye las entradas netas de portafolio en una cantidad equivalente a 0,05 % (0,11 %) del PIB trimestral.

La contracción esperada en las entradas de capital ante choques negativos en la tasa de política interna se ajusta a las predicciones del canal de tasas de interés. Bajo este enfoque, y manteniendo constante tanto el riesgo global como el local, el choque negativo en la política monetaria local -análogo a un aumento en la tasa de política externa- disminuye el rendimiento relativo de las inversiones en economías emergentes, así como las oportunidades de arbitraje para los inversionistas extranjeros, proporcionando el retiro de posiciones en estos mercados (Fratzscher, 2012; Broner et al., 2013; Ananchotikul y Zhang, 2014; Koepke, 2014; Nier et al. 2014; Bruno y Shin, 2015).

Estos resultados varían sustancialmente al condicionar la muestra con base en atributos relacionados con el trilema de la política monetaria -apertura financiera, independencia

monetaria y desviaciones de la paridad de interés cubierta[40] -- y características macroeconómicas. En este ámbito (véase Cuadro A2.2 del Anexo 2) encontramos que el efecto es mayor entre economías con un alto grado de apertura financiera: ante una expansión monetaria interna (de -100 pb), la reducción en las entradas netas de portafolio es del 0,13 % del PIB trimestral y estadísticamente significativa a cualquier nivel de confianza, mientras que en economías con un bajo grado de apertura financiera, el efecto es del 0,02 % sin relevancia estadística. Un resultado similar emerge al analizar desviaciones de la paridad de interés cubierta: encontramos efectos más pronunciados (13,5 veces más grande en valor absoluto) cuando la desviación de la paridad es menor.

Las características macroeconómicas también inciden sobre el efecto de la política monetaria. En promedio, ante una expansión monetaria interna (de -100 pb), la reducción en las entradas netas de portafolio entre países de ingreso medio alto alcanza un 0,16 % del PIB trimestral, comparado con un efecto no significativo para países de ingreso medio bajo. Finalmente, se puede observar que, en general, el efecto es estadísticamente relevante entre países con una prima de riesgo comparativamente baja y con menor incidencia de crisis bancarias sistémicas.

Con respecto a la respuesta de los flujos de portafolio en el caso colombiano, se pueden observar los coeficientes estandarizados en la columna del extremo derecho del Cuadro A2.1 (Anexo 2). Estos coeficientes provienen de cuatro de los nueve estudios utilizados en el metaanálisis, elaborados sobre Colombia o que incluyen a Colombia en su muestra. Dichos coeficientes muestran que los resultados para Colombia son similares a los obtenidos para el conjunto de economías emergentes, para las cuales se encontraron salidas de capital del 0,05 % y 0,11 % del PIB trimestral, respectivamente, ante recortes de 100 pb en la tasa de política interna y en el diferencial de tasas, respectivamente. Lo anterior indica que Colombia se ubica en el conjunto de países con una apertura financiera superior a la media, para los cuales un relajamiento de la postura monetaria induce una salida importante de capitales de portafolio[41].

Los resultados obtenidos para gran parte de las economías emergentes, incluida la colombiana, sugieren que la sensibilidad de los flujos de portafolio ante choques de política monetaria (interna o externa) se encuentra determinada por el canal de portafolio y las medidas del trilema de la política monetaria. Respecto al primer factor, se espera que recortes en la tasa de política interna desincentiven las entradas de capital debido a la contracción del retorno asociado con las inversiones de portafolio. En relación con el segundo, riesgos específicos a cada país y/o de tipo cambiario pueden llevar a que los inversionistas reubiquen sus portafolios en lugares más seguros. La combinación de estos aspectos podría explicar la ausencia de un efecto estadísticamente significativo de choques en la tasa de política externa (en el nivel agregado) sobre los flujos de portafolio.

3. Determinantes de los flujos de portafolio según instrumento

Como se anotó en la introducción, el marco analítico para el estudio de los determinantes de los flujos de portafolio se basa en la literatura del modelo de portafolio y de los factores

externos (push) y específicos del país (pull) (Sarno et al., 2016). Dentro de estos determinantes, las tasas de interés tanto interna como externas son de particular importancia, dado que las autoridades monetarias podrían afectar los movimientos sobre dichos flujos, en lo que se conoce como el canal de la toma de riesgos de la política monetaria (Bruno y Shin, 2015; Chari et al., 2021; Ciminelli et al., 2022).

En esta sección presentamos los resultados de un ejercicio que busca responder la siguiente pregunta: ¿Cuál es la magnitud del impacto de los choques de política monetaria sobre los flujos de portafolio según el tipo de instrumento, una vez se controla por otros determinantes? Para este ejercicio se emplean estadísticas de la balanza de pagos, las cuales incorporan tanto los flujos de divisas registrados en la balanza cambiaria como los movimientos de portafolio que realizan los inversionistas no residentes en moneda local como resultado de las reinversiones de utilidades y de capital que, al no implicar movimientos de divisas, están excluidos de la balanza cambiaria. Esto significa que los movimientos de portafolio que se utilizan en las estimaciones de esta sección comprenden tanto los flujos nuevos de portafolio como las decisiones de reinversión de los no residentes, las cuales afectan la demanda por instrumentos en moneda local. Este último aspecto permite estudiar directamente el canal de la toma de riesgos de la política monetaria[42].. Esta sección sigue el enfoque de López et al. (2022), que consiste en un modelo SVAR-X con determinantes alternativos y restricciones de largo plazo que incorporan la tasa de interés interna y la inflación como variables endógenas, y que resuelve el prize puzzle de la tasa de interés[43]..

A diferencia de otras secciones de este documento y de buena parte de la literatura internacional, en donde se estudian los flujos brutos de portafolio, aquí nos enfocamos en los flujos netos de los no residentes y distinguimos por instrumento. En particular, analizamos información mensual sobre los flujos netos de portafolio de los no residentes diferenciando por instrumentos de renta fija (títulos del gobierno colombiano, TES, y otros bonos corporativos) y de renta variable (acciones) durante el periodo 2011-2020.

Por tanto, en esta sección nos centramos en estudiar los efectos de choques de política monetaria interna y de Estados Unidos sobre la dinámica de los flujos de portafolio de los no residentes, los cuales tienden a responder a las predicciones del canal de la toma de riesgos de la política monetaria (Chari et al., 2021; Ciminelli et al., 2022). Este canal sugiere que un aumento en la tasa de política de Estados Unidos disminuye el rendimiento relativo de las inversiones en economías emergentes, así como las oportunidades de arbitraje para los inversionistas extranjeros, incentivando la salida de posiciones en estos mercados (Fratzscher, 2012; Broner et al., 2013; Ananchotikul y Zhang, 2014; Koepke, 2014; Nier et al., 2014; Bruno y Shin, 2015).

La evolución mensual en millones de dólares de los flujos netos de portafolio de no residentes en instrumentos emitidos en Colombia se presenta en el Gráfico 17. Se observa que la mayor parte de los flujos se concentran en el mercado de TES, seguido del mercado de acciones y bonos corporativos[44].. En promedio, durante el periodo de estudio los flujos netos en TES representaron el 70,3 %, los de acciones el 26,8 % y los de bonos corporativos el 2,9 % del total de los flujos netos de no residentes. Se observa que en algunos años

aumentos de la tasa de interés de política interna (i. e.: TIB) coinciden con aumentos de las compras netas de TES, y que en algunos años aumentos en la tasa de política de la Fed (i. e.: FFR) coinciden con reducciones en las compras netas de portafolio, acorde con las predicciones del canal de las tasas de interés. Como se evidenció en la sección 1, los cambios en las condiciones locales y globales de los mercados también ejercen influencia sobre el comportamiento de los flujos de portafolio de los no residentes. En el gráfico se observa el incremento significativo en las compras de TES durante el segundo trimestre de 2014, lo que obedeció al aumento en las ponderaciones de los títulos de Colombia dentro de los índices GBI de J.P. Morgan, aspecto analizado con detalle en la sección 1. Asimismo, se observa que en algunos periodos (i. e.: segundo semestre de 2018) se presenta una recomposición de los flujos que puede obedecer al tipo de inversionista o a las condiciones de los mercados. Por último, puede notarse la fuerte salida de capitales asociada con la pandemia del covid-19, la cual alcanzó niveles de -USD 768 USD millones en marzo de 2020, seguida de una recuperación rápida, que ocurrió aún en un periodo en el cual la tasa de interés de política interna caía de manera importante.

3.1. Identificación y estrategia empírica

Para la identificación utilizamos como medida de la tasa de interés de política interna la tasa de interés interbancaria (TIB) y como tasa de interés internacional (i*) la tasa de referencia de la Fed. En segundo lugar, se considera que Colombia es una economía pequeña y abierta, por lo cual no tiene influencia sobre la tasa de interés de la Fed, aunque esta última sí afecta los flujos de portafolio hacia Colombia. Según el canal de la toma de riesgos de la política monetaria, la respuesta esperada del comportamiento de los flujos ante choques de política monetaria interna sugieren que cuando se presenta un aumento en la TIB se esperaría una entrada neta de flujos de portafolio en el mercado de TES por parte de los no residentes y también en el mercado de bonos corporativos, ya que estos resultan más atractivos en relación con los bonos internacionales (Fratzscher, 2012; Broner et al., 2013; Ananchotikul y Zhang, 2014; Koepke, 2014; Nier et al. 2014; Bruno y Shin, 2015).

En cuanto al mercado accionario, es posible que se presente un efecto de compensación entre los bonos de renta fija y las acciones, como lo resalta Kim (2014) para el caso de Corea. En particular, se espera que el incremento en la tasa de interés interna conduzca a una caída de los precios de las acciones (ya que se espera que el producto se desacelere hacia el futuro) y, por tanto, se presenten salidas netas en el mercado de acciones por parte de los no residentes[45].. Con respecto a la tasa de interés de la Fed, se espera que cuando esta aumente, se presente un efecto sustitución entre bonos internos por internacionales (i. e.: Treasuries); es decir, se esperarían salidas netas del mercado de bonos por parte de los no residentes (Milesi-Ferreti y Tille, 2011; Rey, 2013). Paralelamente, un aumento de la tasa de interés externa se asociaría con una entrada de flujos de portafolio en acciones de Colombia por parte de los no residentes, ya que se esperaría una caída del precio de las acciones en las economías avanzadas, en particular, de Estados Unidos (Kim, 2014; Culha, 2006).

Para establecer los potenciales efectos de las tasas de interés sobre los flujos de bonos y acciones, también controlamos por el impacto de otras variables que pueden afectar la entrada o salida neta de flujos de portafolio de los no residentes. Entre las variables externas exógenas que consideramos está el VIX, que es un índice que captura el riesgo global, y el

índice de producción industrial de Estados Unidos. Entre las variables internas, que consideramos endógenas, incluimos el índice de precios de las acciones (Colcap), el balance fiscal primario real acumulado, la tasa de inflación, la tasa de interés de los TES a diez años y la tasa de devaluación real.

Cabe mencionar que todas las variables están en variaciones anuales durante el periodo de análisis comprendido entre enero de 2011 y diciembre de 2020 (con excepción de las tasas de interés que están en variaciones mensuales). También incluimos tres variables dicotómicas que, tal cómo se analizó en la sección 1, afectaron el comportamiento de los flujos de portafolio en Colombia. La primera variable captura el aumento en las ponderaciones de los títulos del Gobierno colombiano que hizo J.P. Morgan en dos de sus índices de economías emergentes a partir de marzo de 2014. La segunda captura la política de dividendos que hace referencia al aumento en el impuesto de renta sobre dividendos, que pasó del 5,0 % a 7,5 % a partir de diciembre de 2018. La tercera, incorpora el inicio del periodo de la pandemia por el covid-19 a partir de marzo de 2020. Estos aspectos se discuten con más detalle en el Anexo A3.1.

La estrategia empírica para el estudio es la de vectores autorregresivos estructurales (S-VAR) con restricciones de largo plazo (Blanchard y Quah, 1989). Esta consiste en analizar conjuntamente un sistema de variables de series de tiempo con el fin de establecer el impacto de los cambios de la TIB sobre los flujos netos de portafolio de los no residentes. Se imponen algunas restricciones económicas de largo plazo al sistema con el fin de obtener una correcta identificación de los choques de política monetaria interna[46].. Una metodología similar utilizó Culha (2006) para el caso de Turquía y Kim (2014) para el caso de Corea.

Para identificar los efectos de largo plazo de los choques estructurales se impone una serie de restricciones que son usuales en la literatura, a saber:

1. La tasa de interés real interna (separada entre la TIB y la inflación), afecta todas las variables internas del sistema en el largo plazo, pero la TIB solo se encuentra afectada en el largo plazo por su propia perturbación y por la inflación, lo que es consistente con las predicciones de la ecuación de Fisher sobre la relación entre las tasas de interés y la inflación en el largo plazo.

2. Se restringe el sistema a que la tasa de interés de largo plazo (tasa de los TES a diez años) se ve afectada por su propio choque, por el de la tasa de política y por la inflación en el largo plazo, pero no por las demás variables.

3. La inflación solo se ve afectada por sí misma en el largo plazo.

4. El índice de precios de las acciones se ve afectado en el largo plazo únicamente por la tasa de interés real (nominal e inflación) y por su propio choque.

5. El déficit fiscal se ve afectado en el largo plazo únicamente por su propio choque y por la tasa de interés real (a través de su relación con la deuda pública) y el precio de las acciones (ya que las acciones son sustitutos de los bonos con los que se financia el gobierno).

6. La cuenta corriente (aproximada por la devaluación real) se ve afectada en el largo plazo solo por la tasa de interés real (a través de la deuda externa, la cual depende de la tasa de interés externa; pero en el largo plazo se cumple la ley de un solo precio, por lo que la tasa de interés externa más una prima de riesgo país es igual a la interna), por el precio de las acciones, el balance fiscal (de acuerdo con el modelo Mundell-Fleming) y por su propio choque.

7. Los efectos de los flujos de portafolio sobre la devaluación se consideran transitorios.

8. Los choques de todas las variables afectan los flujos de portafolio en el largo plazo.

3.2. Resultados

3.2.1. Análisis de impulso-respuesta

Encontramos una respuesta positiva y estadísticamente significativa de los flujos de portafolio en TES a los cambios en la tasa de política interna. En el modelo base, identificamos que un aumento de la TIB (usada como proxy de tasa de interés de política monetaria interna) de 25 pb se asocia con un aumento en la demanda de TES por parte de los no residentes de aproximadamente USD 273 m (0,10 % del PIB) (Gráfico 18). Como un ejercicio de robustez, en el Gráfico 19 se presenta una estimación similar empleando como tasa de política interna la tasa de los repos de expansión del Banco de la República (Banrep) en vez de la TIB. Encontramos que los resultados son robustos y que, en este caso, un choque de 25 pb en la tasa de los repos del Banrep se asocia con un aumento de la demanda de TES en alrededor de USD 120 m en TES por parte de inversionistas extranjeros (i. e.: 0,04 % del PIB).

Realizamos un tercer ejercicio de robustez empleando un choque de política monetaria exógeno siguiendo a Romero et al. (2021), el cual es identificado utilizando la diferencia entre la tasa del indicador bancario de referencia (IBR) y la tasa de política decidida por la Junta Directiva del Banco de la República. Los resultados son robustos a esta especificación y son presentados en el Gráfico A3.2.2. En cuanto a los choques a la tasa de interés externa, encontramos que estos se asocian con reducciones en la demanda de TES por parte de los inversionistas extranjeros un mes después del choque. Adicionalmente, ante un aumento en la tasa de inflación, se presentan reducciones en la demanda de TES, lo cual es consistente con el menor retorno real de los bonos[47] (gráficos 18 y 19). La respuesta de los flujos de portafolio de TES a las demás variables de control se encuentra en los gráficos Gráfico A3.2.1 y Gráfico A3.2.2.

Realizamos otro ejercicio de robustez para estudiar la respuesta de los flujos de portafolio de TES ante cambios en la tasa externa de política en el cual reemplazamos la tasa de la Fed con la tasa sombra de Estados Unidos (o shadow rate) (Wu y Xia, 2016). Esta tasa de interés, que se incluye como una variable exógena en el modelo, resulta ser no significativa en el muy corto plazo, pero vemos que dos meses después del choque sí tiene un efecto negativo y significativo sobre la demanda de TES (Gráfico 20). En el caso del choque a la TIB, las estimaciones confirman los resultados obtenidos en el modelo base. Los resultados sugieren

que un aumento de 25 pb en la TIB se asocia con una mayor demanda de TES en alrededor de USD 12,94 millones (0,004 % del PIB), efecto similar al identificado en el modelo base (Gráfico 18). Estos resultados confirman que los flujos de portafolio por parte de los no residentes en el mercado de TES responden a cambios en las tasas de política interna y externa, acorde con las predicciones del canal de la toma de riesgos de la política monetaria.

En cuanto al mercado accionario, identificamos que los cambios en la tasa de política interna no parecen tener un efecto significativo sobre los flujos de portafolio en el mercado accionario (Gráfico 21), el cual reacciona más a la propia dinámica de los precios de las acciones (Gráfico A3.2.3 y Cuadro A3.3.2 del Anexo 3). Por su parte, observamos que el mercado de bonos corporativos se ve afectado por cambios en la tasa de política monetaria interna. Los resultados muestran que, ante un aumento de 25 pb en la TIB, se presentan reducciones en la demanda de estos bonos por alrededor de USD 13,4 USD m, lo que equivale a un 0,005 % del PIB, aunque el efecto es de muy corto plazo (Gráfico 22). En este caso, los resultados pueden sugerir una recomposición de portafolio de los extranjeros (entre bonos corporativos por TES) ante cambios en las perspectivas de tasa de interés, posiblemente debido a la mayor respuesta de los TES ante cambios en las tasas de interés frente a la respuesta de los bonos corporativos (i. e.: reinversiones en el mercado de TES).

Finalmente, observamos que la tasa de interés de la Fed tiene una relación negativa con los flujos de portafolio en bonos corporativos locales, acorde con la dinámica observada en el mercado de TES y con las predicciones del canal de la toma de riesgos de la política monetaria. Los resultados de los demás impulsos-respuesta de las otras variables de control se encuentran en los gráficos Gráfico A3.2.3 y Gráfico A3.2.4, así como la descomposición de la varianza (A3.3). Cabe señalar que el modelo empleado controla por el price puzzle de la política monetaria (i. e.: aumentos en la tasa de política conllevan a aumentos en la inflación), requisito indispensable a validar cuando se incorpora la inflación y la tasa de política monetaria interna de manera endógena (véase el Gráfico A3.2.5)

En general, los resultados sugieren que los flujos de portafolio destinados a TES y otros activos en Colombia son sensibles a choques de política monetaria interna y externa, acorde con las predicciones del canal de la toma de riesgos de la política monetaria. Es importante recordar que este resultado se presenta cuando se incorporan las reinversiones de los retornos en los activos internos y las recomposiciones de portafolio, ambas en moneda local, que se incluyen en la información de la balanza de pagos que se emplean en estas estimaciones, movimientos que no se capturan con las estadísticas de balanza cambiaria que se utilizan en otras secciones de este documento.

4. Los flujos de portafolio de los inversionistas extranjeros y la deuda pública colombiana

Esta sección analiza la sensibilidad de los flujos de portafolio destinados a la compra de bonos de deuda pública local (TES) a la composición de la base de inversionistas extranjeros. Nos enfocamos en los fondos de inversión y en los fondos de pensiones por ser los que

concentran la mayor parte de las inversiones de TES en Colombia por parte de no residentes[48].. Los resultados indican que los fondos de inversión responden más a cambios en factores globales que los fondos de pensiones. Los fondos de inversión son sensibles a cambios en la tasa de interés externa, al comportamiento de las condiciones financieras de Estados Unidos y a la calificación de riesgo soberano. Igualmente, dado que estos inversionistas asignan su portafolio con base en índices de referencia, se encuentra evidencia de que los cambios en la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM Global Diversified de J.P. Morgan tuvieron un papel importante en la evolución de las inversiones en TES de este tipo de agentes. Por su parte, dado que los fondos de pensiones enfrentan menor redención de sus inversiones y estructuran su portafolio bajo un enfoque de largo plazo, los resultados indican que sus flujos de inversión son menos sensibles a cambios en factores globales. Estos resultados resaltan la necesidad de sopesar las implicaciones asociadas no solo con la ampliación de la base de inversionistas extranjeros en el mercado de capitales, sino con la participación de inversionistas que difieren en sus conductas de inversión y, por tanto, de manera distinta sobre la dinámica de los flujos de portafolio.

4.1. La base de inversionistas extranjeros en Colombia y sus decisiones de portafolio

Durante la última década el mercado de capitales en Colombia presentó cambios importantes. En el mercado de deuda pública, el cual concentra la mayoría de las inversiones de portafolio en el país[49],, la proporción de los saldos en TES en manos de extranjeros pasó del 1 % al 25 % entre 2010 y 2020. Entre los factores que explican este notable incremento se encuentran la reducción en el impuesto de renta (del 33 % al 14 % en 2013 y luego del 14 % al 5 % en 2019), las tasas de interés comparativamente bajas en economías avanzadas, la mejora de fundamentales locales y el incremento en la participación de Colombia en el índice GBI-EM Global Diversified de J.P. Morgan en 2014 (Romero et al., 2021).

A comienzos de la década anterior, los bancos comerciales canalizaban el 96,8 % de las inversiones en el mercado de deuda pública. No obstante, últimamente los fondos de inversión y, en menor medida, los fondos de pensiones concentran el grueso de las inversiones, aportando el 44,8 % y el 23,5 %, respectivamente, del total hacia finales de 2020 (Gráfico 23). Este cambio se explica, principalmente, por un aumento considerable en las compras por parte de los fondos de inversión y de pensiones, ya que las tenencias entre bancos comerciales han permanecido estables a lo largo del periodo.

Dicha transformación posiblemente vino acompañada de un vuelco en la influencia de ciertos inversionistas sobre la dinámica de los flujos de portafolio. Aparte de ajustes previos en el impuesto de renta y la simplificación del cálculo de la retención en la fuente, los cuales afectaron homogéneamente a todos los inversionistas extranjeros, el primer auge en el mercado de TES se presentó con el aumento de la ponderación de Colombia en los índices financieros de J.P. Morgan en marzo de 2014. Este cambio desencadenó compras sin precedentes por parte de los fondos de inversión extranjeros, cuyas tenencias de TES aumentaron exponencialmente ese año (Romero et al., 2021; García-Andrade, 2019; Arslanalp y Tsuda, 2015).

Acorde con lo anterior, la literatura ha encontrado que una proporción importante de los fondos de inversión (fondos pasivos) basa sus decisiones en la composición de índices financieros. De hecho, el comportamiento de estos indicadores explica hasta el 70 % de la asignación de activos por parte de este tipo de inversionistas (Raddatz et al., 2017). Colombia no ha sido ajena a esta tendencia: los fondos de inversión compraron casi la totalidad de los TES vendidos a extranjeros en 2014 y se estima que el 80 % de estos sigue índices financieros para determinar sus inversiones en el país (Romero et al., 2021). Arslanalp et al. (2020) calculan que estos inversionistas concentraron alrededor del 90 % de los TES hasta 2016; de ahí en adelante esta participación se redujo hasta alcanzar cerca del 50 %, disminución explicada en especial por un aumento importante en las inversiones por parte de fondos de pensiones.

Las inversiones indexadas acarrean riesgos al incrementar la sensibilidad de los flujos de portafolio ante cambios en factores externos, como la aversión al riesgo global y las tasas de interés externas (Cerutti et al., 2019; Bush et al., 2019; Raddatz et al., 2017; Miyajima y Shin, 2014; Oura et al., 2014)[50]. Dichos riesgos pueden materializarse cuando: 1) factores idiosincrásicos influyen negativamente sobre la percepción de riesgo asociada con economías que exhiben características macroeconómicas similares, convirtiéndolos en choques agregados; 2) las condiciones monetarias externas afectan el rendimiento de las inversiones locales mediante desviaciones de la paridad de interés cubierta y alteraciones en el canal de portafolio, propiciando el retiro de posiciones en mercados relativamente riesgosos (Milesi-Ferreti y Tille, 2011; Fratzscher, 2012; Broner et al., 2013; Rey, 2013; Ananchotikul y Zhang, 2014; Koepke, 2014; Nier et al. 2014; Bruno y Shin, 2015). Estas perturbaciones pueden derivar en recomposiciones de índices financieros (e. g.: recortando la ponderación de economías emergentes) que son usados por los fondos de inversión pasivos para determinar sus inversiones. Consecuentemente, se podría presentar una disminución en las inversiones de portafolio en economías emergentes aún en ausencia de factores idiosincrásicos (Bush et al., 2019).

Este riesgo puede ser contrarrestado por el comportamiento de los inversionistas institucionales, en particular de los fondos de pensiones, cuya sensibilidad a cambios en factores externos es significativamente menor, de tal manera que desempeñan un papel estabilizador que amortigua la volatilidad del mercado financiero (Thomas et al., 2014; Walker y Lefort, 2002; Friedman, 1956). De acuerdo con Oura et al. (2014), el efecto de un aumento en la aversión al riesgo global en los flujos de bonos hacia economías emergentes entre inversionistas institucionales es aproximadamente una quinta parte del observado para los fondos de inversión. Para Colombia, entre 2010 y 2020 los saldos de TES en manos de fondos de inversión extranjeros presentaron una volatilidad que fue 2,3 veces mayor en comparación con las tenencias de los fondos de pensiones extranjeros.

Esta diferencia se explica a partir de divergencias en el proceso de optimización de estos agentes (Cohen 1998; Dennis y Strickland, 2002). Por un lado, los fondos de inversión reflejan, en buena medida, las preferencias de inversionistas individuales -(retail investors), cuya conducta en el mercado financiero ha sido cuestionada porque estos retiran anticipadamente sus posiciones, configuran portafolios poco diversificados y responden a tendencias que no necesariamente incorporan fundamentales (herd behavior) y se basan en retornos inmediatos (momentum trading) (Bush et al., 2019; Raddatz y Schmukler, 2012;

Gelos, 2011; Kumar, 2007; Chan-Lau y Ong, 2005; Odean, 1998; Lee et al, 1991; De Long et al., 1990; Shiller 1984; Fama, 1965). En cambio, la literatura sugiere que los inversionistas institucionales adoptan conductas de inversión que responden a señales de mercado, basando sus decisiones en procesos sofisticados que utilizan un conjunto amplio de información (Kaniel et al., 2008; Brennan, 2004; Daigler y Wiley, 1999; Chopra et al., 1992; Aggarwal y Rao, 1990; Fama, 1965). Estos aprovechan desviaciones en el valor intrínseco de los activos -atribuible al comportamiento de los inversionistas individuales- para vender cuando estos se encuentran sobrevalorados y viceversa (Huang et al., 2015; Boehmer y Kelley, 2009; Lipson y Pucket, 2006; Sias et al., 2006; Hughen y McDonals, 2005; Kim y Nofsinger, 2005; Brunnermeier y Nagel, 2004; Collins et al., 2003; Cohen et al., 2002; Dennis y Strickland, 2002; Bartov et al., 2000; Sias y Starks, 1997; Badrinath et al., 1995).

Entre las razones que explican dicha conducta se encuentran los mandatos de rentabilidad, los horizontes de las inversiones y el sistema de redenciones. Para los fondos de pensiones, los esquemas de beneficios definidos, los cuales garantizan una transferencia fija en el futuro hacia los inversionistas individuales, implican que el riesgo recae principalmente sobre el inversionista institucional (BIS, 2007). Esta obligación limita el riesgo que los fondos de pensiones están dispuestos a asumir, aspecto que favorece la conformación de portafolios compuestos por activos de renta fija. Adicionalmente, el esquema de beneficios definidos impone dicho mandato en el largo plazo, cuando se redimen las inversiones, lo que reduce la sensibilidad a fluctuaciones de corto plazo en los determinantes de los flujos de portafolio. Precisamente, el enfoque de largo plazo implica que los fondos de pensiones enfrentan un sistema de redenciones restrictivo, donde el retiro de posiciones se condiciona al retiro laboral. Este tipo de restricciones reduce las necesidades de liquidez, limitando el herd behavior y momentum trading que exhiben, en una mayor medida, los fondos de inversión (Oura et al., 2014).

4.2. Los determinantes de los flujos de capital según tipo de inversionista

¿Cuáles son los determinantes de las inversiones en TES entre no residentes, concretamente de los fondos de inversión y los fondos de pensiones? Para responder esta pregunta estimamos un modelo que utiliza el método generalizado de momentos (GMM, por su sigla en inglés)[51],), el cual elimina posibles problemas de endogeneidad[52].. En las estimaciones se incluye una combinación de variables que exhibe el mayor poder explicativo sobre las variaciones en los flujos de TES. Dicha combinación se selecciona de un conjunto de variables financieras (locales y externas), así como factores que han sido identificados como relevantes para explicar los flujos de capital[53]..

La adopción de esta estrategia empírica permite estimar el efecto sobre los flujos de deuda soberana que resulta de cambios en las variables explicativas, incluyendo la tasa interna de política. En ese orden de ideas, no identifica el impacto derivado de choques monetarios, los cuales corresponden a cambios no anticipados por el mercado. En particular, la metodología propuesta se concentra en mitigar problemas de endogeneidad que normalmente surgen al analizar los determinantes de los flujos de capital, de tal manera que nuestros resultados

agrupan cambios anticipados y no anticipados.

Los datos empleados en las estimaciones son de frecuencia mensual y el periodo de análisis abarca desde diciembre de 2009 hasta diciembre de 2020. Los flujos de portafolio se miden a través de la variación mensual del saldo en TES en valor nominal de los fondos de inversión y de los fondos de pensiones extranjeros, información que proviene del Departamento de Fiduciaria y Valores del Banco de la República. La clasificación de las entidades extranjeras la realiza de manera manual el Departamento de Operaciones y Desarrollo de Mercados, revisando las características de cada inversionista.

Los determinantes de los flujos de portafolio seleccionados fueron: la tasa de interés interna, medida por el Indicador Bancario de Referencia (IBR) del Banco de la República; la tasa de interés externa, medida por el Overnight Index Swap (OIS) de la Fed[54];; el índice de condiciones financieras de Estados Unidos de Bloomberg (BFCIUS)[55];); las calificaciones de riesgo soberano de largo plazo de Standard & Poor's (S&P) para Colombia[56];; la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM Global Diversified de J.P. Morgan (GBI)[57];); la tasa de cambio efectiva real, calculada por el Bank of International Settlements (REER)[58];); y el promedio del índice de los retornos de las tasas de cambio de Brasil, Chile, Colombia, Perú y México, el cual refleja el componente común de las tasas de cambio de la región (Latam)[59]).

4.3. Resultados e implicaciones de política

Acorde con los hechos estilizados documentados por la literatura, los resultados presentados en el Gráfico 24 indican que los fondos de inversión extranjeros exhiben mayor sensibilidad a cambios en factores externos[60]. En particular, las inversiones en TES por parte de estos inversionistas responden de manera significativa a cambios en la tasa de interés externa, a cambios en la participación de Colombia en el índice GBI, a la mejora en el riesgo soberano y a las condiciones financieras de Estados Unidos[61]. En cuanto a los fondos extranjeros de pensiones, no se encontró evidencia de un efecto estadísticamente significativo de las variables explicativas seleccionadas, siendo la ponderación de Colombia en el índice GBI la excepción, aunque en una menor medida.

Los resultados presentados en esta sección tienen implicaciones importantes para las autoridades monetarias del país. Primero, estos sugieren que la composición de la base de inversionistas extranjeros incide sobre la dinámica de los flujos de portafolio en Colombia. Mientras que las asignaciones de portafolio por parte de los fondos de inversión se encuentran determinadas por factores externos, los fondos de pensiones exhiben poca sensibilidad a cambios en estos factores, hecho que subraya el papel estabilizador que desempeñan este tipo de inversionistas en los mercados financieros. Segundo, se encuentra que cambios en la tasa interna de política no inciden sobre los flujos de TES entre extranjeros, independientemente del tipo de inversionista que se considere.

La extensa participación de los fondos de inversión extranjeros en el mercado de deuda pública local, sumado a su sensibilidad a cambios en la tasa de interés externa, el riesgo soberano y las condiciones financieras en economías avanzadas, expone vulnerabilidades internas frente a choques externos. En particular, nuestros resultados sugieren que, ante

cambios en este tipo de factores, la economía colombiana puede experimentar episodios de volatilidad en los flujos de portafolio, aún en ausencia de perturbaciones locales. Ante este riesgo, conviene que las autoridades monetarias locales monitoreen la composición de la base de inversionistas extranjeros, ya que la participación de ciertos tipos de inversionistas puede incidir sobre el comportamiento de los flujos de portafolio.

5. Flujos de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes y sus respuestas a perturbaciones de variables internas y externas

El objetivo de esta sección es evaluar los principales determinantes de los flujos de portafolio de Colombia de los inversionistas no residentes y residentes, y estudiar su reacción ante choques de fundamentales tales como las tasas de interés de política monetaria interna y externa, las expectativas cambiarias, el riesgo país y variables que miden las condiciones financieras internacionales. La motivación para realizar este análisis es examinar si existen similitudes o diferencias en las reacciones de ambos tipos de inversionistas a las perturbaciones de estas variables, que hagan que estos flujos puedan reforzarse o tiendan a compensarse entre sí. Como se mencionó en la introducción, el marco teórico aquí empleado sigue de cerca la literatura sobre los factores push y pull que determinan el comportamiento de los flujos de capital y una versión ampliada del canal de portafolio, en el sentido de que se combinan las variables centrales del canal de portafolio: tasas de interés interna y externa, expectativas de depreciación de la moneda local y medidas de la prima de riesgo, con variables adicionales de riesgo tanto local como externo.

El Gráfico 25 muestra los flujos de entradas y salidas de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes desde 2003 hasta 2020. Se puede observar que, primero, los montos de entradas y salidas de los inversionistas residentes son mucho mayores que los de los no residentes. Segundo, los flujos de entradas y salidas de los inversionistas no residentes se mantuvieron en un nivel mínimo hasta enero de 2010, y a partir de entonces experimentaron un salto importante que se mantuvo en un promedio mensual de entradas de USD 1.234 m entre febrero de 2010 y diciembre de 2020, y de salidas por USD 990 m. Por el contrario, los flujos de los residentes fueron relativamente significativos a lo largo del primer subperiodo, con un promedio mensual de entradas de USD 4.290 m y de salidas de USD 4.444 m; y continuaron siendo elevados en el segundo, con promedios de entradas de USD 3.491 m y salidas de USD 3.750 m. Esta información tiene como fuente la balanza cambiaria, como se explicó en la introducción y se amplía más adelante.

El Gráfico A5.1 del Anexo A5.1 reporta los flujos netos de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes desde 2003 hasta 2020, con el fin de tener una perspectiva comparativa con la evolución de los flujos brutos (Gráfico 25). Se observa que los flujos de los dos inversionistas son en alto grado sustitutos, ya que mientras en neto unos entran capitales al país los otros los retiran. Por ejemplo, entre febrero de 2010 y diciembre de 2020 los inversionistas no residentes entraron en neto capitales de portafolio por un valor promedio mensual de USD 244 m, mientras que los residentes retiraron capitales por un

valor promedio mensual de USD 259 m.

En vista de la escasa importancia hasta 2010 de los flujos de entradas y salidas de no residentes, que contrasta con la actividad de los flujos de residentes a lo largo de todo el periodo, solo se incluye el periodo 2011-2020 para las estimaciones del modelo. Con ello se previene obtener estimaciones sesgadas para los flujos de ambos inversionistas. Por otra parte, al utilizar el mismo periodo de estudio para ambos tipos de inversionistas, se facilita la comparación de los resultados entre ambos, el cual es otro de los objetivos del trabajo.

El Cuadro 2 reporta las correlaciones entre los flujos de entradas y salidas de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes. Los resultados muestran que la única correlación mayor a 0,5 en valor absoluto ocurre entre los flujos de entradas y salidas de los inversionistas residentes (0,587). El signo positivo de esta correlación indica que las entradas de capital de inversionistas residentes en buena medida se compensan con sus propias salidas, lo cual sugiere que este tipo de inversionistas no actúa en manada al momento de decidir sus inversiones de capital. También se observa que existe cierto grado de compensación entre las salidas de capital de portafolio de no residentes y las entradas de residentes, como lo indica el grado y signo de su correlación (0,348). En la medida en que esta compensación tenga lugar, los efectos cambiarios, de balanza de pagos, y posiblemente financieros y macroeconómicos de las perturbaciones que afectan estos flujos se verán amortiguados. Este resultado es coherente con lo observado atrás con respecto a que los flujos netos de inversionistas residentes y no residentes se han movido en direcciones opuestas en diversos episodios de la muestra. Las razones que ayudan a explicar este comportamiento se plantean más adelante en la sección de discusión de resultados.

5.1. Metodología y datos

5.1.1. Metodología

Para cumplir el objetivo propuesto se estima un modelo autorregresivo con variables endógenas y exógenas (VAR-X) para las salidas y entradas de flujos de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes. La información que se utiliza proviene de la balanza cambiaria y cubre el periodo 2011 a 2020 con frecuencia mensual. En el Anexo A5.2 se describe el marco analítico detrás de la modelación empírica de la sección y se deriva el modelo econométrico, que tiene su origen en el modelo estándar de portafolio.

Las variables endógenas del modelo VAR-X se refieren a Colombia y son los flujos de entradas y salidas de portafolio de cada inversionista (FPj), con j = no residente, residente; una medida de riesgo financiero y macroeconómico local (IDOAM); una medida de riesgo soberano y de mercado (CDS-COP); el índice de precio de las acciones (IGBC); una medida de las expectativas sobre la tasa de cambio nominal del peso (VTRMP) y la tasa de interés de los bonos del gobierno a diez años (TES10A). Así, el vector de variables endógenas del modelo de regresión es: .

Se implementaron distintos ejercicios de robustez probando medidas alternativas de las variables mencionadas, al igual que distintas medidas de riesgo soberano y de mercado

colombianos, de expectativas de tasa de cambio y de la tasa de interés de los bonos del gobierno para distintos plazos, y fueron descartadas por su no significación estadística o porque desmejoraban las propiedades estadísticas del modelo. También se acudió a medidas de sorpresas macroeconómicas de crecimiento económico, tasa de política e inflación, pero resultaron no significativas, probablemente esto está explicado por la baja frecuencia del resto de la información. Por último, con respecto a la identificación asociada con las funciones de impulso-respuesta, se cambió el orden de las variables endógenas en el sistema VAR y los resultados no cambian significativamente[62].

Las variables exógenas son aquellas que miden el comportamiento financiero, real y de riesgos externos que, para esta sección, se resumen en los movimientos de tales variables en el mercado de Estados Unidos: tasa de interés de política monetaria (Fed); tasa de interés de los bonos del tesoro a diez años (TB10A), los cuales tienen la misma madurez que los bonos soberanos de Colombia; precio de las acciones (SP500); participación de Colombia en el índice JP Morgan-GBI-EM Global Diversified (GBICOL), que aumentó del 3,2 % al 8 % el 19 de marzo de 2014; medida de la volatilidad o riesgo en el mercado financiero (VIX); medida del apetito por riesgo de los inversionistas en mercados emergentes (JPM-EM-RA) y medida del apetito por riesgo de los inversionistas estadounidenses en su mercado (S.COR.TB10A). Así, el vector de variables exógenas del modelo de regresión es :

Al igual que con el caso de las variables endógenas, se realizaron ejercicios de robustez con medidas alternativas de las variables exógenas, con distintas medidas de las tasas de interés de la Fed y de los tesoros, de riesgo financiero local y precios de los commodities, sin conseguir aportes estadísticamente significativos[63]. Por ejemplo, se cambió la tasa de interés de la Fed por la tasa de los bonos del tesoro de Estados Unidos a un año (TB1A), dado que durante buena parte del periodo de estudio la tasa de la Fed permaneció prácticamente inalterada, y los resultados no cambian. Por último, también acudimos a medidas de las sorpresas macroeconómicas para la economía estadounidense, como las probadas para Colombia, pero también resultaron estadísticamente no significativas.

La tasa de interés de política monetaria se aproximó mediante la TIB como variable operativa local. La tasa de interés de política se consideró como una variable exógena, teniendo en cuenta que los modelos de regresión aquí utilizados no incorporan los componentes de la regla de Taylor como posible función de reacción de la autoridad monetaria, es decir, la meta de inflación y las brechas de la inflación y del producto. Para probar la robustez de este supuesto se realizó un ejercicio en el que la TIB se incluye como variable endógena, en vez de exógena, para cada uno de los cuatro modelos VAR-X presentados y estimados. Las funciones de impulso-respuesta de cada uno de los cuatro flujos de capital analizados ante un choque sobre la TIB como variable endógena muestran que los resultados no cambian. Las respuestas se presentan en el Gráfico A5.2 del Anexo A5.3.

5.1.2. Datos

Los flujos de capital de portafolio son las salidas y entradas de inversiones en bonos de deuda tanto pública como privada y en acciones, principalmente, realizadas por inversionistas no residentes o residentes. Estos flujos se obtienen de la balanza cambiaria que elabora el Banco de la República, la cual registra los movimientos externos de caja

(cash) de no residentes y residentes. Dicha información difiere de las estadísticas de balanza de pagos, que son basadas en registros contables de causación, los cuales comprenden operaciones adicionales a los movimientos de caja de la balanza cambiaria. Para los inversionistas residentes, los flujos de portafolio en la contabilidad cambiaria del Banco de la República incorporan también los flujos de sus cuentas de compensación, que corresponden a los movimientos de salidas y entradas de sus cuentas de depósitos en el exterior relacionadas con las inversiones de portafolio. Es de anotar que la información de los flujos de portafolio de los residentes no se reporta de manera desagregada en las estadísticas colombianas de la balanza de pagos, como ocurre con la de los no residentes, motivo por el cual se acudió a las estadísticas de la balanza cambiaria. La anterior información se complementa con las estadísticas producidas por Bloomberg.

Para la estimación del modelo se utilizan los flujos brutos que se mostraron en el Gráfico 25, en donde se consideran por separado las entradas y las salidas de capital de portafolio de los inversionistas residentes y no residentes. Como ya se discutió, esta información difiere del enfoque de flujos netos, en el cual las entradas y las salidas se netean para obtener una sola medida. La utilización de flujos netos, como se hace en otras secciones de este ESPE y en muchos trabajos académicos, generalmente se justifica por limitaciones de información. Sin embargo, en la medida en que se disponga de información separada para las entradas y las salidas de capital, se considera que es una alternativa preferible para el trabajo econométrico, puesto que unas y otras responden a decisiones distintas por parte de los inversionistas, cuyo alcance y significado se perdería al netear los flujos. Una discusión amplia sobre los argumentos expuestos en la literatura especializada para utilizar los flujos brutos se puede consultar en Arias et al. (2016). Como prueba de robustez y para buscar comparabilidad con los resultados de otras secciones de este trabajo, se repitieron las estimaciones utilizando los flujos netos de la balanza cambiaria en lugar de los brutos, tanto para choques de la tasa de interés como variable exógena como endógena, sin que se encontraran diferencias en cuanto a la significación estadística de la tasa de interés de política monetaria interna en la determinación de los flujos de portafolio, pues sigue siendo estadísticamente no significativa, tal como se ilustra en los gráficos A5.3 y A5.4 del Anexo A5.4.

Algo similar ocurre con la información de tasas de interés. El Gráfico A5.5 del Anexo A5.5 muestra la evolución de la tasa de política monetaria interna y externa tomadas por separado, mientras que el Gráfico A5.6, su diferencial (tasa interna menos externa), durante el periodo 2003-2020. Como se puede apreciar en el primer gráfico, el comportamiento individual de cada una de estas dos tasas ofrece información relevante para el modelo, que tiende a perderse cuando se emplea el diferencial, debido a que en este caso no se conoce cuál de las dos tasas de interés es la que mueve el diferencial. Esto ocurre en especial cuando se presentan choques como el de la crisis financiera internacional durante 2008-2009, o la caída del precio del petróleo a partir de 2014.

Por tanto, en las estimaciones del modelo se introducen las tasas de interés interna y externa tomadas por separado. No obstante, también en este caso, y con el fin de contrastar los resultados de esta sección con los de las otras secciones del documento y con la literatura que utiliza el diferencial, se realizó una estimación de los modelos introduciendo el diferencial de intereses, pero este resultó estadísticamente no significativo, como lo muestra

el Gráfico A5.7 del Anexo A5.6.

Vale la pena mencionar tres hechos acerca del diferencial de intereses (Gráfico A5.7). Primero, entre 2003 y 2020 este fue siempre positivo en favor de la tasa de interés interna. Segundo, el diferencial presenta un comportamiento prácticamente cíclico, con una duración entre cuatro y cinco años. El promedio del diferencial en los "ciclos" es el siguiente: enero de 2004 a octubre de 2008: 4,1 %; noviembre de 2008 a junio de 2012: 4,5 %; julio de 2012 a agosto de 2016: 4,4 %; septiembre de 2016 a marzo de 2020: 3,6 %, y abril de 2020 a diciembre de 2020: 2,3 %.

En el Anexo A5.7 se describen las variables utilizadas en los distintos ejercicios econométricos y sus respectivas fuentes. Los cuadros A5.1 al A5.4 del Anexo A5.8 reportan en detalle la implementación econométrica y las distintas pruebas de especificación realizadas.

5.2. Resultados

El Cuadro 3 resume los resultados de las respuestas de las salidas y entradas de capital de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes ante perturbaciones de las variables endógenas y exógenas del modelo. Los gráficos A5.8 a A5.15 del Anexo A5.9 muestran todas las funciones de impulso-respuesta de donde son tomados los resultados reportados en el Cuadro 3.

Respecto a los flujos de salida de capital por parte de inversionistas no residentes, se encuentra que estos aumentan como respuesta a una perturbación positiva de la tasa de los títulos de deuda pública local (TES10A), del riesgo país (CDS-COP) y del precio de las acciones locales (IGBC). La mayor salida de capitales de portafolio ante incrementos de la tasa de interés de los TES es coherente con un aumento de la oferta de bonos del gobierno, que al reducir sus precios incrementa la percepción de riesgo por parte de los inversionistas no residentes, lo que los induce a liquidar sus inversiones en TES y sacar sus capitales. Por otra parte, un choque positivo de los precios de las acciones aumenta la salida de capitales de portafolio porque los inversionistas no residentes se ven incentivados a realizar utilidades y retirar capitales del país. Estos dos resultados son coherentes con lo que predice el canal de portafolio.

Las salidas de capital de inversionistas no residentes se reducen ante aumentos de las expectativas de depreciación del peso (VTRMP). Este resultado sugiere que cuando las expectativas de depreciación del peso aumentan los inversionistas extranjeros no liquidan sus inversiones, sino que prefieren esperar y cubrirse en el mercado forward, lo cual explicaría el signo negativo encontrado. Este comportamiento parece plausible en el contexto de rentabilidades internacionales bajas, o inclusive negativas, como las que predominaron en algunos países durante el periodo de estudio. Por otra parte, el incremento del precio de las acciones externas (SP500), del riesgo financiero internacional (VIX), que se utiliza como indicador del riesgo financiero global (Forbes y Warnock, 2012; Rey, 2016), y del apetito por riesgo internacional (S.COR.TB10A) tiende a disminuir las salidas de capital. Por su parte, los cambios de la tasa de interés de los títulos de deuda pública externa no afectan las salidas

de capital, lo cual puede también atribuirse a sus bajos niveles durante el periodo de estimación.

En cuanto a las entradas de portafolio de los inversionistas no residentes, los resultados que se reportan en el Cuadro 3 indican que una perturbación positiva de la tasa de los títulos de deuda pública externa a diez años (TB10A), de la participación de Colombia en el índice GBI (GBICOL) y del apetito por riesgo de los inversionistas en mercados emergentes (JPM-EM-RA) tiende a incrementarlas. Por el contrario, una perturbación positiva de las expectativas de depreciación del peso (VTRMP) tiende a reducirlas, debido a que para los potenciales inversionistas no residentes la expectativa de un debilitamiento del peso disminuye la rentabilidad esperada de sus inversiones en moneda local frente a la obtenida en moneda extranjera.

Para los inversionistas residentes se encontró que sus salidas de capital de portafolio tienden a aumentar ante una perturbación positiva del precio de las acciones locales (IGBC) y de la tasa de los títulos de deuda pública externa a diez años (TB10A), en el primer caso debido a la toma de utilidades (al igual que lo hacen los inversionistas no residentes), y en el segundo, atraídos por la mayor rentabilidad de los títulos de deuda externos. Por otra parte, sus salidas de capital se reducen ante una perturbación positiva de las expectativas de depreciación del peso (VTRMP), del riesgo país (CDS-COP) y del precio de las acciones externas (SP500). Al respecto puede argumentarse que como los inversionistas residentes no necesariamente enfrentan riesgo cambiario, aumentos de las expectativas de depreciación del peso o del riesgo país reducen sus salidas de portafolio, si su rentabilidad en moneda local, una vez descontadas las expectativas de depreciación de la moneda local, es mayor a la que se espera obtener en moneda extranjera. Adicionalmente, reaccionan de forma negativa a un incremento de los precios de las acciones del exterior si consideran arriesgado comprar acciones cuando estas están caras.

Con respecto a las entradas de capital de portafolio de los inversionistas residentes, se obtuvo que estas tienden a aumentar ante una perturbación positiva del precio de las acciones locales (IGBC), lo cual podría obedecer a la expectativa de futuras valorizaciones, en la medida en que los inversionistas residentes interpreten el incremento de los precios de las acciones como una señal de fortalecimiento de la economía. Adicionalmente, incrementos de la tasa externa de política monetaria estimulan las entradas de capital de los inversionistas residentes. Una posible explicación estaría relacionada con un aumento indirecto de la depreciación del peso en el mercado de contado, asociada con la posible apreciación del dólar ante el aumento de la tasa de interés de la Fed, lo que induciría a los inversionistas residentes a liquidar sus inversiones en esa moneda y realizar ganancias cambiarias. Otra explicación sería que liquidan sus posiciones en bonos soberanos y acciones en el exterior por sus desvalorizaciones cuando la tasa de interés de política externa aumenta.

Las entradas de capital de los inversionistas residentes responden negativamente a perturbaciones positivas de la tasa de interés los TES a diez años (TES10A), del riesgo país (CDS-COP), del riesgo financiero y macroeconómico interno (IDOAM), del precio de las acciones externas (SP500) y del riesgo financiero internacional (VIX).

Un resultado recurrente a lo largo de la estimación del modelo para los flujos de salidas y

entradas de capital por tipo de inversionista es la no significación estadística de la tasa de interés de política monetaria interna como determinante de dichos flujos. La robustez de este resultado se comprobó reestimando el modelo con flujos netos en lugar de flujos brutos, y utilizando alternativamente en las estimaciones el diferencial entre las tasas de interés de política interna versus externa y la tasa de interés de política monetaria interna como variable exógena o endógena. En ningún caso los resultados cambiaron, como se ilustró en los gráficos A5.2, A5.3, A5.4 y A5.7 de los respectivos anexos de esta sección.

Debe anotarse que el modelo VAR-X estimado podría sufrir un problema de dimensionalidad y falta de parsimonia, es decir, que requiere la estimación de un número importante de parámetros dado el elevado número de variables incluidas en el modelo de regresión. Con el fin de enfrentar este problema se reestimaron los cuatro modelos VAR-X reportados, pero incluyendo solo las variables estadísticamente significativas. Los nuevos resultados, no reportados pero disponibles, no son diferentes de los reportados en los gráficos del Anexo A5.9 y en el Cuadro 3.

También es importante señalar que en ninguno de los modelos se controla por los cambios estructurales identificados en la sección 1 porque, primero, estos están asociados a contextos univariados, mientras que la inferencia en esta sección se realiza en un contexto multivariado. Segundo, la mayoría de los cambios regulatorios descritos en la sección 1 no generan cambios estructurales. De hecho, el único cambio estructural detectado se encuentra fuera de la muestra que se estudia en esta sección. Tercero, como lo indican las pruebas de estabilidad del sistema reportadas en el Anexo A5.10 (gráficos A5.17 a A5.19), en ningún caso existe evidencia estadística de inestabilidades, lo que avalaría la decisión tomada.

Las estimaciones reseñadas ponen en evidencia diferencias importantes en las respuestas de los inversionistas no residentes y los residentes a ciertas perturbaciones. Así, por ejemplo, frente a un choque positivo de la tasa de interés de los TES, los inversionistas no residentes aumentan las salidas, mientras que los residentes las reducen. Si bien para ambos tipos de inversionistas la rentabilidad de sus inversiones en TES se reduce como resultado de su desvalorización, los inversionistas residentes no necesariamente enfrentan riesgo cambiario, como sí lo hacen los no residentes. Esto podría explicar que los residentes estén más dispuestos a esperar una recuperación del precio de los TES mientras que los no residentes se inclinen por liquidar sus inversiones ante el temor de que la desvalorización de los TES pueda depreciar la moneda local. La menor exposición al riesgo cambiario de los inversionistas residentes también puede explicar que ante un choque positivo del riesgo país los no residentes decidan retirar sus capitales por la posible desvalorización de la moneda local, mientras que los residentes no lo hagan, e incluso reaccionen en sentido contrario, según lo indica el signo negativo y significativo de la respuesta de las salidas de capital de residentes a esta perturbación. Finalmente, frente a un choque positivo de la tasa de interés de los bonos soberanos externos, los inversionistas no residentes no retiran sus capitales del mercado local y, por el contrario, aumentan sus entradas, provenientes de la realización de ganancias en el exterior y por el mayor apetito por riesgo en países emergentes, como parece corroborarlo el signo positivo de la respuesta del choque de la variable JPM-EM-RA. Por el contrario, los residentes sí retiran sus capitales de portafolio del mercado local, posiblemente buscando oportunidades de inversión en bonos soberanos externos más

baratos, con una conducta contraria a los no residentes.

Además de las razones económicas anotadas, las diferencias en las respuestas de los inversionistas residentes y no residentes pueden también estar explicadas por las diversas restricciones institucionales y regulatorias que impiden a los residentes reaccionar de manera similar a como lo hacen los no residentes ante choques a variables fundamentales y no fundamentales.

Como se anotó, las diferencias que se observan en las reacciones de los flujos de portafolio de inversionistas residentes y no residentes frente a las perturbaciones de sus variables determinantes se reflejan en la existencia de cierto grado de compensación entre los flujos de salida de capital de portafolio de los no residentes y los flujos de entrada de capital de los residentes. Esto significa que los movimientos de capital originados por un grupo de inversionistas y por el otro tienden a amortiguarse entre sí, lo cual reduce los efectos netos de tales perturbaciones sobre la cuenta financiera de la balanza de pagos y demás variables macroeconómicas de relevancia. Este es un resultado que sería importante estudiar en investigaciones futuras.

6. Los flujos de portafolio y su volatilidad: una exploración a partir de los flujos brutos diarios[64]

Como se ha discutido en la literatura y en las secciones anteriores, los flujos de portafolio responden a diferentes factores externos (push factors) y locales (pull factors), que se transmiten a través de diversos canales, como se señaló en la introducción, siendo el canal de portafolio el más importante. No obstante, es posible que la relación de los flujos de capital frente a dichos fundamentales cambie en diferentes puntos de su distribución y que estos respondan de manera diferenciada en momentos de auges (niveles elevados de ingresos y/o bajos niveles de egresos) o de estrés (reducciones importantes de ingresos y/o incrementos sustanciales en los egresos).

Con el fin de explorar dichas características, en esta sección se realiza una primera aproximación al análisis de los flujos brutos de portafolio de extranjeros con frecuencia diaria, los cuales no han sido explorados anteriormente en la literatura para el caso colombiano[65].. El análisis se encuentra distribuido en cuatro partes. En la primera se presenta una breve caracterización de los flujos diarios. En la segunda parte se plantean modelos de regresiones cuantílicas para entender la dinámica de los flujos en momentos de auge y de estrés. En la tercera se analizan los resultados econométricos. Finalmente, se presentan algunas conclusiones de los ejercicios.

6.1. Caracterización de los flujos diarios de inversión de portafolio por parte de extranjeros

¿En frecuencia diaria, cómo se han comportado los flujos de portafolio de extranjeros? En el Gráfico 26 se presenta la evolución de los ingresos y egresos brutos de inversión de portafolio de extranjeros tomando un promedio móvil de veinte días. Como se puede apreciar, estos flujos han presentado un incremento sustancial durante la década pasada

como consecuencia de la recuperación de la actividad económica global y las fuertes medidas de estímulo monetario en las economías desarrolladas, después de la crisis financiera global. Posteriormente, y como se ha mencionado, ante el incremento en marzo de 2014 de la participación de Colombia en uno de los principales índices de deuda pública en moneda local de J.P. Morgan, se generaron importantes entradas de flujos de portafolio al mercado de deuda pública (Romero et al., 2021).

En el Gráfico 27 se presenta la distribución de los flujos de portafolio brutos. En dicho gráfico se analiza la distribución antes y después de 2014. Es claro, al observar los gráficos tanto de ingresos como de egresos, que se han presentado cambios importantes en la distribución de los flujos. Al observar la distribución de los ingresos, se encuentra un desplazamiento de la media a la vez que se expanden las colas de la distribución a partir de 2010. Algo similar puede apreciarse en la distribución de los egresos. En este contexto, y dados los cambios en las distribuciones de dichos flujos, surge la pregunta de si el impacto que tienen algunos fundamentales macroeconómicos cambia en los diferentes puntos de la distribución. Lo anterior sería útil para entender la dinámica de los flujos durante episodios de auge o de estrés.

6.2. Modelo de regresiones cuantílicas para los flujos diarios de portafolio

La mayoría de los modelos de regresión se centran en analizar la media condicional de la variable independiente. En los modelos de regresiones cuantílicas se busca modelar otros aspectos de la distribución condicional. Particularmente, en este método se pretende conseguir una descripción completa de la distribución condicional de una variable, describiendo la mediana o algún percentil particular de su distribución. Adicionalmente, debido a que la metodología de regresiones cuantílicas no requiere supuestos fuertes sobre la distribución, esta aproximación ofrece un método robusto para la modelación de este tipo de relaciones.

Así, con el fin de evaluar si existe alguna diferencia en el impacto de los diferentes fundamentales sobre los flujos brutos de portafolio, en diferentes puntos de su distribución o cuantiles específicos (los cuales denotamos por α), se plantea el siguiente modelo de regresiones cuantílicas para los flujos de portafolio brutos de ingresos:

En esta especificación, representa los ingresos brutos de portafolio por parte de extranjeros registrados en la balanza cambiaria[66];; D_{2014} es una variable dicotómica que toma el valor de 1 después de marzo de 2014 (ante el anuncio de J.P. Morgan); $Cond.Fin_t$ se refiere al índice de condiciones financieras en Estados Unidos[67], y el VIX_t es el índice VIX de volatilidad[68]. Dichos indicadores se incluyen para reflejar variables asociadas con el ciclo financiero global. $Embi_Col_t$ representa la prima de riesgo de Colombia medida a través del EMBI, y se refiere al cambio en el indicador bancario de referencia, el cual es incorporado como una variable *proxy* de la política monetaria. Dicha estimación se realiza con datos diarios desde enero de 2010 hasta diciembre de 2020, periodo en el cual todas las variables son estacionarias, con

la excepción del IBR, el cual entra en primera diferencia en la regresión[69]. La estimación se realiza para los cuantiles 0,25, 0,50 (mediana) y 0,75. Así, la estimación en la que *α=0,25* se asocia con periodos de estrés en los flujos de entrada o en periodos de bajos ingresos brutos de portafolio. Por su parte, la estimación para *α=0,75* corresponde a los periodos de auge o de mayores ingresos de portafolio. El caso para el cual *α=0,50* corresponde a la regresión sobre la mediana de la distribución de ingresos.

De manera análoga, se estima el siguiente modelo para los flujos brutos de egresos:

En esta especificación se analizan los mismos fundamentales y su relación con los egresos. Para el caso de los egresos de portafolio de extranjeros, debe considerarse que la estimación en la que *α=0,25* se asocia con periodos de auge o de egresos bajos, la estimación para la cual *α=0,75* corresponde a los periodos de estrés o de mayores egresos de portafolio y cuando *α=0,50* la estimación representa la estimación para la mediana de la distribución de egresos.

Las anteriores especificaciones nos permiten analizar, desagregando los flujos en ingresos y egresos, cómo los fundamentales internos y externos inciden en la dinámica de los flujos en diferentes puntos de su distribución.

6.3. Resultados

En el Cuadro 4 se presenta el resultado de la regresión cuantílica para los ingresos, estimado desde enero de 2010 hasta diciembre de 2020[70]. Se encuentra que en los periodos de ingresos bajos *(α=0,25)*, una mejora en las condiciones financieras en Estados Unidos disminuye los ingresos de portafolio, mientras que en la mediana y en los periodos de auge de ingresos *(α=0,75)* una mejoría en las condiciones financieras en Estados Unidos estimula los ingresos[71].

El índice VIX, asociado con la volatilidad de los mercados y el apetito por toma de riesgo de los inversionistas en los mercados financieros internacionales, tiene un efecto relativamente pequeño. El parámetro negativo del VIX en los periodos de estrés de ingresos refleja una relación inversa de estas variables en dichos episodios, aunque de muy baja magnitud[72]. Con respecto a los fundamentales locales, el EMBI de Colombia (un *proxy* de la percepción de riesgo) tiene un impacto significativo, e indica que ante incrementos en la percepción de riesgo en Colombia los flujos de ingresos de portafolio de extranjeros tienden a moderarse. Asimismo, se encuentra que los cambios en la tasa de interés IBR no son significativos en esta especificación.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de la regresión cuantílica para los egresos de portafolio de extranjeros.

Para esta variable, se encuentra que mejoras en las condiciones financieras en los Estados Unidos generan incrementos en los egresos en los diferentes cuantiles analizados. Dicho parámetro es mayor para el caso en que *α=0,75*. Incrementos en el VIX también generan

aumentos en los egresos, y esta sensibilidad es mayor para $\alpha=0,75$. En el caso del EMBI, en los periodos de egresos altos, una mayor prima de riesgo implica mayores salidas. En los periodos de egresos bajos parece encontrarse que incrementos del EMBI pueden disminuir de manera muy leve los egresos. De manera análoga a los ingresos, en nuestros cálculos no se haya que los cambios en la tasa de interés (IBR) tengan una relación significativa en los diferentes cuantiles de la distribución de los flujos diarios.

En síntesis, los resultados señalan que las variables externas, asociadas con el ciclo financiero global y con el apetito por riesgo de los inversionistas internacionales, parecen influenciar los flujos diarios de ingresos y egresos de portafolio, y que dicha relación puede cambiar en los periodos de auge o de estrés de los flujos. Finalmente, se encuentra alguna evidencia que señala que los cambios en la tasa de interés (IBR) no presentan una relación significativa con los flujos de portafolio de inversionistas extranjeros al emplear datos diarios.

7. Conclusiones generales

La pregunta rectora que orientó la elaboración de este ESPE indagaba por los principales determinantes de los flujos de capital de portafolio en Colombia, y por la influencia de la política monetaria en su comportamiento. Para encontrar respuestas a esta pregunta se utilizaron modelos dinámicos que ofrecen la posibilidad de obtener funciones impulso-respuesta que relacionan perturbaciones de variables exógenas con la senda futura de variables endógenas y determinan si esa relación es estadísticamente significativa.

El mensaje principal que se deriva de los resultados de este ESPE es que los flujos de portafolio en Colombia responden principalmente a condiciones financieras globales, tales como la tasa de interés de política monetaria de la Reserva Federal, el riesgo internacional, los índices de referencia de los bancos internacionales de inversión, y el precio de los activos externos. Igualmente, resultan sensibles a condiciones internas, como el riesgo país y los precios de los activos locales. Cuando se amplía el análisis y se incorporan los movimientos de portafolio en moneda nacional de los inversionistas no residentes, estos flujos también responden a los movimientos de la tasa de interés de política monetaria interna. Este último resultado sugiere que el canal de la toma de riesgo de la política monetaria tiene mayor relevancia cuando se incluyen las decisiones de portafolio de los inversionistas no residentes en el país receptor de los flujos.

Como se describe en la sección 1, los flujos de portafolio en Colombia han tenido cambios significativos en la última década, asociados con modificaciones en el marco regulatorio y con choques de mercado que afectaron las preferencias de los inversionistas. Se destaca el aumento de la participación de Colombia en los índices de deuda emergente de J.P. Morgan en 2014 (GBI-EM Global) luego de cambios regulatorios precedentes que facilitaron el acceso de los inversionistas extranjeros al mercado de deuda pública colombiano. Otro factor importante han sido los choques a los precios de los *commodities*, especialmente del petróleo, que al influir sobre la percepción de riesgo generan periodos de salidas y de entradas de capitales. Las reformas tributarias y los cambios en las percepciones de estabilidad política del país también han afectado este tipo de flujos, al modificar los impuestos para los inversionistas extranjeros en títulos de deuda pública y otros instrumentos, y cambiar sus percepciones de riesgo. Finalmente, la pandemia del covid-19

en su etapa inicial redujo el apetito de los inversionistas extranjeros por inversiones de portafolio en economías emergentes. La normalización gradual de la economía mundial, luego del periodo más crítico de la pandemia, renovó el interés de los inversionistas por estas economías, incluida la colombiana. Los choques estructurales a los flujos de capital identificados en esta sección fueron tenidos en cuenta en las secciones subsiguientes que utilizaron modelos econométricos para analizar el comportamiento de los flujos de portafolio en Colombia.

El recuadro que complementa la sección 1 hace una actualización para 2021 y 2022 del comportamiento de los flujos de portafolio hacia economías emergentes y Colombia. Se destacan los cambios regulatorios y los choques en los mercados financieros que afectaron estos flujos hacia el país. Allí se muestra que las entradas de portafolio hacia países emergentes se reactivaron en 2021 soportadas por los avances en el proceso de vacunación, el aumento de los precios de algunas materias primas y un mejor panorama de crecimiento económico. En 2022 estos flujos se moderaron debido al incremento en la percepción de riesgo ante las crecientes preocupaciones de recesión, el endurecimiento de las condiciones monetarias globales, la incertidumbre geopolítica, y la agudización de las presiones inflacionarias. La economía colombiana no fue ajena a estas situaciones. Durante los primeros meses de 2021 la incertidumbre crediticia que se materializó con el retiro del grado de inversión para la deuda pública colombiana por parte de S&P Global y Fitch Ratings aumentó las primas de riesgo. Pese a ello, los inversionistas extranjeros continuaron realizando compras netas en el mercado de TES, atraídos por un mayor apetito por activos riesgosos. En el segundo semestre de 2021 e inicios de 2022 se observaron salidas de algunos tipos de inversionistas extranjeros, en particular, de los fondos de inversión, ante la expectativa de un retiro del estímulo monetario en Estados Unidos y la menor ponderación de Colombia en el índice de bonos emergentes de J.P. Morgan. Posteriormente, a causa de la invasión de Rusia a Ucrania, la cual aumentó los precios de los *commodities* y mejoró los términos de intercambio, las entradas de portafolio para Colombia se reactivaron. De esta forma, la participación de los inversionistas extranjeros en el mercado de contado de TES fluctuó alrededor del 25 % durante estos años, mientras que en el mercado accionario los inversionistas extranjeros redujeron su participación desde un 12 % a finales de 2020 hacia un 10 % a finales de 2022.

En la sección 2 se utilizó una técnica de metaanálisis para realizar una revisión de la literatura asociada con los efectos de la política monetaria sobre los flujos de capital en economías emergentes. Los resultados obtenidos indican, en términos generales, que los flujos de capital exhiben mayor sensibilidad cuando se presentan choques en la tasa de política interna, que ante cambios en la tasa externa. Específicamente se encontró que al controlar por efectos aleatorios se producen salidas de capital del 0,05 % y 0,11 % del PIB trimestral, respectivamente, ante recortes de 100 puntos básicos en la tasa de política interna y en el diferencial de tasas. Se comprobó, además, que el efecto es mayor en economías con elevado grado de apertura financiera, para las cuales una reducción de 100 pb de la tasa de política interna disminuye las entradas netas de portafolio en un 0,13 % del PIB trimestral. Sin embargo, para economías con un bajo grado de apertura financiera dicho efecto es de solo un 0,02 % del PIB trimestral, sin relevancia estadística.

Con respecto a la respuesta de los flujos de portafolio en el caso de Colombia, el metaanálisis

mostró resultados similares a los obtenidos para el conjunto de economías emergentes con respecto a la reacción de los flujos de portafolio ante recortes de la tasa de interés de política. Ello ubica a Colombia en el conjunto de países con una apertura financiera superior a la media, para los cuales un relajamiento de la postura monetaria induce una salida importante de capitales de portafolio. El ejercicio también encontró que para el caso colombiano el trilema de la política monetaria (*i. e.*: la imposibilidad de alcanzar simultáneamente libre movilidad de capitales, autonomía en la política monetaria y control sobre la tasa de cambio) nunca ha sido vinculante, puesto que en ningún caso la economía ha llegado al escenario de sacrificar gran parte de la apertura financiera por obtener simultáneamente un control sobre las tasas de cambio y la política monetaria.

La sección 3 estudia los determinantes de los flujos netos de capital de los no residentes, diferenciando por instrumentos de inversión, los cuales se clasifican entre renta fija (títulos del Gobierno colombiano, TES, y otros bonos corporativos) y renta variable (acciones) para el periodo 2011-2019. Dentro de estos determinantes, las tasas de interés (locales y externas) afectan los movimientos de los flujos por medio del canal de la toma de riesgos de la política monetaria. Para este ejercicio se emplean las estadísticas de la balanza de pagos, las cuales incorporan tanto los flujos de divisas en moneda extranjera como los movimientos de portafolio en pesos que realizan los inversionistas no residentes como resultado de las reinversiones de utilidades y la recomposición de capital en instrumentos en moneda local, según cambios en la percepción de riesgo. La estrategia empírica utilizada es la de vectores autorregresivos estructurales (S-VARX) con restricciones económicas de largo plazo, las cuales aseguran una correcta identificación de los choques de política monetaria.

Entre los resultados más importantes de esta sección se obtuvo que un aumento de 25 pb de la tasa de interés interbancaria (TIB) -(como *proxy* de la tasa de interés de política), se asocia con una mayor demanda de TES por parte de los no residentes en USD 287 millones (m) (0,11 % del PIB). También se encontró que los flujos de TES reaccionan ante cambios en la tasa de interés de la Fed de tal forma que un aumento de 25 pb de dicha tasa conduce a salidas de capital por USD 168 m. Se advirtió que los cambios en la inflación también afectan los flujos de TES, aunque de forma menos importante. Dichos resultados fueron robustos al emplear la tasa de repos y el diferencial de las tasas de política monetaria. Por otra parte, los cambios en la tasa de política interna no mostraron tener un efecto significativo sobre los flujos de portafolio en el mercado accionario, en la medida en que este mercado reacciona más a la propia dinámica de los precios de las acciones. Finalmente, se observó que la tasa de interés de la Fed tiene una relación negativa con los flujos de portafolio en bonos corporativos locales, lo cual es un resultado consistente con el que se obtuvo para el mercado de TES y con las predicciones del canal de la toma de riesgos de la política monetaria.

La sección 4 analizó la sensibilidad de los flujos de deuda soberana en Colombia a la composición de la base inversionista extranjera entre fondos de inversión y fondos de pensiones, los cuales concentran la mayor parte de las inversiones de no residentes en títulos de deuda pública (TES). Estos inversionistas emplean estrategias de inversión diferentes que inciden sobre el comportamiento de los flujos de portafolio. Específicamente, los fondos de inversión reflejan las preferencias de inversionistas individuales y basan sus decisiones en la composición de índices financieros. En contraste, los fondos de pensiones

tienen mayor preferencia por activos con retorno fijo, dado el enfoque de largo plazo de sus portafolios. Ello explica que las inversiones de los primeros sean especialmente sensibles a cambios en factores globales, tales como como la aversión al riesgo y las tasas de interés externas, mientras que las de los fondos de pensiones se muestren más estables ante estos cambios. Para evaluar estas diferencias se utilizaron modelos generalizados de momentos (GMM) y vectores autorregresivos (VAR) para el periodo 2009-2020. Las variables determinantes se escogieron con el criterio de maximizar la capacidad explicativa del modelo. Entre ellas se destacan la percepción de riesgo; la inflación; el crecimiento del PIB; los precios de las materias primas; los índices de condiciones financieras en economías avanzadas; las tasas de interés; la tasa de cambio, y el riesgo soberano. Como variable dependiente se utilizó la variación mensual en los saldos de TES entre inversionistas no residentes.

La estimación de estos modelos mostró que las asignaciones de portafolio de los fondos extranjeros de inversión se determinan fundamentalmente por factores externos, tales como cambios en la tasa de interés externa; el comportamiento de las condiciones financieras de Estados Unidos; la calificación de riesgo soberano, y los cambios en la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM Global Diversified de J.P. Morgan. En contraste, los flujos de inversión de los fondos externos de pensiones mostraron una menor sensibilidad a estos factores globales, lo que resalta su papel estabilizador en los mercados financieros. La tasa de interés de política aproximada por el IBR no surgió como una variable significativa para las decisiones de inversión de ninguno de estos dos grupos de inversionistas. Este resultado es acorde con las opiniones de muchos de ellos referidas en la introducción. Una conclusión normativa a partir de estos hallazgos fue la necesidad de hacer un monitoreo regular de la composición de la base inversionista extranjera por parte de las autoridades monetarias. Ello permitiría evaluar la previsible volatilidad de los flujos de portafolio frente a choques a factores globales, y ofrecería criterios útiles para adoptar políticas macroprudenciales apropiadas que contribuyan a proteger el mercado local de capitales.

El objetivo de la sección 5 consistió en evaluar las respuestas de los flujos de portafolio de inversionistas residentes y no residentes ante los cambios de variables internas y externas, tales como tasas de interés, expectativas cambiarias, riesgo local y externo, apetito por riesgo, y demás condiciones financieras locales e internacionales. La motivación para realizar este análisis fue examinar si existen similitudes o diferencias en las reacciones de ambos tipos de inversionistas a las perturbaciones de estas variables, que hagan que estos flujos puedan reforzarse o tiendan a compensarse entre sí. Para este análisis se utilizaron series con frecuencia mensual para el periodo 2011 a 2020 de los flujos de entradas y salidas de capital de portafolio de cada grupo de inversionistas, obtenidas a partir de la balanza cambiaria. Al tomarse por separado los movimientos de entradas y de salidas de capital, se evalúa el comportamiento de los flujos brutos de portafolio, y no netos, como se hace en otras secciones de este estudio. Esto añade información importante al análisis. En el caso de los inversionistas no residentes, sus flujos de portafolio de entrada y de salida del país se mantuvieron en niveles mínimos hasta 2010, y posteriormente experimentaron un incremento significativo. En contraste, los flujos de portafolio de los residentes permanecieron en niveles relativamente altos desde 2003. En ambos casos dichos movimientos de capital se caracterizaron por su alta volatilidad.

Para cumplir con el objetivo propuesto, se estimó un modelo autorregresivo con variables endógenas y exógenas (VAR-X), que se escogieron siguiendo el marco conceptual de los factores de expulsión y de atracción (*push* y *pull)*, el cual se utiliza en la literatura para identificar las variables que determinan los flujos de portafolio, y que también se emplea en otras secciones de este documento. Los resultados mostraron algunas coincidencias en las variables determinantes de los flujos de salida de capitales de los inversionistas residentes y no residentes tanto en signo como en significancia. Por ejemplo, el aumento de las expectativas de depreciación y de los índices de bolsa en Estados Unidos reducen las salidas de capital de ambos tipos de inversionistas, mientras que los aumentos de los índices de la bolsa en Colombia incrementan dichas salidas. Para el caso de las entradas de capital de ambos tipos de inversionistas, no se verificaron coincidencias en los efectos de las variables explicativas, a excepción de la TIB (*proxy* de la tasa de interés de política monetaria), la cual no tuvo significancia estadística como variable explicativa de los movimientos de capital de estos inversionistas en ninguna dirección.

Aparte de estas coincidencias, que son intuitivas en el marco de los factores *push-pull*, reviste especial interés examinar las diferencias encontradas que fueron más numerosas. Entre las más importantes se observó que un mayor riesgo país, medido por el aumento de los *credit default swaps* (CDS), aumenta las salidas de capital de los inversionistas no residentes, pero las reduce en el caso de los residentes. Del mismo modo, un aumento de la tasa de interés de los TES a diez años estimula las salidas de portafolio de los no residentes, pero es una variable no significativa para los residentes. En el caso de las entradas de capital, se obtuvo que mayores expectativas de depreciación reducen las entradas de capital de inversionistas no residentes, pero sin un efecto significativo sobre las entradas de los inversionistas residentes. Por otro lado, incrementos de los índices de bolsa en Colombia (IGBC) o aumentos de la tasa de política en Estados Unidos (Fed), estimulan las entradas de capital de los residentes, pero sin efectos significativos sobre los flujos de entrada de los no residentes. Estos y otros casos de no coincidencia en el signo y la significancia de las variables explicativas de los movimientos de capital de portafolio de residentes y de no residentes indicó que estos grupos de inversionistas reaccionan de forma diferente, y en ocasiones opuesta, ante las mismas perturbaciones económicas. A raíz de ello se planteó la hipótesis de que entre estos flujos de capital de portafolio podrían existir movimientos compensatorios que amortigüen el efecto neto de determinados choques.

Para evaluar esta hipótesis se examinó la matriz de correlación entre los flujos de salida y de entrada de capitales de portafolio de inversionistas residentes y no residentes. Ello permitió constatar que hasta cierto punto existe una compensación entre las salidas de capital de portafolio de no residentes y las entradas de residentes, tal como lo indica el grado y signo de su correlación (0,348). También se pudo advertir que para el caso de los inversionistas residentes existe una compensación importante entre sus flujos de entradas y salidas de capital (correlación 0,587). Esto indica que este grupo de inversionistas no actúa en manada frente a las perturbaciones de las variables económicas determinantes. El comportamiento compensatorio entre movimientos de capital sugiere que, tomadas en conjunto, las decisiones encontradas de los inversionistas tienden a suavizar el efecto neto de perturbaciones a variables externas o internas sobre los flujos de capital de portafolio en Colombia.

En la sección 6 se examinó si la relación de los flujos de capital con respecto a sus fundamentales se modifica en diferentes puntos de su distribución y si estos responden de manera diferenciada en momentos de auge (niveles elevados de ingresos y/o bajos niveles de egresos) o de estrés (reducciones importantes de ingresos y/o incrementos sustanciales en los egresos). Para responder a esta pregunta se realizó una evaluación de los flujos de portafolio y su volatilidad mediante una exploración de los flujos brutos de portafolio de extranjeros, con frecuencia diaria. Con este propósito se plantearon modelos de regresiones cuantílicas a partir de las cuales es posible obtener una descripción completa de la distribución condicional de una variable, utilizando la mediana o algún percentil particular de su distribución. Los resultados mostraron que en los periodos de ingresos bajos una mejora en las condiciones financieras en Estados Unidos disminuye los ingresos de portafolio mientras que en la mediana y en los periodos de auge de ingresos, una mejoría en las condiciones financieras en Estados Unidos estimula los ingresos. Con respecto a los egresos de portafolio de extranjeros se encontró que mejoras en las condiciones financieras en Estados Unidos generan incrementos en los egresos en los diferentes cuantiles analizados. Finalmente, se encontró que los cambios de postura de la política monetaria, medida a través del IBR, no tienen ninguna relación significativa en los diferentes cuantiles de la distribución de los flujos brutos diarios, tanto de entrada como de salida.

Como era de esperarse, muchas de las diferencias entre los resultados obtenidos a través de las diversas secciones del ESPE que evalúan los determinantes de los flujos de capital obedecen a las especificaciones particulares de los modelos utilizados en cada una de ellas, así como a las variables de control escogidas. No obstante, también se pudo constatar que una parte importante de esas diferencias surgen del uso de fuentes de información alternativas y del tratamiento propio de los datos, acorde con las preguntas que cada sección buscaba responder. A este respecto, debe anotarse que la balanza de pagos y la balanza cambiaria, que constituyen las dos fuentes fundamentales de información sobre los flujos de capital de portafolio en Colombia, las cuales se utilizan en distintas secciones del documento, contienen diferencias sustanciales en el origen de la información, la cobertura de los datos y la frecuencia de las series. La balanza cambiaria utiliza en sus registros un criterio que compila exclusivamente movimientos de caja de divisas, mientras que las estadísticas de balanza de pagos se basan en registros contables de causación, que además de los movimientos de caja de divisas, incluye las reinversiones y las recomposiciones de portafolio en moneda local de los inversionistas no residentes. Estos movimientos de portafolio en moneda nacional permiten incorporar el canal de la toma de riesgos ante variaciones de la tasa de interés de la política monetaria, que consiste básicamente en el riesgo de perder dinero debido a un cambio en la tasa de interés, especialmente en el mercado de bonos, que se produce por la caída en el precio de los bonos cuando la tasa de interés aumenta. Esto explica que la tasa de interés de política resulte ser una variable significativa para explicar los movimientos de portafolio cuando se utiliza la balanza de pagos como fuente de información, pero que deje de serlo cuando el origen de la información proviene de la balanza cambiaria.

De esta manera, en la sección 3, la cual utiliza directamente la balanza de pagos como fuente de información, la tasa de interés de política monetaria resultó ser una variable significativa para explicar la determinación de los flujos de portafolio de los inversionistas no residentes. Igualmente, en la sección 2 de metaanálisis, la tasa de interés interna de política

resultó ser una variable con significación estadística para explicar el comportamiento de los movimientos de capital de portafolio. Esta coincidencia de resultados se explica porque el metaanálisis se basa en literatura internacional para países emergentes, y en algunos trabajos para Colombia, que también utilizan la balanza de pagos como fuente de información.

En contraste con lo anterior, en la sección 5, que emplea la balanza cambiaria como fuente de información de los flujos de capital de portafolio, la tasa de interés de política monetaria no resultó ser una variable significativa para explicar los determinantes de los movimientos de portafolio de los inversionistas residentes y no residentes. En la sección 6, en la que también se empleó la balanza cambiaria como fuente de información, la tasa de política tampoco cumplió un papel significativo en la determinación de los flujos de portafolio de inversionistas no residentes, ya sea en periodos de auge o de estrés. La no significancia estadística de la tasa de interés de política monetaria se repitió incluso en la sección 4 que examinó los flujos de portafolio por tipo de inversionista no residente (fondos de inversión y fondos de pensiones). En este caso, los flujos de portafolio se midieron a través de la variación mensual del saldo en TES en valor nominal en poder de dichos inversionistas, información que se asemeja más a flujos de caja de la balanza cambiaria que a los registros de causación de la balanza de pagos.

De esta manera, más que contradictorios, los análisis y resultados de las distintas secciones pueden ser considerados como complementarios, al haber empleado para sus estimaciones conjuntos diferentes de información y haber analizado canales alternativos de transmisión, tales como el canal de portafolio y el de la toma de riesgos de la política monetaria.

Recuadros

Recuadro 1. Evolución de los flujos de portafolio hacia Colombia en 2021 y 2022

Este recuadro resume los acontecimientos que podrían haber afectado los flujos de inversión de portafolio en Colombia entre 2021 y 2022. En particular, se presenta una reseña de los eventos que pudieron incidir en la dinámica de los flujos de inversión extranjera hacia el mercado de deuda pública y accionario[73]. En la primera sección se hace un recuento de los eventos más relevantes que afectaron los mercados financieros internacionales y locales. En la segunda parte se presenta la evolución de los flujos de inversión hacia economías emergentes, incluida Colombia. Finalmente, en el tercer y cuarto apartados se resume la dinámica de los flujos de inversionistas extranjeros hacia los mercados de deuda y accionario del país.

1.1. Contexto internacional y local

Los años 2021 y 2022 fueron de recuperación económica después de la crisis que ocasionó la pandemia del covid-19. Durante este periodo las disrupciones de las cadenas globales de suministro, junto con una demanda creciente, así como el aumento en los precios de los *commodities* que se intensificó por el conflicto entre Rusia y Ucrania, se configuraron como

algunos de los principales factores que llevaron a un aumento acelerado y persistente de la inflación, la cual alcanzó valores que no se observaban en las últimas dos décadas. Como respuesta a estas presiones, la mayoría de los bancos centrales comenzaron a retirar el estímulo monetario adoptado durante 2020 para afrontar la pandemia. La Reserva Federal de Estados Unidos frenó la compra de activos que había implementado para hacer frente a la crisis, y luego aumentó su tasa de interés al rango del 4,0 %-4,25 % (desde un rango del 0,25 %-0,50 % y de este modo alcanzó el nivel más alto desde 2007); por su parte, el Banco Central Europeo eliminó su programa de compras de activos de emergencia (PEPP, por su sigla en inglés) y aumentó su tasa al 2 % (desde un nivel del 0 % y así alcanzó el nivel más alto desde 2009). Lo anterior llevó a desvalorizaciones globales de los títulos de deuda y al fortalecimiento del dólar estadounidense.

La economía colombiana no estuvo aislada de estos eventos internacionales. La Junta Directiva del Banco de la República aumentó su tasa de interés en 1.025 puntos básicos (pb) y la ubicó en 12,00 % en diciembre de 2022. Lo anterior, como respuesta al aumento de los precios del consumidor que llegaron a niveles que no se observaban en más de dos décadas, junto con el acelerado crecimiento del consumo, el cual impulsó en gran medida la recuperación económica. Además, la percepción de riesgo local, medida a través de los CDS[74] y el EMBI[75], aumentó, entre otros factores, como respuesta al retiro del grado de inversión del país en los títulos de deuda pública denominados en dólares[76], la incertidumbre política ante las elecciones legislativas y presidenciales que se realizaron en 2022 y la ampliación de los déficits fiscal y de cuenta corriente frente a los niveles previos al inicio de la pandemia. En este contexto, los mercados financieros locales presentaron una alta volatilidad y cerraron el periodo con desvalorizaciones[77].

1.2. Flujos de portafolio hacia economías emergentes

De acuerdo con cifras preliminares publicadas por el Instituto de Finanzas Internacionales[78],, entre 2021 y 2022 las economías emergentes presentaron entradas netas de inversión extranjera de portafolio, las cuales estuvieron dirigidas principalmente al mercado de deuda (86 %). Adicionalmente, al analizar los flujos por región se encuentra que Latinoamérica presentó las mayores entradas netas en el periodo[79].

En 2021 las entradas de inversión de portafolio a economías emergentes totalizaron USD 396 mm, de las cuales el 48 % se concentraron en China y 25 % en Latinoamérica. Las mayores entradas a China se dieron ante las expectativas de los inversionistas de una recuperación más rápida de este país frente a otros mercados emergentes. A inicios del año las entradas estuvieron soportadas por los avances en el proceso de vacunación, el aumento de los precios de algunas materias primas y el mejor panorama de crecimiento económico. Posteriormente, los flujos se moderaron para las economías emergentes en un entorno de menor apetito por activos riesgosos, ante las expectativas de una reducción anticipada del estímulo monetario por parte de la Reserva Federal y la aparición de nuevas variantes de covid-19.

En 2022 los flujos se moderaron y alcanzaron su nivel anual más bajo desde 2010. Lo anterior, como respuesta al incremento en la percepción de riesgo ante las crecientes preocupaciones de recesión, el endurecimiento de las condiciones monetarias globales y un

contexto de incertidumbre geopolítica y presiones inflacionarias. Adicionalmente, en el año se evidenciaron salidas de inversión de portafolio de China, por primera vez desde 2015, como respuesta al aumento de casos de covid-19 en el país y las tensiones geopolíticas con Occidente.

La moderación de flujos entrantes a China tras la invasión de Rusia a Ucrania en febrero de 2022 y las medidas adoptadas por el país para hacer frente al aumento de casos de covid-19 dio lugar a un cambio de preferencias por parte de los inversionistas, favoreciendo flujos hacia otras regiones como Asia emergente (sin China) y Latinoamérica. Este último también se vio favorecido por la lejanía geográfica del conflicto geopolítico (gráficos R1.1 y R1.2).

Lo anterior se vio reflejado en entradas netas de inversión hacia Latinoamérica entre 2021 y 2022, las cuales estuvieron concentradas principalmente por flujos hacia el mercado de deuda (67 %) y en menor medida flujos hacia el mercado de renta variable (33 %) (Gráfico R1.3). Al analizar la información disponible por país, se encuentra que Chile, Brasil y Colombia[80] tuvieron entradas netas de portafolio, mientras que el mercado mexicano presentó salidas. Adicionalmente, similar a lo que ocurre en la región, en Colombia los flujos de inversión de portafolio están concentrados principalmente en el mercado de deuda pública (TES) (Gráfico R1.4).

1.3. Mercado de deuda

En el mercado de deuda pública local se observaron varios choques que pudieron tener incidencia en el comportamiento de los flujos de inversión de portafolio entre 2021 y 2022. En este periodo se observaron compras netas de los inversionistas extranjeros al mercado de TES por cerca de COP 30 billones (b) y su saldo en TES se ubicó en cerca de COP 118 b en 2022 (25,6 % del *outstanding* de TES) (Gráfico R1.5). Por tipo de agente extranjero, aquellos que presentaron mayores ingresos fueron los fondos de inversión, los fondos de pensiones, las autoridades monetarias y los fondos soberanos[81] (Gráfico R1.6).

Durante el segundo trimestre de 2021 aumentó la incertidumbre crediticia ante la expectativa de que Colombia perdiera el grado de inversión de su deuda, evento que se materializó con el retiro por parte de S&P Global del grado de inversión al país el 19 de mayo, seguido por Fitch Ratings, el cual tomó la misma decisión el 1 de julio[82] (Gráfico R1.7). Pese a este episodio, los inversionistas extranjeros realizaron compras netas en el mercado de TES, lo cual podría atribuirse al mayor apetito hacia activos riesgosos, que se reflejó en flujos positivos de capital extranjero en el mercado de renta fija en economías emergentes[83].

Desde agosto de 2021 hasta febrero de 2022 el ritmo de entrada de estos inversionistas se redujo. Además, se observaron salidas de algunos tipos de inversionistas extranjeros, en particular, de los fondos de inversión. Las salidas que presentaron estos inversionistas se explican, en parte, por los siguientes factores: 1) un menor apetito por riesgo ante la

expectativa de un retiro del estímulo monetario en Estados Unidos antes de lo previsto, como consecuencia de la publicación de mejores cifras de actividad económica y mayores presiones inflacionarias (Gráfico R1.8); y 2) la menor participación en la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM Global Diversified de J.P. Morgan (Gráfico R1.7). Este comportamiento coincide con los hallazgos de la sección 4 del presente trabajo, en donde se encuentra que los fondos de inversión son sensibles a cambios en la tasa de interés externa, al comportamiento de las condiciones financieras de Estados Unidos y a la calificación de riesgo soberano.

El 24 de febrero de 2022 inició la invasión de Rusia en Ucrania. A causa de este conflicto se observó un aumento de los precios de los *commodities*, por lo que los términos de intercambio de los países latinoamericanos se vieron favorecidos. Además, la lejanía geográfica de estos países favoreció el desempeño de sus activos y se reactivaron las entradas de portafolio de los inversionistas extranjeros. Al mismo tiempo, debido a las sanciones económicas impuestas por Estados Unidos, Reino Unido y Europa sobre Rusia, J.P. Morgan anunció que a partir del 31 de marzo de 2022 Rusia saldría de sus índices, entre ellos el *GBI-EM Global Diversified*, lo que favoreció la ponderación de Colombia en este índice e incentivó las mayores entradas hacia el mercado de TES.

Entre el segundo y el tercer trimestre de 2022 continuó el apetito de los inversionistas extranjeros en el mercado de TES, pese a que en este periodo se observó un aumento de las primas por riesgo medidas a través del CDS (el CDS a cinco años pasó de 190 pb el 31 de marzo a 337 pb el 30 de septiembre de 2022). Estas entradas pudieron estar explicadas por un incentivo a tomar posiciones largas en activos denominados en pesos, evidenciado en un crecimiento del *carry to risk ratio*[84] (Gráfico R1.9).

Finalmente, en el último trimestre de 2022 los inversionistas extranjeros empezaron a salir del mercado de deuda, lo cual, según algunos operadores del mercado, se explica por la mayor incertidumbre política y fiscal entorno a la aprobación de las diferentes reformas que adelantaría el gobierno y el impacto que podrían tener en el mercado de capitales.

1.4. Mercado accionario

Entre 2021 y 2022 los inversionistas extranjeros han reducido su posición en el mercado accionario, pasando de tener una participación del 12 % a finales de 2020 a una del 10 % a finales de 2022[85]. Lo anterior, en un contexto externo de menor apetito por activos riesgosos y ante algunos eventos idiosincrásicos que influyeron en el comportamiento de estos agentes (Gráfico R1.10)).

Durante la mayor parte de 2021 los inversionistas extranjeros presentaron salidas, las cuales pudieron estar influenciadas por expectativas del retiro de estímulo monetario por parte de la Reserva Federal antes de lo previsto, preocupaciones del mercado en torno a la situación fiscal del país y la potencial pérdida de grado de inversión que se dio entre mayo y julio, con los anuncios de S&P Global y Fitch Ratings. Adicionalmente, la salida de las acciones de GEB

y Corficolombiana de los índices *FTSE* en marzo y septiembre de 2021 generaron ventas adicionales en estos meses.

En mayo de 2021 se realizó la transición del índice Colcap hacia el índice MSCI Colcap, el cual es calculado por la firma proveedora de índices MSCI, reconocida globalmente y cuya metodología cumple con estándares internacionales[86]. Sin embargo, este evento no tuvo un impacto significativo sobre el comportamiento de los agentes extranjeros.

Entre diciembre de 2021 y mayo de 2022, las salidas de los inversionistas extranjeros se moderaron y su participación en el mercado aumentó levemente. Esto estuvo soportado por el mayor dinamismo generado a partir de las ofertas públicas de adquisición[87] (OPA) realizadas, la publicación de mejores resultados financieros de las empresas frente a los esperados y un entorno externo más favorable para los activos de la región, dada la lejanía geográfica del conflicto entre Rusia y Ucrania.

Posteriormente, la participación de los extranjeros en el mercado se redujo de manera importante de junio a septiembre de 2022. Algunos analistas mencionaron como factor relevante la incertidumbre local alrededor de las elecciones presidenciales y la posterior transición hacia el nuevo gobierno. Además, también pudo tener incidencia la incertidumbre frente al posible impacto de la reforma tributaría sobre las empresas, en particular las pertenecientes al sector mineroenergético, y sobre el apetito de inversionistas locales y extranjeros, dada la mayor carga tributaria por pagos de dividendos y ganancias ocasionales. Parte de este comportamiento se revirtió entre octubre y noviembre, en un contexto de mayor apetito por riesgo hacia emergentes, soportado por la expectativa de una recuperación de estas economías, lo cual incentivó mayores entradas de portafolio.

Anexos

Anexo 1.

A1.1. Principales características de los inversionistas extranjeros en el mercado de TES

En el Gráfico A1.1) se observa que la composición por tipo de inversionista extranjero cambió significativamente entre 2013 y 2015, en la medida en que los bancos dejaron de ser los principales agentes del exterior en este mercado y fueron superados por los fondos de inversión (*mutual funds*), los fondos de pensiones y las autoridades monetarias, principalmente. En cuanto a la composición por regiones, aumentó la participación de agentes del exterior provenientes de Europa y Asia/Medio Oriente (Gráfico A1.2).

En relación con la diversificación de la base de inversionistas, en el Gráfico A1.3 se observa que la concentración de su participación en este mercado ha sido relativamente estable desde 2014, con un leve retroceso entre el primer trimestre de 2016 y el primero de 2019 ante la entrada (y posterior liquidación parcial de su portafolio) de Franklin Templeton, una compañía estadounidense con un perfil de inversión activo que ha liderado las tenencias de deuda pública local en manos de agentes del exterior desde su entrada en marzo de 2016. Al 30 de diciembre de 2020, los cinco inversionistas más grandes concentran aproximadamente

una quinta parte del total del portafolio de los extranjeros de la deuda pública local en el mercado de contado.

A1.2. Participación del offshore en el mercado a futuro de TES

Los inversionistas del exterior también participan en el mercado de deuda pública mediante contratos NDF, aunque en magnitudes inferiores a las observadas en el mercado de contado y concentrada principalmente en los TES denominados en pesos (Gráfico A1.4). Su exposición a través de estos instrumentos en TES en pesos aumentó de manera sostenida hasta el primer trimestre de 2014, momento a partir del cual comenzó a disminuir a medida que aumentaba la participación de estos agentes en el mercado de contado. Posteriormente, se registró un segundo repunte importante en 2019 que coincidió con un menor apetito en el mercado de contado por parte del *offshore*.

A diferencia de lo observado para el mercado de contado, en este mercado participa un menor número de inversionistas extranjeros; sin embargo, se puede suponer que estos agentes fungen como intermediarios de un número mayor de inversionistas, al canalizar el acceso al mercado de deuda por medio de estos instrumentos.

Por su parte, la mayoría de estas operaciones se concentran en tres entidades financieras locales, las cuales, a su vez, tienden a realizar la cobertura de estas en el mercado de contado. En el Gráfico A1.5 se observan las compras netas realizadas por las entidades locales tanto en el mercado de contado como en el mercado a futuro[88] y la correlación móvil de seis meses de ambas series. Acorde con lo esperado, la correlación es negativa para la mayor parte del periodo analizado, por lo que el comportamiento de estos intermediarios en el mercado de contado es motivado, en gran medida, por razones de cobertura.

La diversificación por medio de estos instrumentos es acotada, y a diferencia del mercado de contado, se concentra en referencias con vencimiento en el corto y mediano plazos (Gráfico A1.6). En particular, el incremento de la posición larga de los extranjeros entre 2014 y 2015 se dio en el título que vencía en junio de 2016, al tiempo que la posición compradora durante 2017 se concentraba en los títulos con vencimiento en noviembre de 2018 y septiembre de 2019; por último, el aumento de la posición desde el segundo semestre de 2019 se dio en la referencia que vence en mayo de 2022.

Anexo 2.

Encontramos nueve estudios que analizan el efecto de choques sobre la tasa de política monetaria en los flujos de capital desde/hacia economías emergentes.

Anexo 3.

A3.1. Anexo econométrico

Este anexo contiene algunos resultados adicionales y detalles técnicos que no se incluyen en el cuerpo principal del documento. En particular, presentamos una breve descripción de los datos usados, y los detalles de nuestro ejercicio VAR estructural. Este suplemento no es autónomo, por lo que se recomienda a los lectores que lean primero la sección 5 del artículo principal.

Datos

Los flujos por tipo de instrumento (TES, acciones, bonos corporativos) proceden de la balanza de pagos del Banco de la República, son netos y están expresados en millones de dólares estadounidenses. Las series empleadas son mensuales desde enero de 2011 hasta diciembre de 2020. Como *proxi* de la tasa de interés de política usamos el promedio mensual de la TIB (fuente: Banco de la República). La inflación es la anual de fin de periodo (fuente: DANE). El índice de capitalización de la bolsa de Colombia (Colcap) se refiere al dato de fin de mes (fuente: Bolsa de Valores de Colombia). El déficit real es el déficit nominal deflactado por el IPC, acumulado de doce meses (fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público). La devaluación real es la nominal deflactada por el IPC (fuente: Banco de la República). La tasa de interés de los TES a diez años es tomada de Bloomberg.

Las tres variables exógenas son: DIFFR, el crecimiento mensual de la tasa de los fondos federales de Estados Unidos (fuente: https://fred.stlouisfed.org); el D12LVIX es el crecimiento anual porcentual del VIX, como indicador de riesgo internacional, y corresponde al índice de volatilidad CBOE mensual, no ajustado estacionalmente (fuente: https://fred.stlouisfed.org); el D12LIPI_USA es el crecimiento anual porcentual del índice de producción estadounidense con base 2021 = 100 (fuente: https://www.federalreserve.gov/releases/g17/current/). Como alternativa de tasa externa usamos la *shadow federal fund rate* de Wu y Xia (2016), descrita en el Anexo A3.2 (SWFED) (fuente: https://www.atlantafed.org/).

Por otra parte, las variables dicotómicas utilizadas en todos los cuatro modelos son: JPM equivale a 1 desde marzo de 2014 hasta el final de la muestra. DIDIV es igual a 1 desde diciembre de 2018 en adelante, para modelar el efecto del cambio regulatorio modificando el impuesto sobre los dividendos que rige a partir de esa fecha. Cuando se estiman modelos con cifras hasta diciembre de 2020, se incluye la dicotómica covid-19 que es igual a 0, excepto desde marzo de 2020 hasta el final de la muestra, donde toma el valor de 1.

Metodología econométrica

Ecuación del VARX + determinísticas:

donde A(L) y B(L) son polinomios, de grado p y q, respectivamente, en el acostumbrado operador de rezagos L; D representa efectos determinísticos como constantes (posibles tendencias determinísticas, usualmente lineales), efectos de intervención como el del covid-19 o las otras variables determinísticas descritas en sección 5.4 y en la subsección

anterior de este anexo.

El VAR estructural, SVAR:

Si ignoramos la escritura de los efectos de las variables exógenas y las determinísticas, escribimos el VAR como:

Dado que estamos trabajando con un modelo estacionario, podemos escribir:

esta ecuación contiene la representación de la media móvil vectorial de los modelos VAR en ausencia de variables exógenas[89].

Efectos de largo plazo se consideran como el acumulado de todos los efectos a lo largo del tiempo, es decir:

Las restricciones de largo plazo descritas (propuestas por Blanchard y Quah, 1989), implican las siguientes restricciones sobre el sistema VAR, ; es decir, para los ; donde las sumas de los elementos sobre o por debajo de la diagonal principal se estiman sin restricción, y aquellos por encima de dicha diagonal se restringen a ser 0. El algoritmo de estimación es el propuesto por Rubio-Ramírez, Waggoner y Zha (2010) -más detalles en Kilian y Lütkepohl (2017)-. La estructura empleada se representa, entonces, como:

Para el juzgamiento de la estabilidad de los VAR usamos el criterio Cusum, donde todas las ecuaciones de los cuatro modelos VAR resultan estables (resultados disponibles por solicitud a los autores).

Con el objetivo de chequear la homocedasticidad conjunta de los residuos de los VAR, calculamos los criterios de heterocedasticidad de White (sin incluir términos cruzados), donde los p-valores respectivos de los cuatro modelos VAR oscilan entre 0,6 y 0,8, respaldando, en los cuatro casos, la hipótesis nula de homocedasticidad.

No todos los residuos de los VAR son normales (factorización estructural), los cuales muestran exceso de curtosis, la que se podría tratar de corregir con transformaciones de la variable, pero esto complicaría la interpretación de resultados, por eso no seguimos ese camino. Como alternativa, los impulso-respuesta y sus intervalos de confianza los calculamos por el método se *bootstrapping* en bloques de seis residuos consecutivos.

Sobre la no autocorrelación: se presenta autocorrelación residual a los rezagos en dos y superiores en tres de los cuatro modelos; habiendo determinado la cantidad de rezagos en los VAR, es usual tratar de mejorar dicho efecto incluyendo variables dicotómicas en los periodos donde se presenten residuos extremos. Al proceder así, se disminuye un poco la autocorrelación, pero el incremento del número de coeficientes a estimar reduce en exceso los grados de libertad (dichos resultados no se presentan aquí).

A3.2. Impulsos-respuesta adicionales:

A3.3. Análisis de descomposición de varianza

La descomposición de varianza ofrece evidencia de la importancia relativa de cada uno de los choques en las fluctuaciones de los flujos de portafolio estudiados. El Cuadro A3.1 muestra el porcentaje de la varianza del error de pronóstico debido a cada choque en el VAR estructural de los TES a un horizonte de hasta doce meses. Los flujos de capital por TES se explican principalmente por sus propios choques y los choques en Balance Fiscal durante el periodo de análisis. Con respecto a los demás, los choques a la tasa de interés de política monetaria (TIB) explican la mayor parte de la volatilidad de los flujos de capitales por TES (19,9 %), seguidos por la inflación, a un horizonte de un mes. Por su parte, la descomposición de la varianza para los flujos de capitales por acciones es presentada en el Cuadro A3.2. Allí se observa que la volatilidad de los flujos de portafolio por acciones también se explica, principalmente, por sus propios choques y los choques en Balance Fiscal, que en este caso los choques a la tasa de interés de política (TIB) explican cerca del 8 % del total de las fluctuaciones de los flujos por acciones a un horizonte de dos meses. Así mismo, los choques del Colcap y la devaluación explican cerca del 5 % de la volatilidad de los flujos por acciones, siendo estos los más importantes, lo cual puede explicar el bajo efecto de los choques de política monetaria sobre la dinámica de los flujos de portafolio en este mercado. En cuanto a los bonos corporativos, después de choques a Balance Fiscal, su propia dinámica, la tasa de interés de política (TIB) y el Colcap explican en menor medida de su volatilidad (Cuadro A3.3).

A3.4. Inversión de portafolio en el mercado local

En el Cuadro A3.4, columna A, se detallan los datos del flujo neto de inversión extranjera de portafolio en el mercado local colombiano reportado en la balanza de pagos, el cual comprende las transacciones (compras menos ventas) realizadas por los no residentes, con instrumentos financieros (títulos de deuda o participaciones de capital) emitidos por residentes en Colombia y que se negocian en el mercado local. Cabe anotar que estos datos corresponden a flujos netos, debido a que las fuentes de información no permiten desagregar los componentes brutos (ingresos y egresos) que integran este dato de balanza de pagos.

En la columna B se detalla la información del monto de los rendimientos que fueron pagados a inversionistas no residentes por la propiedad de inversiones de portafolio en el mercado local (el cual es el dinero proveniente del pago de rendimientos en pesos colombianos que reciben los inversionistas no residentes por la tenencia de inversiones de portafolio en el mercado local). Estos rendimientos corresponden al pago de cupones, dividendos, intereses y similares. Los datos disponibles son anuales desde 2014 y trimestrales desde 2017.

Dentro de las compras se incluye como uno de los orígenes de los recursos, el dinero proveniente del pago de rendimientos en moneda local; por tanto, los datos de la columna B están incluidos en los datos de la columna A. Esto último es una diferencia entre la balanza cambiaria y la balanza de pagos, puesto que este dinero proveniente del pago de rendimientos, al ser pagados en pesos colombianos en el mercado local, no se contabiliza como un ingreso en la balanza cambiaria, pero sí es una parte de las compras en la balanza de pagos.

Anexo 4. Flujos de portafolio en Colombia entre no residentes

Anexo 5.

A5.1. Flujos netos de portafolio de los inversionistas no residentes y residentes

A5.2. Marco analítico y modelo econométrico

El modelo estándar de portafolio de economía abierta supone que hay sustituibilidad imperfecta entre activos internos y externos, es decir, la condición de paridad descubierta de intereses (o UIP) no se cumple y existe espacio para el arbitraje. Tal sustituibilidad se puede afectar si existen fricciones a los flujos de capitales, tales como controles, riesgos de liquidez en moneda extranjera, riesgos de mercado, riesgos de insolvencia o fricciones financieras.

El modelo de portafolio señala que los inversionistas locales (residentes) o extranjeros (no residentes) diversifican sus portafolios entre activos locales y externos en función de los retornos esperados. Así, la demanda relativa de activos internos en moneda local por parte de los inversionistas no residentes se especifica como una función de su prima de riesgo, *pr* (véase Domínguez y Frankel, 1993):

(1) ,

donde x es la cantidad demandada de activos locales por parte de los inversionistas no residentes y es la tasa de interés local entre el momento *t* y *k*-periodos adelante; es la tasa de interés externa entre el momento *t* y *k*-periodos adelante, y es la tasa de depreciación esperada de la moneda local (la tasa de cambio se expresa como unidades de moneda local por una unidad de moneda extranjera) entre el momento *t* y *k*-periodos adelante. La demanda relativa de activos por parte de los inversionistas residentes también se puede expresar de la misma manera, es decir, en función de la prima de riesgo de los activos extranjeros:

(2)

donde es la cantidad demanda de activos externos por parte de los inversionistas residentes, y es la tasa de interés externa entre el momento *t* y *k*-periodos adelante; es la

tasa de depreciación esperada de la moneda extranjera entre el momento *t* y *k*-periodos adelante, e i_k es la tasa de interés local entre el momento *t* y *k*-periodos adelante.

Como en equilibrio, la demanda de activos locales por parte de los inversionistas no residentes debe ser igual a la oferta; lo mismo debe ocurrir para los inversionistas residentes. Esto lo damos por cumplido, ya que en esta sección no son tema de estudio y, por tanto, no lo modelamos.

Ahora, asúmase que la demanda de activos locales es equivalente a los flujos de portafolio de los inversionistas no residentes y la demanda de activos externos es equivalente a los flujos de portafolio de los inversionistas residentes. Más aún, supóngase que los flujos de portafolio se determinan tanto por la prima de riesgo, como lo indica el modelo de portafolio en la ecuación (1), como por otras variables que conducen las entradas (o factores de atracción) y salidas (o factores de expulsión) de capitales hacia o desde la economía local por parte de ambos tipos de inversionistas. Entonces, podemos expresar la ecuación (1), como el siguiente modelo de regresión:

(3)

En donde las variables z1 a zj representan distintos factores de atracción y expulsión, y es el término de error. Este modelo en forma de sistema de vectores autorregresivos con variables exógenas *(VAR-X)* se presenta en el texto.

Claramente, el modelo de la ecuación (1) incorpora varias simultaneidades o correlaciones entre las variables y el término de error que hay que resolver antes de estimarlo. Por ejemplo, entre la variable dependiente y las expectativas de tasas de cambio, entre estas y el término de error, o entre las variables explicativas que podrían contaminar, estadísticamente hablando, el término de error. Uno podría intentar resolver los anteriores problemas mediante una estimación con variables instrumentales, un método generalizado de momentos o mediante un sistema de vectores autorregresivos *(VAR)* identificado con la matriz de Choleski, y con variables exógenas explícitamente modeladas en un sistema *VAR-X*.

Así, se estima el siguiente modelo *VAR-X(p,q)*:

(4)

A5.3. Respuesta de los flujos brutos de capital de portafolio ante choques de la TIB como variable endógena

Con el fin de evaluar la posible endogeneidad de la tasa de interés interna de política monetaria, realizamos un ejercicio de robustez que incluye la TIB como variable endógena, en lugar de exógena, para cada uno de los cuatro modelos VARX presentados y estimados en nuestra sección. Las respuestas de cada uno de los cuatro flujos de capital analizados ante un choque sobre la TIB son presentadas en el Gráfico A5.2 y muestran que los resultados no cambian, es decir, las perturbaciones de la tasa no afectan los flujos de portafolio agregados de no residentes o residentes, ya que las respuestas no son estadísticamente significativas.

A5.4. Respuestas de los flujos netos de capital de portafolio ante choques de la TIB como variable exógena

Como una prueba de robustez de los resultados, y con el fin de compararlos con los de otras secciones del artículo, se repitieron las estimaciones, pero para los flujos netos de capital de portafolio en lugar de los brutos. En particular, se realizaron dos ejercicios, en el primero se asume que la TIB es exógena y en el segundo que la TIB es endógena. El Gráfico A5.3 muestra la respuesta de los flujos netos de capital ante una perturbación de la TIB cuando se asume que esta variable es exógena. Por otro lado, el Gráfico A5.4 reporta la respuesta de los flujos netos de capital ante una perturbación de la TIB cuando se asume que esta variable es endógena. Al igual que los modelos analizados en el documento, las respuestas no son estadísticamente significativas, es decir, las perturbaciones de la tasa de interés no afectan los flujos netos de portafolio de no residentes ni de residentes.

A5.5. Evolución de las tasas de interés de política monetaria interna y externa (porcentajes)

A5.6. Respuesta de los flujos de capital de portafolio ante un choque del diferencial de intereses: tasa TIB menos tasa FED

A5.7. Variables, definiciones y fuentes

Periodo: ene-2011 a dic-2020

Frecuencia de la información: mensual

Colombia

1. Flujos de portafolio-No residentes entradas (FPNRE): entradas de capitales de portafolio de los no resientes colombianos en millones de dólares. Fuente: Balanza Cambiaria, Sector Financiero, Banco de la República.

2. Flujos de portafolio-No residentes salidas (FPNRS): salidas de capitales de portafolio de los no resientes colombinos en millones de dólares. Fuente: Balanza Cambiaria, Sector Financiero, Banco de la República.

3. Flujos de portafolio-Residentes entradas (FPRE): entradas de capitales de portafolio de los resientes colombianos en millones de dólares. Fuente: Balanza Cambiaria, Sector Financiero, Banco de la República.

4. Flujos de portafolio-Residentes salidas (FPRS): salidas de capitales de portafolio de los resientes colombianos en millones de dólares. Fuente: Balanza Cambiaria, Sector Financiero,

Banco de la República.

Nota: las series mencionadas de los flujos brutos de capital de portafolio comprenden las cuentas de ingresos y egresos de "Inversión financiera colombiana en el exterior" de la balanza cambiaria, las "cuentas de compensación" y los flujos de portafolio a través de los intermediarios en el mercado cambiario (o IMC), tanto del sector privado como del público, que se denominan flujos de portafolio de residentes (FPR). También comprenden las cuentas de ingresos y egresos de "Inversión de capitales del exterior de portafolio" realizada por medio de los IMC, las cuales se denominan flujos de portafolio de no residentes (FPNR).

5. Tasa de interés interbancaria de Colombia (TIB). Fuente: Sección de Estadística, Banco de la República, (unidades en porcentaje).

6. Tasas de interés de los TES a diez años (TES10A). Fuente: Banco de la República (cálculos de los autores; unidades en porcentaje).

7. IGBC (IGBC) Índice de la bolsa de valores de Colombia, también conocido como Índice General. Es un índice ponderado de capitalización de las acciones líquidas y altamente capitalizadas, transadas en la bolsa de valores de Colombia. Fuentes: 2003-2006: Bloomberg (Ticket: IGNC Index); 2006-2013: Bolsa de Valores de Colombia (IGBC); 2013-2020: Bolsa de Valores de Colombia (Colcap). Para obtener la serie completa se retropoló la serie Colcap con las tasas de crecimiento del IGBC.

8. Promedio de CDS_COP Colombia (CDS_COP): índice de los *credit default swap* de los bonos colombianos. Fuente: Bloomberg (Ticket: CDS_COP).

9. GBI de JP Morgan (GBICOL): peso de Colombia en el índice *JP Morgan-GBI-EM Global Diversified*. Fuentes: JP Morgan-Sección de mercados del Banco de la República.

10. Variación de la Tasa de cambio representativa del mercado promedio (VTRMP): se obtiene como la primera diferencia logarítmica (LN) de la TRMP y se multiplica por 100 (unidades en porcentaje).

11. Índice de percepción de riesgo Idoam (Idoam): incorpora la información de un conjunto de variables que reflejan las perspectivas de los agentes del mercado local de Colombia sobre la evolución de la economía. Las variables a partir de las cuales se construye el indicador se normalizan y agregan cuidando que todas tengan la misma dirección, es decir, que un aumento de cada componente refleje mayor percepción de riesgo. Fuente: Departamento de Operaciones de Mercado (Doam), Banco de la República.

Estados Unidos

12. S&P 500 (SP500): Standard and Poor's 500 Index. Es un índice ponderado por capitalizaciones de las quinientas acciones más importantes del mercado de capitales de Estados Unidos. El índice está diseñado para medir el desempeño de la economía por medio de cambios en el valor de mercado agregado de quinientas acciones. Fuente: Bloomberg (Ticket: spx).

13. Tasa de interés de los fondos federales, *Fed funds rate* (Fed): tasas de interés de los bonos de los fondos federales. Fuente: Bloomberg (unidades en porcentaje).

14. Tasa de interés de los bonos del tesoro de Estados Unidos (*Treasury bill rates*) a diez años (TB10A). Fuente: Bloomberg (Ticket: USGG10yr) (unidades en porcentaje).

15. VIX (VIX): The Chicago Board Options Exchange Volatility Index. Refleja una estimación del mercado de la volatilidad futura (usualmente 30 días), basada en un promedio ponderado de las volatilidades implicadas por un amplio rango de eventos. Medida del riesgo en el mercado financiero de Estados Unidos. Fuente: Bloomberg (Ticker: vix).

16. SpreadBAA10Y (S-COR-TB10A): diferencial entre la tasa del bono corporativo con grado de inversión BAA y la tasa de los títulos del tesoro a diez años. Mide el apetito por riesgo de los inversionistas en el mercado estadounidense: entre más alto el *spread* mayor apetito por riesgo.

BAA = Moody's Seasoned BAA Corporate Bond Yield.

T = 10-Year Treasury Constant Maturity Rate.

Fuente: Federal Reserve Bank of St. Louis.

17. Medida de apetito por riesgo en economías emergentes producido por el JPMorgan (JPM-EM-RA). "El JP. Morgan EM FX *Risk Appetite Index* mide el grado de toma de riesgo de los inversionistas en el mercado cambiario en países emergentes. Entre mayor sea el índice mayor es el apetito por riesgo en esos mercados, probablemente coincidiendo con un exceso de posicionamiento alcista y, en definitiva, primas de riesgo erosionadas. Por el contrario, los niveles bajos del índice señalan un escaso apetito por el riesgo, probablemente coincidiendo con un exceso de posicionamiento bajista y, a su vez, primas de riesgo elevadas." Este indicador presenta una alta correlación con el CDS de Colombia y con el VIX. Fuentes: JP Morgan y Bloomberg (Ticket: JPRAEMFX Index).

A5.8. Implementación econométrica

Se estima el modelo de vectores autorregresivos con variables exógenas (VAR-X) para cada uno de los cuatro flujos de capital de portafolio estudiados: flujos de entradas de capital de inversionistas no residentes (FPNRE), flujos de salidas de capital de inversionistas no residentes (FPNRS), flujos de entradas de capital de inversionistas residentes (FPRE) y flujos de salidas de capital de inversionistas residentes (FPRS). El Cuadro A5.1 lista las variables endógenas y exógenas incluidas en cada modelo VAR-X estimado y para el periodo muestral comprendido entre enero de 2011 y diciembre de 2020.

Antes de estimar los modelos, se realizaron las siguientes pruebas de raíz unitaria sobre las series de tiempo analizadas: KPSS (Kwiatkowski *et al*., 1992), ERS (Elliott *et al*., 1996) y ZA (Zivot y Andrews, 1992). Los resultados reportados en el Cuadro A5.2 indican que, en general, todas las variables son no estacionarias. También se realizaron las mismas pruebas

sobre las primeras diferencias de las variables. Estas indicaron que todas las series transformadas son estacionarias. Estas últimas pruebas no son reportadas, pero se encuentran disponibles para los interesados.

Teniendo en cuenta el orden de integración de estas series, se calculó la prueba de cointegración de Shin (1994) y los resultados se presentan en el Cuadro A5.3. Estos indican que en todos los casos las variables no están cointegradas.

Tomando en consideración los resultados anteriores, se estimaron los modelos VAR-X sobre las series en primeras diferencias[90]. Posteriormente, se calcularon los impulsos-respuesta acumulados asociados con estos modelos, los cuales son mostrados en el Anexo A5.4 y analizados en el texto.

Finalmente, en el Cuadro A5.4 se reportan varias pruebas de especificación sobre los residuales de los modelos analizados. En general, estas indican que no hay indicios de una especificación incorrecta. Sin embargo, los resultados de la prueba de Henze y Zirkler (1990) sugieren que los errores de estos modelos no tienen una distribución normal. Por tanto, los intervalos de confianza de las funciones de impulso-respuesta son construidos mediante técnicas de *bootstrapping*.

A5.9. Funciones de impulso-respuesta (FIR) acumuladas de los flujos de capital de portafolio

A5.10. Pruebas de estabilidad del sistema VAR-X

Los gráficos A5.16 a A5.19 presentan las pruebas de estabilidad del sistema VAR-X sobre los residuales de los modelos de regresión analizados. Estas pruebas están basadas en la suma acumulada de los residuales estandarizados de los modelos estimados de forma recurrente (Rec-Cusum). Si los estadísticos estimados se mantienen dentro de las franjas rosadas, no hay evidencia de cambios estructurales. Los resultados de las pruebas indican que en ningún caso existe evidencia estadística de cambios estructurales.

Anexo 6. Construcción de las series diarias de ingresos y egresos

La construcción de las series diarias de ingresos y egresos se realizó con base en los

siguientes numerales de la balanza cambiaria:

Unidad de Asuntos Internacionales (2020). *Informe mensual sobre actividades con inversionistas, julio, documento interno.*

Rincón, Hernán y Velasco, Andrés, eds. (2013). *Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes*, Banco de la República. Disponible en: https://www.banrep.gov.co/es/libro-flujos-capitales

Esta sección toma varios elementos del recuadro "Participación de extranjeros en el mercado de deuda pública local" presentado en el *Informe de la Junta Directiva del Banco de la República al Congreso de la República*, publicado el 28 de marzo de 2017.

El 16 de marzo de 2011 la agencia calificadora S&P elevó la calificación crediticia de la deuda de largo plazo de Colombia de BB+ (con perspectiva positiva) a BBB- (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 15 de agosto de 2012 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 24 de abril de 2013 la incrementó de BBB- (positiva) a BBB (estable). Por su parte, el 31 de mayo de 2011 Moody's la aumentó de Ba1 (positiva) a Baa3 (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 8 de julio de 2013 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 28 de julio de 2014 la incrementó de Baa3 (positiva) a Baa2 (estable). Por su parte, el 22 de junio de 2011 Fitch Ratings la aumentó de BB+ (positiva) a BBB- (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 6 de marzo de 2013 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 10 de diciembre de 2013 la incrementó de BBB- (positiva) a BBB (estable).

Decreto 4800 de 2010, que modificó el Decreto 2080 de 2000.

Sociedades comisionistas de bolsa, sociedades fiduciarias y sociedades administradoras de inversión, sometidas a la inspección y vigilancia de la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC).

Específicamente, la Ley 1607 de 2012 estableció dos tasas para las inversiones extranjeras de portafolio, una del 25 % y la otra del 14 %, dependiendo de si las inversiones provenían de paraísos fiscales o no, respectivamente. La base para practicar la retención en la fuente será la utilidad obtenida por el inversionista durante el respectivo mes.

Decreto 2318 del 23 de octubre de 2013.

El 19 de marzo de 2014 se señaló que la participación de Colombia en el índice *GBI-EM global diversified* pasaría del 3,2 % al 8 %, en el índice *GBI-EM* global del 1,81 % al 5,60 % y en el índice *GBI-EM global diversified* 15 % IG del 3,07 % al 8,26 %. Estos ajustes tuvieron lugar de forma gradual entre el 30 de mayo y el 30 de septiembre de ese mismo año. Adicionalmente, mencionó que como resultado del aumento de la ponderación de Colombia, otros países disminuyeron su peso en los índices, como Turquía, Rusia, Tailandia, Indonesia y Hungría.

El 23 de mayo de 2019 las agencias calificadoras Moody's y Fitch Ratings realizaron anuncios con respecto a la calificación de la deuda soberana de Colombia, en donde el país mantuvo el grado de inversión. Por un lado, Moody's reafirmo la calificación de deuda soberana de Colombia (Baa2) y mejoró su perspectiva de negativa a estable, lo cual se fundamentó en la fase de recuperación por la que atravesaba la economía colombiana y los esfuerzos en la consolidación fiscal que pueden conllevar una estabilización de la deuda del Gobierno. Por su parte, Fitch Ratings mantuvo la calificación en BBB, pero revisó la perspectiva del país a negativa desde estable.

A principios de agosto de 2019, Estados Unidos anunció sorpresivamente la imposición de aranceles adicionales del 10 % sobre productos chinos valorados en USD 300 mm. Pese a que inicialmente indicó que estos entrarían en vigor el 1 de septiembre, posteriormente señaló que se establecerían en dos etapas: el 1 de septiembre y el 15 de diciembre. Como resultado, el tipo de cambio chino alcanzó máximos desde 2008 y se ubicó por encima de USD 7. Posteriormente, a finales de ese mismo mes, el país asiático también impuso aranceles adicionales del 10 % sobre bienes estadounidenses valorados en USD 75 mm, a lo que el presidente Donald Trump respondió manifestando su intención de intensificar las sanciones comerciales a China.

El 16 de octubre por medio de la sentencia C-481 de 2019, la Corte Constitucional declaró la inexequibilidad de la mayoría de la Ley de Financiamiento por vicios de procedimiento a partir del primero de enero de 2020.

El 4 de septiembre de 2019, J. P. Morgan anunció la entrada de China en varios de sus indicadores a partir de febrero de 2020. En particular, para el índice *GBI-EM Global Diversified* señaló que su inclusión alcanzaría una ponderación del 10 % y su entrada sería gradual, empezando en un 1 % en febrero de 2020 e iría aumentando en un punto porcentual cada mes hasta noviembre de 2020 (sin embargo, China alcanzó el 10 % hasta diciembre de 2020 toda vez que entre febrero y marzo se mantuvo en el 1 %). Según estimaciones previas hechas por esta entidad, la inclusión provocaría una caída gradual de la ponderación de Colombia de 102 pb (siendo el segundo país con mayor reducción, después de Tailandia, con una reducción de 105 pb), lo que probablemente llevó a algunos inversionistas a anticiparse, reduciendo su exposición a títulos locales inclusive antes de febrero de 2020. No obstante, entre enero y diciembre de 2020 la participación de Colombia en el indicador se redujo 54 pb.

Luego de que Arabia Saudita y Rusia no lograran llegar a un acuerdo de recorte de producción para hacer frente a la debilidad de la demanda, producto de la expansión del coronavirus, el 12 de abril de 2020, en su reunión virtual, la OPEP+ acordó reducir su bombeo en 9,7 millones de barriles por día (bpd) en mayo y junio, o cerca de un 10 % del suministro mundial.

De acuerdo con información de la BVC, entre 2013 y 2020 las colocaciones anuales promedio de bonos alcanzaron los COP 9,2 b.

El 30 de mayo de 2011 iniciaron las transacciones del MILA, de acuerdo con lo establecido por su comité ejecutivo.

En junio de 2014 se anunció la incorporación de México al MILA, en el marco de los trabajos de la IX Cumbre de la Alianza del Pacífico. Posteriormente, en agosto de 2014 los supervisores de Chile, Colombia, Perú y México discutieron los compromisos y la hoja de ruta para consolidar el ingreso del mercado mexicano al MILA, en el marco del V Encuentro de Supervisores del MILA. Finalmente, el 2 de diciembre se realizó la primera operación en el MILA a través de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV)

Los ETF son fondos de inversión cuyas unidades de participación se negocian en bolsa y tienen como objetivo principal replicar un determinado índice. En particular, el ETF Icolcap sigue el comportamiento del índice Colcap y es administrado por BlackRock.

El 20 de enero de 2016 la referencia de petróleo Brent alcanzó un nivel mínimo de USD 27,88 por barril

En junio de 2017 MSCI anunció que incluiría acciones *A-Shares* de China de gran capitalización en el índice MSCI EM. La tasa de inclusión se fijó en 5 % para mayo y agosto de 2018. Posteriormente, en febrero de 2019 MSCI anunció que aumentaría la tasa de inclusión al 20 % e incluiría acciones *A-Shares* de China de mediana capitalización en mayo, agosto y noviembre de 2019.

El 20 de junio de 2018, MSCI anunció que Argentina y Arabia Saudita se reclasificarían a mercados emergentes de mercados fronterizos y autónomos, respectivamente. La inclusión de acciones de empresas de Arabia Saudita dentro del índice MSCI EM, las cuales representarían cerca de un 2,6 % del índice, se realizaría en dos pasos en las revisiones semestrales del índice (mayo y agosto de 2019); mientras que la inclusión de las acciones de empresas de Argentina, que tendrían un peso del 0,26 %, se implementaría en mayo de 2019.

Se calcula de la siguiente manera: en el numerador se toma el dato del formato Ipext (que contiene el saldo a fin de mes a valor de mercado de las inversiones en renta variable que tienen los extranjeros) y en el denominador se toma el dato de capitalización bursátil ajustada por flotante. Los datos de capitalización se toman del World Federation of Exchanges (WFE) y se ajusta por flotante con información de Bloomberg.

De acuerdo con información de la BVC, al 30 de diciembre de 2020 las siguientes acciones tenían una participación en el Colcap de: ISA (12,6 %), Ecopetrol (11 %), PF-Bancolombia (13,2 %) y Bancolombia (7 %).

De acuerdo con la información de la balanza cambiaria y de las cuentas de compensación.

Entre enero de 2003 y diciembre de 2020 el 68 % de los meses se observaron egresos de divisas de colombianos por concepto de inversión de portafolio. En este periodo las entidades del sector privado presentaron egresos de divisas por concepto de inversión de portafolio el 72 % de los meses, mientras que las entidades del sector público presentaron egresos el 56 % de los meses.

De acuerdo con la SFC, a diciembre de 2020 los fondos de pensiones obligatorias (conservador, moderado, mayor riesgo y retiro programado) administrados por las AFP tenían

un portafolio total de COP 316,8 billones (b), de los cuales COP 128,3 b corresponden a inversiones en moneda extranjera. Por su parte, el valor de los fondos de cesantías a diciembre de 2020 ascendía a COP 14,2 b, de los cuales COP 4,7 b corresponden a inversiones en moneda extranjera.

En diciembre de 2007 se publicó para comentarios el proyecto que buscaba, entre otras cosas, aumentar el límite que tenían los fondos de pensiones al realizar inversiones en emisores del exterior e incluir dentro de la lista de inversiones admisibles que pueden realizar los fondos de pensiones las acciones emitidas por entidades del exterior o certificados de depósitos negociables representativos de dichas acciones (ADR y GDR), así como las participaciones en fondos de capital privado constituidos en el exterior. Lo anterior entró en vigencia a partir del 14 de febrero de 2008 tras la publicación de la Circular Externa 005 de 2008 de la SFC.

De acuerdo con el Decreto 2555 de 2010, los límites para cada tipo de fondo son: conservador (40 %, numeral 8 del artículo 2.6.12.1.5), moderado (60 %, numeral 10 del artículo 2.6.12.1.6), mayor riesgo (70 %, numeral 10 del artículo 2.6.12.1.7) y retiro programado (40 %, numeral 8 del artículo 2.6.12.1.24).

Con datos de la balanza cambiaria, los flujos de inversionistas extranjeros en TES y acciones, entre enero de 2010 y diciembre de 2020, los flujos asociados a las inversiones en TES en valor absoluto representaron en promedio el 55 % del flujo en valor absoluto de inversión de portafolio de extranjeros en Colombia. Por su parte, entre octubre de 2010 y diciembre de 2020 los flujos asociados a inversiones en renta variable en valor absoluto representaron en promedio el 16 % del flujo en valor absoluto de inversión de portafolio de inversionistas extranjeros en Colombia.

Entre los estudios que analizan los efectos de la política monetaria no convencional sobre los flujos de capital se encuentran: Fratzscher (2012), Kiendrebeogo (2016), Sangwon y Byung-Soo (2016) y Punzi y Chantapacdepong (2017).

Un ejemplo es el *taper tantrum* de 2013, cuando la Fed suspendió su programa de compra de activos posterior a la crisis financiera global de 2008-2009. Este ajuste causó pánico en los mercados financieros, lo que ocasionó una salida marcada de capitales desde economías emergentes.

RePEc es una base de datos bibliográfica dedicada a la difusión de investigación en Economía y sus ciencias afines. Ideas es uno de los portales bibliográficos de RePEc, y contiene información de 3,78 millones de elementos de investigación provenientes de 3.722 revistas académicas y 5.353 series de documentos de trabajo; véase: https://ideas.repec.org/stats.html

Los estudios de datos de panel fueron descartados debido a que la mayoría incluye economías avanzadas, las cuales fueron descartadas por presentar atributos macroeconómicos que las hacen notablemente distintas a las economías emergentes.

Las nueve fuentes empíricas y las 121 observaciones finales son el resultado de una búsqueda más amplia, presentada en el trabajo de Villamizar *et al.* (2022), que tiene un total

de 330 observaciones (y 884.711 observaciones efectivas —que hacen referencia a la sumatoria de las observaciones de cada trabajo empleado—), extraídas de cincuenta estudios distintos. Para ver un análisis más representativo, invitamos a leer el documento completo.

El factor de impacto de una revista o serie de documentos de trabajo refleja su importancia dentro del área académica a la cual pertenece. Se calcula como el cociente entre el número total de citas de los estudios publicados en ese sitio en los últimos dos años y el número total de estudios publicados en este durante el mismo tiempo.

Cuando hay diferencias substanciales en la medición de las variables de interés, los efectos se estandarizan hacia una escala libre de métricas. En este estudio, los cambios en la tasa de política y los flujos de capital son expresados en una escala común aplicable a las distintas fuentes empíricas de la muestra. De esta manera, favorece la interpretación directa de los resultados, pues los cambios son expresados en unidades y magnitudes con sentido económico en lugar de efectos estadísticos (Stanley y Doucouliagos, 2012).

Todos los cambios en la tasa de política distintos de 100 pb fueron ajustados para reflejar esta magnitud, cambio que estuvo acompañado de un ajuste proporcional en el efecto reportado por la fuente empírica. Asimismo, los choques positivos en la tasa de política interna (diferencial) fueron multiplicados por -1 para revertir la dirección del cambio, convirtiéndolos en choques negativos.

Se multiplicó por -1 aquellos resultados donde los flujos se midieron como salidas de capital para convertirlos a entradas. Adicionalmente, se multiplicó por 52, 12 y 4 los resultados derivados de estudios semanales, mensuales y trimestrales, respectivamente, para poder comparar por el PIB trimestral. El PIB para cada país se tomó del Fondo Monetario Internacional durante el periodo de análisis del estudio.

Una explicación detallada de las variables que definen los subgrupos, así como las fuentes de información utilizadas para construirlas, puede ser consultada en Villamizar *et al*. (2022).

Para medir la incidencia de las medidas del trilema en las entradas de capital de las economías emergentes contempladas en este estudio, establecimos si el valor de estas es mayor o menor a la media de i) índices de apertura financiera e independencia monetaria construidos con base en Aizenman *et al*. (2008), así como la media de las desviaciones anuales de la paridad de interés cubierta.

Como puede advertirse, los coeficientes para Colombia oscilan entre -0,3 y -3,2, para tres de los cuatro estudios tomados en consideración. La única excepción proviene del estudio de Villar y Rincón (2000), que cubre el periodo 1993-1999, para el cual se obtuvo un coeficiente de -0,0001 que caracteriza una economía con un bajo grado de apertura financiera, como el que ocurría en aquella época.

En el Anexo A3.4 se presenta una nota metodológica de la estadística de inversión extranjera de portafolio y el Cuadro A3.4.1muestra el flujo neto de inversión de portafolio por parte de inversionistas no residentes en el mercado local colombiano y el monto de los rendimientos que fueron pagados a dichos inversionistas por la propiedad de inversiones de portafolio que

se reporta en la balanza de pagos.

Se conoce como *prize puzzle* una situación en la cual aumentos en la tasa de política conllevan a aumentos en la inflación.

Cabe mencionar que los flujos de portafolio de bonos del Gobierno Nacional solo incluyen las emisiones de TES y no se incluyen las emisiones en mercados internacionales. Del mismo modo, se incluyen únicamente emisiones en el mercado local de acciones y bonos corporativos. Tampoco se tienen en cuenta las tenencias de esas emisiones en poder de residentes debido a que no se tiene información mensual por este concepto.

Se espera que el comportamiento de los residentes sea análogo; sin embargo, en el caso de Colombia no contamos con datos desagregados por instrumento para el caso de los residentes o de flujos brutos para cada instrumento.

Para la identificación de los choques de política monetaria se han propuesto varias metodologías y el objetivo es evitar el denominado *price puzzle* (donde ante un aumento de la tasa de interés la inflación aumenta). Entre esas metodologías, las más utilizadas son los VAR con restricciones de corto y largo plazo o los VAR con restricciones de signo. Sin embargo, los primeros tienen la ventaja sobre los segundos que el signo de la relación entre la inflación y la tasa de interés no es impuesto, sino que se permite que sea estimado por el sistema.

Nótese en el Gráfico A3.3 del anexo que no se presenta *prize puzzle* en nuestros resultados, lo cual indica que el choque de política monetaria se encuentra correctamente identificado.

En diciembre de 2020, los fondos de inversión y los fondos de pensiones concentraron el 68,3 % de las inversiones totales en el mercado de deuda pública local entre no residentes. Otros inversionistas extranjeros (fondos soberanos, aseguradoras, *hedge funds* y bancos comerciales) presentaron una participación relativamente baja posterior a la recomposición del índice financiero GBI de J.P. Morgan (Gráfico 23). Para el caso de las autoridades monetarias, las cuales aportaron el 11,4 % de las inversiones totales, encontramos que su comportamiento se acerca considerablemente al exhibido por los fondos de pensiones. Por esta razón, y para facilitar la presentación de los resultados, decidimos enfocar el análisis hacia los dos tipos de inversionistas extranjeros que, además de concentrar el grueso de las inversiones en TES, difieren en sus conductas de inversión, como veremos más adelante.

El Gráfico del Anexo 4 muestra el comportamiento de los flujos de portafolio entre no residentes según instrumento financiero entre 2010-2020.

En este ámbito, Arslanalp *et al.* (2020) encuentran que, comparados con el mercado general, los fondos de inversión pasivos son entre tres y cinco veces más sensibles a cambios en factores externos.

Para evaluar la robustez de los resultados, estimamos un modelo VAR que utiliza las mismas variables empleadas en la estimación bajo el modelo GMM. Encontramos una consistencia importante, independiente del método de estimación, aspecto que refuerza nuestra confiabilidad en los hallazgos. Las estimaciones asociadas con el modelo VAR pueden ser

consultadas en Gamboa-Estrada y Sánchez-Jabba (2022).

La estimación mediante GMM permite controlar tres posibles fuentes de endogeneidad: la heterogeneidad no observable, la simultaneidad y la endogeneidad dinámica. En nuestra especificación la endogeneidad surge debido a heterogeneidad no observable, ya que las variables explicativas pueden estar correlacionadas con el término de error. Igualmente, puede presentarse endogeneidad por simultaneidad, donde dos variables pueden estar codeterminadas.

En las estimaciones se incluye el siguiente tipo de variables: percepción de riesgo; precios de materias primas; índices de condiciones financieras y de sorpresas económicas en economías avanzadas; tasas de interés locales y externas; el diferencial de la inflación y del crecimiento del PIB de Colombia con respecto a Estados Unidos; calificaciones de riesgo soberano de distintas agencias calificadoras, y tasa de cambio.

Corresponde a la tasa efectiva de los fondos federales calculada por la Reserva Federal de Nueva York. Hasta el 1 de marzo de 2016, esta tasa se calculaba como la media de la tasa efectiva ponderada por el volumen de operaciones diario proporcionado por los principales *brokers*. A partir del 1 de marzo de 2016, dicho ente calcula esta tasa como la mediana ponderada por el volumen diario de operaciones proporcionado por los *brokers*. De esta manera, esta es una serie de empalme, basada en la media de los valores calculados de la tasa efectiva (antes del 1 de marzo de 2016) y los valores calculados basados en la mediana de la tasa efectiva (desde el 1 de marzo de 2016).

El índice de condiciones financieras de Estados Unidos, calculado por Bloomberg, describe el nivel general de estrés en los distintos mercados financieros de ese país. Un valor positivo indica mayor estabilidad en los mercados (condiciones financieras más flexibles), mientras que un valor negativo refleja una mayor inestabilidad (condiciones financieras más restringidas), usualmente relacionada con periodos de crisis. Los factores incluidos en su cálculo incluyen el *spread* US Ted (diferencia entre la Libor y la tasa de los *Treasury Bills*); el *spread* entre la Libor y la OIS; el *spread* entre el *commercial paper* y los *Treasury Bills*; el *spread* entre el rendimiento *US High* y la tasa a diez años de los bonos del tesoro; el *spread* entre los bonos municipales de Estados Unidos y la tasa de los bonos del tesoro; el índice de volatilidad *swaption*, el S&P500 y el VIX. El índice BFCIUS indica el número de desviaciones estándar en las cuales se desvían las condiciones financieras actuales de los niveles normales (antes de la crisis, definido como el periodo de 1994 hasta el 1 de julio de 2008). Dado que este índice captura el riesgo medido por el VIX, el coeficiente de correlación entre estas variables entre diciembre de 2009 y diciembre de 2020 fue de -0,84.

Las calificaciones de riesgo soberano se obtienen de Bloomberg y el Ministerio de Hacienda y Crédito Público y corresponden al *foreign currency long-term rating*. Debido a que esta información tiene una frecuencia irregular, aplicamos una transformación lineal usando la metodología de Kim y Wu (2008), lo que permitió convertirlas en una serie de tiempo.

El GBI-EM de J.P. Morgan es un índice ponderado a partir de bonos soberanos en mercados emergentes, ampliamente utilizado para el seguimiento de la deuda pública en estas economías. El aumento de la participación de Colombia en este índice llevó a un incremento notable en las inversiones de extranjeros en TES, lo cual disminuyó permanentemente los

rendimientos de dichos títulos con vencimiento a diez años (García-Andrade, 2019).

Corresponde al índice amplio de la tasa de cambio real basada en el índice de precios al consumidor utilizando 2010 como año base. Un aumento de este índice implica una apreciación de la tasa de cambio real.

Se realizaron pruebas de raíz unitaria para los determinantes seleccionados, de tal manera que las variables incluidas en las estimaciones fuesen estacionarias. Ello implicó algunas transformaciones: por ejemplo, las calificaciones de riesgo soberano y la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM de J.P. Morgan corresponden a variaciones mensuales en estas variables. Asimismo, los retornos de la tasa de cambio efectiva real se midieron como la primera diferencia del logaritmo de esta variable.

Los resultados de las estimaciones mediante el método generalizado de momentos se reportan en el Cuadro A4.1 del Anexo 4.

Este resultado se mantiene cuando se incluyen las condiciones financieras en Europa (en lugar de los Estados Unidos) o cuando se usan las calificaciones de riesgo soberano de Moody's.

Esta preocupación aparece, pero únicamente con las variables endógenas del modelo, ya que las variables exógenas lo son por definición. Se enfrentó el problema de las endógenas y su ordenamiento dentro del sistema VAR analizando una por una las funciones de impulso-respuesta sin restricciones para cada una de ellas. Los signos fueron generalmente los esperados, en particular para el ordenamiento escogido y asociado con la exogeneidad contemporánea del método de Cholesky de la variable "más exógena" a la "más endógena": tasa TES → expectativas de depreciación → precio de las acciones → CDS Colombia → flujo bruto de portafolio. Recuérdese que con la identificación recursiva implementada se obtiene un modelo exactamente identificado. Por ejemplo, cuando se seleccionó el ordenamiento tasa TES → CDS Colombia → expectativas de depreciación → precio de las acciones → flujo bruto de portafolio, los signos esperados se mantienen.

El lector seguramente se preguntará por qué en un estudio de flujos de capital y para un país exportador de petróleo como Colombia las perturbaciones de los precios internacionales de éstas no resultan estadísticamente significativas. La razón probablemente se relaciona con el tipo de flujos de capital estudiado, ya que, por el contrario, los precios de los *commodities*, particularmente los precios del petróleo, si resultan determinantes de los flujos de inversión extranjera directa y la deuda, como lo muestran Arias *et al.* (2013), Rincón y Velasco (2013) y Arias *et al.* (2016), para el caso de Colombia.

En esta sección se agradece la colaboración de Gloria Sarmiento y José Luis Vesga Ladrón en la facilitación y procesamiento de la información de los flujos de portafolio diarios de la balanza cambiaria.

En nuestra revisión, no se encuentra en la literatura referencias que estudien los flujos de capital de portafolio de extranjeros en altas frecuencias. No obstante, entidades como el Institute of International Finance (IIF) suelen incluir este tipo de datos en algunos de sus análisis para algunos países emergentes.

Se toman promedios móviles de veinte días para suavizar las series debido a su alta volatilidad.

El indicador de condiciones financieras estadounidenses es producido por Bloomberg y recoge el nivel general de estrés financiero en los mercados de dinero, bonos y acciones en Estados Unidos. Un incremento de este indicador significa un relajamiento de las condiciones financieras.

El VIX corresponde al índice de volatilidad del Chicago Board Options Exchange, el cual extrae la volatilidad implícita en el mercado de opciones sobre las acciones del S&P500. Un incremento del VIX representa un aumento de la volatilidad implícita en el mercado accionario en Estados Unidos y una mayor aversión al riesgo por parte de los inversionistas internacionales.

La evolución de dichas series y las pruebas de raíces unitarias para las series empleadas se encuentran en el Anexo 6. Las series de flujos de portafolio incluidas en las regresiones son estacionarias.

Tanto para las estimaciones de ingresos como egresos, al restringir la muestra hasta diciembre de 2019 (periodo previo a la crisis sanitaria del covid-19) no se encontraron cambios importantes en los resultados.

Para el percentil que refleja los episodios de estrés de ingresos *(α=0,25)*, ante un incremento de un punto en el índice de condiciones financieras de los Estados unidos la medida de ingresos diarios de portafolio empleada se reduce en 0,16 puntos porcentuales.

Para este percentil *(α=0,25)*, ante un incremento de un punto en el índice VIX la medida de ingresos diarios de portafolio empleada se reduce 0,01 puntos porcentuales.

La participación de los inversionistas extranjeros en el mercado financiero colombiano ha sido uno de los factores determinantes para explicar su comportamiento a lo largo de los últimos años, y actualmente estos inversionistas poseen la cuarta parte de los títulos de deuda pública denominados en moneda local y aproximadamente el 13 % de las acciones.

EL CDS a cinco años de Colombia subió 186 pb, mientras que el CDS a cinco años de Brasil, México, Chile y Perú subió 112 pb, 49 pb, 63 pb y 64 pb, respectivamente.

EL EMBI de Colombia subió 163 pb, mientras que el EMBI de Brasil, México, Chile y Perú varió 8 pb, 25 pb, -4 pb y 62 pb, respectivamente.

El 19 de mayo de 2021 S&P Global Ratings redujo la calificación de la deuda a largo plazo en moneda extranjera de Colombia de BBB- a BB+ y la calificación de la deuda a largo plazo en moneda local de BBB a BBB-, y cambió la perspectiva de estas calificaciones de negativa a estable. Posteriormente, el 1 de julio de 2021, Fitch Ratings rebajó la calificación de riesgo de Colombia, para deuda de largo plazo en moneda extranjera, de BBB- con perspectiva negativa a BB+ con perspectiva estable.

Entre el 30 de diciembre de 2020 y el 30 de diciembre de 2022 el peso colombiano se

depreció 40,2 %, la tasa de los TES en pesos a 10 años aumentó 539 pb y el índice accionario MSCI Colcap cayó 10,6 %.

IIF, por su sigla en inglés.

Entre 2021 y 2022 las economías emergentes presentaron entradas netas de inversión extranjera de portafolio por USD 446 mil millones (mm), lo cual se divide en USD 382 mm de entradas al mercado de deuda y USD 64 mm al mercado de renta variable. En el periodo Latinoamérica presentó entradas netas por USD 161 mm.

De acuerdo con cifras de la balanza cambiaria, del formato IPEXT que recibe el Banco de la República, de la Bolsa de Valores de Colombia, del Depósito Central de Valores y Deceval.

En el periodo, los distintos agentes realizaron inversiones por: los fondos de inversión (COP 10 b), los fondos de pensiones (COP 6,4 b), las autoridades monetarias (COP 6,3 b) y los fondos soberanos (COP 4,6 b). De esta manera, su participación dentro del saldo de los inversionistas extranjeros se ubicó en 40,9 %, 25 %, 14 % y 6,1 %, en su orden, al cierre de 2022.

Véase nota al pie 4.

Durante el segundo trimestre de 2021 se observaron entradas de renta fija hacia economías emergentes por valor de USD 118 mm según cifras del IFF.

El *carry trade* es una estrategia de inversión que consiste en endeudarse en una divisa que tenga una tasa de interés baja (en este caso dólares) y luego invertir el dinero solicitado en una moneda con mayor tasa de interés (peso colombiano). Además, para controlar por riesgo, esta medida se puede ajustar por la volatilidad de las opciones del tipo de cambio *At the Money 3 Months* (ATM 3M), de esta manera se puede obtener el indicador de Carry to Risk Ratio (CTR). Un valor alto del indicador supone que los inversionistas estarían dispuestos a tomar posiciones largas en la divisa que presente la mayor tasa de interés.

Se calcula de la siguiente manera: en el numerador se toma el dato del formato IPEXT (que contiene el saldo a fin de mes a valor de mercado de las inversiones en renta variable que tienen los extranjeros) y en el denominador se toma el dato de capitalización bursátil ajustada por flotante. Los datos de capitalización salen del World Federation of Exchanges (WFE) y se ajusta por flotante con información de Bloomberg.

El 28 de mayo de 2021 se realizó la transición al nuevo índice MSCI Colcap, en remplazo del índice Colcap.

Entre 2019 y 2021 se adjudicaron en promedio tres OPA, mientras que en 2022 se adjudicaron nueve operaciones. En noviembre de 2021 se hicieron los primeros anuncios de OPA para las acciones de Nutresa y Grupo Sura por parte del Grupo Gilinski. Las OPA se negociaron en varias rondas entre noviembre de 2021 y noviembre de 2022, aunque las últimas operaciones exitosas culminaron en abril de 2022. En este periodo también se realizaron OPA por Grupo Argos y BAC Holding International.

En este caso únicamente con contrapartes del exterior.

La inclusión de variables exógenas no altera las restricciones de identificación de los choques.

Los órdenes de rezagos (*p, q*) de los modelos VARX (*p, q*) asociados con las series FPNRE, FPNRS, FPRE y FPRS son (4,1), (4,1), (3,1) y (3,1), respectivamente.

Referencias

- Adler, Gustavo, Marie-Louise Djigbenou y Sebastian Sosa. 2016. "Global Financial Shocks and Foreign Asset Repatriation: Do Local Investors Play a Stabilizing Role?". Journal of International Money and Finance 60(c): 8-28. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.03.007

- Aggarwal, Raj y Ramesh P. Rao. 1990. "Institutional Ownership and Distribution of Equity Returns". The Financial Review 25(2): 211-229.

- Ahmed, Shaghil y Andrey Zlate. 2014. "Capital Flows to Emerging Market Economies: A Brave New World?". Journal of International Money and Finance 48: 221-248. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.05.015

- Aizenman, Joshua, Menzie D. Chinn y Hiro Ito. 2008. "Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time". NBER Working Paper (14533), National Bureau of Economic Research.

- Amisano, Gianni y Carlo Giannini. 1997. Topics in Structural VAR Econometrics. Berlín: Springer-Verlag.

- Ananchotikul, Nasha y Longmei Zhang. 2014. "Portfolio Flows, Global Risk Aversion and Asset Prices in Emerging Markets". IMF Working Paper (14-156), International Monetary Fund.

- Andrews, Donald. 1993. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point". Econometrica 61: 821-856.

- Arango-Lozano, Lucía, Lukas Menkhoff, Daniela Rodríguez-Novoa y Mauricio Villamizar-Villegas. 2020. "The Effectiveness of FX Interventions: A Meta-Analysis". Borradores de Economía (1132), Banco de la República.

- Arias, Fernando, David Delgado, Daniel Parra y Hernán Rincón. 2016. "Gross Capital Flows and their long-term Determinants for Developing Economies: A Panel Co-integration Approach". Borradores de Economía (932), Banco de la República.

- Arias, Fernando, Daira Garrido, Daniel Parra y Hernán Rincón. 2013. "¿Responden los diferentes tipos de flujos de capitales a los mismos fundamentos y en el mismo grado? Evidencia reciente para países emergentes". En Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes, editado por Hernán Rincon y Andrés Velasco, 53-81. Bogotá: Banco de la República.

- Arslanalp, Serkan, Dimitris Drakopoulos, Rohit Goel y Robin Koepke. 2020. "Benchmark-Driven Investments in Emerging Market Bond Markets". IMF Working Paper (20-192), International Monetary Fund.

- Arslanalp, Serkan y Takahiro Tsuda. 2015. "Emerging Market Portfolio Flows: The Role of Benchmark-Driven Investors". IMF Working Paper (15-263), International Monetary Fund.

- Badrinath, Swaminathan, Jayant Kale y Thomas Noe. 1995. "Of Shepherds, Sheep, and the Cross-autocorrelations in Equity Returns". Review of Financial Studies 8(2): 401-430.

- Baek, In-Mee. 2006. "Portfolio Investment Flows to Asia and Latin America: Pull, Push or Market Sentiment?". Journal of Asian Economics 17(2): 363-373.

- Bai Jushan, Perron Pierre. 2003. "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". Journal of Applied Econometrics 18: 1-22.

- Banco de la República. 2017. "Recuadro 2: Participación de extranjeros en el mercado de deuda pública local". En Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, 80-83. Marzo. https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/7165/ijd_mar_2017.pdf?sequence=1&isAllowed=y

- Banco de la República. 2020. Informe de Política Monetaria. https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/9929/informe_de_politica_monetaria_octubre_2020.pdf?sequence=7

- Banerjee, Ryan, Michael B. Devereux y Giovanni Lombardo. 2016. "Self-Orien- ted Monetary Policy, Global Financial Markets and Excess Volatility of International Capital Flows". Journal of International Money and Finance 68: 275-297. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.02.007

- Bank for International Settlements (BIS). 2007. "Institutional Investors, Global Savings and Asset Allocation". CGFS Papers (27). Bank for International Settlements.

- Bartov Eli, Suresh Radhakrishnan y Itzhak Krinsky. 2000. "Investor Sophistication and Patterns in Stock Returns after Earnings Announcements". Accounting Review 75(1): 43-63. http://www.jstor.org/stable/248632

- Blanchard, Oliver Jean y Danny Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". American Economic Review 79(4): 655-673, septiembre. http://www.jstor.org/stable/1827924?origin=JSTOR-pdf

- Boehmer, Ekkehart y Eric K. Kelley. 2009. "Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices". The Review of Financial Studies 22(9): 3563-3594. https://doi.org/10.1093/rfs/hhp028

- Brennan, Michael J. 2004. "The Individual Investor". Journal of Financial Research 18(1): 59-74. https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1995.tb00211.x

- Broner, Fernando, Tatiana Didier, Aitor Erce y Sergio Schmukler. 2013. "Gross Capital Flows: Dynamics and Crises". Journal of Monetary Economics 60(1): 113-133. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.12.004

- Brunnermeier, Markus K. y Stefan Nagel. 2004. "Hedge Funds and the Technology Bubble". Journal of Finance 59(5): 2013-2040.

- Bruno, Valentina y Hyun Shin. 2015. "Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics 71: 119-132. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.011

- Bush, Georgia, Carlos Iván Cañón y Daniel Gray. 2019. "Emerging Market Capital Flows: the Role of Fund Manager Portfolio Reallocation". https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3697664

- Cardozo, Nathali, Alfredo Hincapié y Kimberly Rojas. 2014. "Análisis del impacto en Colombia de la recomposición de los índices de J. P. Morgan de deuda local de países emergentes". Reportes del Emisor (179), abril.

- Calvo, Guillermo A., Leonardo Leiderman y Carmen M. Reinhart. 1996. "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s". Journal of Economic Perspectives 10(2): 123-139.

- Cerutti, Eugenio, Stijn Claessens y Damien Puy. 2019. "Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Fundamentals". Journal of International Economics 119: 133-149. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.04.006

- Ciminelli, Gabrieke, John Rogers y Webin Wu. 2022. "The Effects of U. S. Monetary Policy on International Mutual Fund Investment". Journal of International Money and Finance 127. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102676

- Chan-Lau, Jorge y Li L. Ong, 2005. "U. S. Mutual Fund Retail Investors in International Equity Markets: Is the Tail Wagging the Dog?". IMF Working Paper (05-162), International Monetary Fund.

- Chari, Anusha, Karlye Dilts Stedman y Christian Lundblad (2021. "Taper Tantrums: Quantitative Easing, Its Aftermath, and Emerging Market Capital Flows". Review of Financial Studies 34(3): 1445-1508. https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa044

- Chopra, Navin, Josef Lakonishok y Jay R. Ritter. 1992. "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?". Journal of Financial Economics 31(2): 235-268.

- Chow, Gregory. 1960. "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". Econometrica, 28: 591-605.

- Chu, Chia-Shang, Kurt Hornik y Chung-Ming Kuan. 1995. "Mosum Tests for Parameter Constancy". Biometrika, 82: 603-617.

- Chu, Chia-Shang, Maxwell Stinchcombe y Halbert White. 1996. "Monitoring Structural Change". Econometrica, 64(5): 1045-1065.

- Cohen, Benjamin J. 1998. The Geography of Money, primera edición, Nueva York: Cornell University Press.

- Cohen, Randolph B., Paul Gompers y Tuomo Vuolteenaho. 2002. "Who Underreacts to Cash-Flow News? Evidence from Trading between Individuals and Institutions". Journal of Financial Economics 66(2-3): 409-462. https://doi.org/10.3386/w8793

- Collins, Daniel W., Guojin Gong y Paul Hribar. 2003. "Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals". Review of Accounting Studies 8: 251-276. https://doi.org/10.1023/A:1024417513085

- Çulha, Ali Askın. 2006. "A Structural VAR Analysis of the Determinants of Capital Flows into Turkey". Central Bank Review 6(2), 11-35. https://core.ac.uk/download/pdf/6462843.pdf

- Dahlhaus, Tatjana y Garima Vasishtha. 2014. "The Impact of US Monetary Policy Normalization on Capital Flows to Emerging-Market Economies". Bank of Canada Working Paper (14-53), Bank of Canada.

- Daigler, Robert T. y Marilyn K. Wiley. 1999. "The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-volume Relation". The Journal of Finance 54(6): 2297-2316. http://www.jstor.org/stable/797995

- De Long, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence Summers y Robert Waldmann. 1990. "Noise Trader Risk in Financial Markets". The Journal of Political Economy 98(4): 703-738. http://www.jstor.org/stable/2937765

- Dennis, Patrick J. y Deon Strickland. 2002. "Who Blinks in Volatile Markets, Individuals or Institutions?". The Journal of Finance 57(5): 1923-1949. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00484

- Elliott, Graham, Thomas Rothenberg y James Stock. 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". Econometrica 64(4): 813-836.

- Erduman, Yasemin y Neslihan Kaya. 2016. "Time Varying Determinants of Bond Flows to Emerging Markets". Central Bank Review 16(2): 65-72. https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2016.05.003

- Fabiani, Andrea, Martha López-Piñeros, José-Luis Peydró y Paul E. Soto. 2022. "Capital Controls, Domestic Macroprudential Policy and the Bank Lending Channel of Monetary Policy". Journal of International Economics 139: 103677. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103677

- Fama, Eugene F. 1965. "The Behavior of Stock-market Prices". Journal of Business 38(1): 34-105.

- Fernandez-Arias, Eduardo. 1996. "The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?". Journal of Development Economics, 48(2): 389-418.

- Feroli, Michael, Anil K. Kashyap, Kermit L. Schoenholt y Hyun Song Shin. 2014. "Market

Tantrums and Monetary Policy". Chicago Booth Research Paper (14-09): 1-54.

- Fondo Monetario Internacional (FMI). 2016. World Economic Outlook. https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2016/12/31/Subdued-Demand-Symptoms-and-Remedies

- Forbes, Kristin y Francis Warnock. 2012. "Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment". Journal of International Economics 88(2): 235-251. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.03.006

- Forbes, Kristin, Marcel Fratzscher, Thomas Kostka y Roland Straub. 2016. "Bubble thy Neighbor: Portfolio Effects and Externalities from Capital Controls". Journal of International Economics 99(c): 85-104. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.12.010

- Fratzscher, Marcel (2012. "Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis". Journal of International Economics 88(2): 341-356. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.05.003

- Friedman, Milton. 1956. "The quantity theory of money: a restatement". En Studies in the Quantity Theory of Money, editado por Milton Friedman, 3-24. Chicago: University of Chicago Press.

- Gamboa-Estrada, Fredy y Andrés Sánchez-Jabba. 2022. "Foreign Investor Base and its Effect on Local Currency Public Debt Flows". Borradores de Economía (1222). Banco de la República, Bogotá.

- García-Andrade, Sebastián. 2019. "Efectos del rebalanceo de los índices de J. P. Morgan en 2014 sobre los rendimientos de los TES en moneda local". Borradores de Economía (1094). Banco de la República, Bogotá.

- Gelos, Gaston. 2011. "International Mutual Funds, Capital Flow Volatility, and Contagion-A Survey". IMF Working Paper (11/92). Fondo Monetario Internacional.

- Gómez, Esteban, Murcia, Andrés, Lizarazo, Angélica y Mendoza, Juan Carlos. 2019. "Evaluating the Impact of Macroprudential Policies On Credit Growth in Colombia". Journal of Financial Intermediation 634(42): 1008-43. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2019.100843

- González, Andrés, Mendoza, Omar, Rincón, Hernán y Rodríguez, Norberto. 2010. "Ciclo económico y efecto inflacionario de la depreciación de la moneda". Borradores de Economía (611). Banco de la República, Bogotá.

- Gospodinov, Nikolay. 2004. "Asymptotic confidence intervals for impulse responses of near-integrated processes". Econometrics Journal 7(2): 505-527. https://www.jstor.org/stable/23115036

- Ghosh, Atish, Mahvash S. Qureshi, Jun Il Kim y Juan Zalduendo. 2014. "Surges". Journal of International Economics 92(2): 266-285. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.12.007

- Hansen, Bruce. 1992. "Testing for Parameter Instability in Linear Models". Journal of Policy

Modeling 14(4): 517-533. https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90019-9

- Hansen, Bruce. 1997. "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests". Journal of Business & Economic Statistics 15(1): 60-67. https://doi.org/10.2307/1392074

- Hawkins, Douglas y Deng Qiqi. 2010. "A Nonparametric Change-Point Control Chart". Journal of Quality Technology 42(2): 165-173. https://doi.org/10.1080/00224065.2010.11917814

- Hawkins, Douglas y Gideon Zamba. 2005. "A Change-Point Model for a Shift in Variance". Journal of Quality Technology 37(1): 21-31.

- Hawkins, Douglas y Gideon Zamba. 2005. "Statistical Process Control for Shifts in Mean or Variance Using a Changepoint Formulation". Technometrics 47(2): 164-173. https://doi.org/10.1198/004017004000000644

- Hawkins, Douglas, Peihua Qiu y Chang Kang. 2003. "The Changepoint Model for Statistical Process Control". Journal of Quality Technology 35(4): 355-366.

- Henze, Norbert y Bernd Zirkler. 1990. A Class of Invariant Consistent Tests for Multivariate Normality". Communications in Statistics - Theory and Methods 19(10): 3595-3617.

- Huang, Emily J. 2015. "The Role of Institutional Investors and Individual Investors in Financial Markets: Evidence from Closed-End Funds". Review of Financial Economics 26(1): 1-11. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2015.05.001

- Hughen, J. Christopher y Cynthia G. McDonald. 2005. "Who Are the Noise Traders?". Journal of Financial Research 28(2): 281-298. https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2005.00125.x

- Kalemli-Özcan, Şebnem. 2019. "U. S. Monetary Policy and International Risk Spillovers". NBER Working Paper (26297). National Bureau of Economic Research.

- Kaniel, Ron, Gideon Saar y Sheridan Titman. 2008. "Individual Investor Trading and Stock Returns". The Journal of Finance 63(1): 273-310. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01316.x

- Kiendrebeogo, Youssouf. 2016. "Unconventional Monetary Policy and Capital Flows". Economic Modelling 54: 412-424. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.01.008

- Kilian, Lutz y Helmut Lütkepohl. 2017. Structural Vector Autoregressive Analysis. Nueva York: Cambridge University Press.

- Kim, Kenneth y John Nofsinger. 2005. "Institutional Herding, Business Groups, and Economic Regimes: Evidence from Japan". Journal of Business 78(1): 213-242. https://doi.org/10.1086/426524

- Kim, Soyoung. 2014. "Effects of Monetary Policy Shocks on the Exchange Rate in the Republic of Korea: Capital Flows in Stock and Bond Markets". Asian Development Review 31(1): 121-135. https://doi.org/10.1162/ADEV_a_00023

- Kim, Suk-Joong y Eliza Wu. 2008. "Sovereign Credit Ratings, Capital Flows and Financial Sector Development in Emerging Markets". Emerging Markets Review 9(1): 17-39.

- Koepke, Robin. 2014. "Fed Policy Expectations and Portfolio Flows to Emerging Markets". MPRA Paper (63519). University Library of Munich, Alemania.

- Koepke, Robin. 2019. "What Drives Capital Flows to Emerging Markets? A Survey of the Empirical Literature". Journal of Economic Surveys 33(2): 516-540. https://doi.org/10.1111/joes.12273

- Kumar, Alok. 2007. "Do the Diversification Choices of Individual Investors Influence Stock Returns?". Journal of Financial Markets 10(4): 362-390. https://doi.org/10.1016/j.finmar.2007.06.003

- Kwiatkowski, Denis, Peter Phillips, Peter Schmidt y Yongcheol Shin. 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root". Journal of Econometrics 54(1-3), 159-178. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

- Lama, Ruy y Juan Pablo Medina. 2020. "Mundell Meets Poole: Managing Capital Flows with Multiple Instruments in Emerging Economies". Journal of International Money and Finance 109: 1-20

- Lee, Charles. M. C., Andrei Shleifer y Richard H. Thaler. 1991. "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle". Journal of Finance 6(1): 75-109. https://doi.org/10.2307/2328690

- Lemus, Juan, Paola Morales, Daniel Osorio y Miguel Sarmiento. 2022. "The Internationalization of Domestic Banks and the Credit Channel of Monetary Policy". Journal of Banking and Finance 135: 106317. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106317

- Lipson, Marc y Andy Puckett. 2006. "Volatile Markets and Institutional Trading". Unpublished Working Paper. University of Missouri. http://faculty.bus.olemiss.edu/rvanness/Speakers/2006-2007/Lipson-Blink(2006).pdf

- López-Piñeros, Martha, Norberto Rodríguez-Niño y Miguel Sarmiento. 2022. "Monetary Policy and Portfolio Flows in an Emerging Market Economy". Borradores de Economía (1200). Banco de la República, Bogotá.

- Lutkepohl, Helmut. 2005. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlín: Springer-Verlag.

- Milesi-Ferretti, Gian-Maria y Cédric Tille. 2011. "The Great Retrenchment: International Capital Flows During the Global Financial Crisis". Economic Policy 26(66): 289-346. https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2011.00263.x

- Moher, David, Alessandro Liberati, Jennifer Tetzlaff y Douglas G. Altman. 2009. "Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses: The PRISMA statement". PLoS Medicine 6(7): e1000097.

- Miranda-Agrippino, Silvia y Rey Hélène. 2020. "US Monetary Policy and The Global Financial

Cycle". Review of Economic Studies 87(6): 2754-2776. https://doi.org/10.1093/restud/rdaa019

- Miyajima, Ken y Ilhyock Shim. 2014. "Asset Managers in Emerging Market Economies". BIS Quarterly Review: 19-34, septiembre.

- Moatsos, Michail y Achillefs Lazopoulos. 2021. "Global Poverty: A First Estimation of Its Uncertainty". World Development Perspectives, 22: 100315. https://doi.org/10.1016/j.wdp.2021.100315

- Montiel, Peter y Carmen M. Reinhart. 1999. "Do Capital Controls and Macroeconomic Policies Influence the Volume and Composition of Capital Flows? Evidence from the 1990s". Journal of International Money and Finance 18(4): 619-635.

- Nier, Erlend, Tahsin Saadi-Sedik y Tomas Mondino. 2014. "Gross Private Capital Flows to Emerging Markets: Can the Global Financial Cycle Be Tamed?". IMF Working Papers (14-196). International Monetary Fund.

- Newson, Stuart, Dario Massimino, Alison Johnston, Stephen Baillie y James Pearce-Higgins. 2013. "Should We Account for Detectability in Population Trends? Bird Study 60(3): 384-390.

- Obstfeld, Maurice. 2012. "Financial Flows, Financial Crises, and Global Imbalances". Journal of International Money and Finance 31(3): 469-480.

- Odean, Terrance. 1998. "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?". Journal of Finance 53(5): 1775-1798.

- Olani, Adugna. 2020. "Dynamic Effects of Macroeconomic Policies on Categories of Emerging Markets' Capital Inflows". Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies 13(1): 1-28. https://doi.org/10.1080/17520843.2019.1699133

- Oura, Hiroko, Nicolas Arregui, Luis Brandao-Marques, Johannes Ehrentraud, Hibiki Ichiue y Prachi Mishra. 2014. "How Do Changes in the Investor Base and Financial Deepening Affect Emerging Market Economies?". En Global Financial Stability Report: Moving from Liquidity- to Growth-Driven Markets. Washington, D. C.: International Monetary Fund.

- Perron, Pierre. 2006. "Dealing with Structural Breaks". En Palgrave Handbook of Econometrics, editado por Kerry Patterson y Terence C. Mills, vol. 1: Econometric Theory, 278-352. Londres: Palgrave Macmillan.

- Perron, Pierre y Yohei Yamamoto. 2013. "Estimating and Testing Multiple Structural Changes in Linear Models Using Band Spectral Regressions". Econometrics Journal 16(3): 400-429. https://www.jstor.org/stable/43697646

- Ploberger, Werner, Walter Kramer y Karl Kontrus. 1989. "A New Test for Structural Stability in the Linear Regression Model". Journal of Econometrics 40(2):307-318. https://doi.org/10.1016/0304-4076(89)90087-0

- Ploberger, Werner y Walter Kramer. 1992. "The CUSUM test with OLS

residuals". Econometrica 60(2): 271-285. https://doi.org/10.2307/2951597

- Punzi, María Teresa y Pornpinun Chantapacdepong. 2017. "Spillover Effects of Unconventional Monetary Policy in Asia and the Pacific". ADBI Working Paper Series (630). Asian Development Bank Institute, Tokio.

- Raddatz, Claudio y Sergio Schmukler. 2012. "On the International Transmission of Shocks: Micro-Evidence from Mutual Fund Portfolios". Journal of International Economics 88(2): 357-374. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.05.006

- Raddatz, Claudio, Sergio L. Schmukler y Tomas Williams. 2017. "International Asset Allocations and Capital Flows: The Benchmark Effect". Journal of International Economics 108: 413-430. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.06.007

- Rey, Hélène. 2013. "Dilemma not Trilemma: The Global Cycle and Monetary Policy Independence", Proceedings Economic Policy Symposium-Jackson Hole. Kansas City: Federal Reserve Bank.

- Rey, Hélène. 2016. "International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma". IMF Economic Review 64(1): 6-35. https://doi.org/10.1057/imfer.2016.4

- Rincón, Hernán y Andrés Velasco (eds.). 2013. Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes. Bogotá: Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/es/libro-flujos-capitales

- Rodríguez, Fermín; Najmeh Bazmohammadi, Josep Guerrero y Ainhoa Galarza. 2021. "A Very Short-Term Probabilistic Prediction Interval Forecaster for Reducing Load Uncertainty Level in Smart Grids". Applied Sciences 11(6): 2538. https://doi.org/10.3390/app11062538

- Romero, José Vicente, Hernando Vargas, Pamela Cardozo y Andrés Murcia. 2021. "How Foreign Participation in the Colombian Local Public Debt Market Has Influenced Domestic Financial Conditions". Latin American Journal of Central Banking 2(4): 100043. https://doi.org/10.1016/j.latcb.2021.100043

- Ross, Gordon J., Dimitris Tasoulis y Niall M. Adams. 2013. "Sequential Monitoring of a Bernoulli Sequence When the Pre-Change Parameter Is Unknown". Computational Statistics 28(2): 463-479. 10.1007/s00180-012-0311-7.

- Ross Gordon y Niall Adams. 2012. "Two Nonparametric Control Charts for Detecting Arbitrary Distribution Changes". Journal of Quality Technology 44(2): 102-116. https://doi.org/10.1080/00224065.2012.11917887

- Ross Gordon, Niall Adams, Dimitris Tasoulis y David Hand. 2011. "Nonparametric Monitoring of Data Streams for Changes in Location and Scale". Technometrics 53(4): 379-389. http://www.jstor.org/stable/41714951

- Rubio-Ramírez, Juan F., Daniel F. Waggoner y Tao Zha. 2010. "Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference". The Review of

Economic Studies 77(2): 665-696. https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00578.x

- Sánchez-Meca, Julio y Fulgencio Marín-Martínez. 2010. "Meta-Analysis in Psychological Research". International Journal of Psychological Research 3(1): 150-162. https://doi.org/10.21500/20112084.860

- Sangwon, Suh y Koo Byung-Soo. 2016. "Spillovers from U. S. Unconventional Monetary Policy and Its Normalization to Emerging Markets: A Capital Flow Perspective". Bank of Korea Working Paper (2016-4). Bank of Korea, Seúl. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2752814

- Sarmiento, Miguel. 2022. "Sudden Yield Reversals and Financial Intermediation in Emerging Markets". Journal of Financial Stability. En edición. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2022.101050

- Sarno, Luciano, Ilias Tsiakas y Barbara Ulloa. 2016. "What Drives International Portfolio Flows?". Journal of International Money and Finance 60: 53-72. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.03.006

- Shibayama, Takeru, Fabian Sandholzer, Barbara Laa y Tadej Brezina. 2021. "Impact of COVID-19 Lockdown on Commuting: A Multi-Country Perspective". European Journal of Transport and Infrastructure Research 21(1): 70-93. https://doi.org/10.18757/ejtir.2021.21.1.5135

- Shiller, Robert J. 1984. "Stock Prices and Social Dynamics". Brookings Papers on Economic Activity (2): 457-498.

- Shin, Yongcheol. 1994. "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of no Cointegration". Econometric Theory 10(1): 91-115.

- Sias, Richard W. y Laura T. Starks. 1997. "Return autocorrelation and institutional investors". Journal of Financial Economics 46(1): 103-131. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(97)00026-3

- Sias, Richard W., Laura T. Starks y Sheridan Titman. 2006. "Changes in Institutional Ownership and Stock Returns: Assessment and Methodology". Journal of Business 79(6): 2869-2910.

- Stanley, Tom D. y Hristos Doucouliagos. 2012. Meta-Regression Analysis in Economics and Business. Londres: Routledge.

- Taylor, Mark y Lucio Sarno. 1997. "Capital Flows to Developing Countries: Long- and Short-Term Determinants". The World Bank Economic Review 11(3): 451-470. https://www.jstor.org/stable/3990255

- Thomas, Ashok, Lucas Spataro y Nanditha Mathew. 2014. "Pension Funds and Stock Market Volatility: An Empirical Analysis of OECD Countries". Journal of Financial Stability 11: 92-103. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2014.01.001

- Walker, Eduardo y Fernando Lefort. 2002. "Pension Reform and Capital Markets: Are There Any (Hard) Links?". Abante 5(2): 77-149. https://doi.org/10.2139/ssrn.239531

- Wu, Jing Cynthia y Fan Dora Xia. 2016. "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound". Journal of Money, Credit, and Banking 48(2-3): 253-291. https://doi.org/10.1111/jmcb.12300

- Villamizar, Mauricio, Lucía Arango, Geraldine Castelblanco, Nicolás Fajardo y María A. Ruiz. 2022. "The Effects of Monetary Policy on Capital Flows: A Meta-Analysis". Borradores de Economía (1204). Banco de la República, Bogotá.

- Zeileis, Achim. 2006. "Implementing a Class of Structural Change Tests: An Econometric Computing Approach". Computational Statistics & Data Analysis 50(11): 2987-3008. https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.07.001

- Zeileis, Achim, Ajay Shah y Ila Patnaik. 2010. "Testing, Monitoring, and Dating Structural Changes in Exchange Rate Regimes". Computational Statistics & Data Analysis 54(6): 1696-1706. https://doi.org/10.1016/j.csda.2009.12.005

- Zivot, Eric y Donald Andrews. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics 10(3), 251-270. https://doi.org/10.2307/1391541

Notas de autor

[1]Unidad de Asuntos Internacionales (2020). Informe mensual sobre actividades con inversionistas, julio, documento interno.

[2]Rincón, Hernán y Velasco, Andrés, eds. (2013). Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes, Banco de la República. Disponible en: https://www.banrep.gov.co/es/libro-flujos-capitales

[3]Esta sección toma varios elementos del recuadro "Participación de extranjeros en el mercado de deuda pública local" presentado en el Informe de la Junta Directiva del Banco de la República al Congreso de la República, publicado el 28 de marzo de 2017.

[4]El 16 de marzo de 2011 la agencia calificadora S&P elevó la calificación crediticia de la deuda de largo plazo de Colombia de BB+ (con perspectiva positiva) a BBB- (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 15 de agosto de 2012 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 24 de abril de 2013 la incrementó de BBB- (positiva) a BBB (estable). Por su parte, el 31 de mayo de 2011 Moody's la aumentó de Ba1 (positiva) a Baa3 (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 8 de julio de 2013 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 28 de julio de 2014 la incrementó de Baa3 (positiva) a Baa2 (estable). Por su parte, el 22 de junio de 2011 Fitch Ratings la aumentó de BB+ (positiva) a BBB- (estable), alcanzando el grado de inversión; luego, el 6 de marzo de 2013 cambió la perspectiva de estable a positiva, y el 10 de diciembre de 2013 la incrementó de BBB- (positiva) a BBB (estable).

[5]Decreto 4800 de 2010, que modificó el Decreto 2080 de 2000.

[6]Sociedades comisionistas de bolsa, sociedades fiduciarias y sociedades administradoras de inversión, sometidas a la inspección y vigilancia de la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC).

[7]Específicamente, la Ley 1607 de 2012 estableció dos tasas para las inversiones extranjeras de portafolio, una del 25 % y la otra del 14 %, dependiendo de si las inversiones provenían de paraísos fiscales o no, respectivamente. La base para practicar la retención en la fuente será la utilidad obtenida por el inversionista durante el respectivo mes.

[8]Decreto 2318 del 23 de octubre de 2013.

[9]El 19 de marzo de 2014 se señaló que la participación de Colombia en el índice GBI-EM global diversified pasaría del 3,2 % al 8 %, en el índice GBI-EM global del 1,81 % al 5,60 % y en el índice GBI-EM global diversified 15 % IG del 3,07 % al 8,26 %. Estos ajustes tuvieron lugar de forma gradual entre el 30 de mayo y el 30 de septiembre de ese mismo año. Adicionalmente, mencionó que como resultado del aumento de la ponderación de Colombia, otros países disminuyeron su peso en los índices, como Turquía, Rusia, Tailandia, Indonesia y Hungría.

[10]El 23 de mayo de 2019 las agencias calificadoras Moody's y Fitch Ratings realizaron anuncios con respecto a la calificación de la deuda soberana de Colombia, en donde el país mantuvo el grado de inversión. Por un lado, Moody's reafirmo la calificación de deuda soberana de Colombia (Baa2) y mejoró su perspectiva de negativa a estable, lo cual se fundamentó en la fase de recuperación por la que atravesaba la economía colombiana y los esfuerzos en la consolidación fiscal que pueden conllevar una estabilización de la deuda del Gobierno. Por su parte, Fitch Ratings mantuvo la calificación en BBB, pero revisó la perspectiva del país a negativa desde estable.

[11]A principios de agosto de 2019, Estados Unidos anunció sorpresivamente la imposición de aranceles adicionales del 10 % sobre productos chinos valorados en USD 300 mm. Pese a que inicialmente indicó que estos entrarían en vigor el 1 de septiembre, posteriormente señaló que se establecerían en dos etapas: el 1 de septiembre y el 15 de diciembre. Como resultado, el tipo de cambio chino alcanzó máximos desde 2008 y se ubicó por encima de USD 7. Posteriormente, a finales de ese mismo mes, el país asiático también impuso aranceles adicionales del 10 % sobre bienes estadounidenses valorados en USD 75 mm, a lo que el presidente Donald Trump respondió manifestando su intención de intensificar las sanciones comerciales a China.

[12]El 16 de octubre por medio de la sentencia C-481 de 2019, la Corte Constitucional declaró la inexequibilidad de la mayoría de la Ley de Financiamiento por vicios de procedimiento a partir del primero de enero de 2020.

[13]El 4 de septiembre de 2019, J. P. Morgan anunció la entrada de China en varios de sus indicadores a partir de febrero de 2020. En particular, para el índice GBI-EM Global Diversified señaló que su inclusión alcanzaría una ponderación del 10 % y su entrada sería gradual, empezando en un 1 % en febrero de 2020 e iría aumentando en un punto porcentual cada mes hasta noviembre de 2020 (sin embargo, China alcanzó el 10 % hasta diciembre de

2020 toda vez que entre febrero y marzo se mantuvo en el 1 %). Según estimaciones previas hechas por esta entidad, la inclusión provocaría una caída gradual de la ponderación de Colombia de 102 pb (siendo el segundo país con mayor reducción, después de Tailandia, con una reducción de 105 pb), lo que probablemente llevó a algunos inversionistas a anticiparse, reduciendo su exposición a títulos locales inclusive antes de febrero de 2020. No obstante, entre enero y diciembre de 2020 la participación de Colombia en el indicador se redujo 54 pb.

[14]Luego de que Arabia Saudita y Rusia no lograran llegar a un acuerdo de recorte de producción para hacer frente a la debilidad de la demanda, producto de la expansión del coronavirus, el 12 de abril de 2020, en su reunión virtual, la OPEP+ acordó reducir su bombeo en 9,7 millones de barriles por día (bpd) en mayo y junio, o cerca de un 10 % del suministro mundial.

[15]De acuerdo con información de la BVC, entre 2013 y 2020 las colocaciones anuales promedio de bonos alcanzaron los COP 9,2 b.

[16]El 30 de mayo de 2011 iniciaron las transacciones del MILA, de acuerdo con lo establecido por su comité ejecutivo.

[17]En junio de 2014 se anunció la incorporación de México al MILA, en el marco de los trabajos de la IX Cumbre de la Alianza del Pacífico. Posteriormente, en agosto de 2014 los supervisores de Chile, Colombia, Perú y México discutieron los compromisos y la hoja de ruta para consolidar el ingreso del mercado mexicano al MILA, en el marco del V Encuentro de Supervisores del MILA. Finalmente, el 2 de diciembre se realizó la primera operación en el MILA a través de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV)

[18]Los ETF son fondos de inversión cuyas unidades de participación se negocian en bolsa y tienen como objetivo principal replicar un determinado índice. En particular, el ETF Icolcap sigue el comportamiento del índice Colcap y es administrado por BlackRock.

[19]El 20 de enero de 2016 la referencia de petróleo Brent alcanzó un nivel mínimo de USD 27,88 por barril

[20]En junio de 2017 MSCI anunció que incluiría acciones A-Shares de China de gran capitalización en el índice MSCI EM. La tasa de inclusión se fijó en 5 % para mayo y agosto de 2018. Posteriormente, en febrero de 2019 MSCI anunció que aumentaría la tasa de inclusión al 20 % e incluiría acciones A-Shares de China de mediana capitalización en mayo, agosto y noviembre de 2019.

[21]El 20 de junio de 2018, MSCI anunció que Argentina y Arabia Saudita se reclasificarían a mercados emergentes de mercados fronterizos y autónomos, respectivamente. La inclusión de acciones de empresas de Arabia Saudita dentro del índice MSCI EM, las cuales representarían cerca de un 2,6 % del índice, se realizaría en dos pasos en las revisiones semestrales del índice (mayo y agosto de 2019); mientras que la inclusión de las acciones de empresas de Argentina, que tendrían un peso del 0,26 %, se implementaría en mayo de 2019.

---

[22]Se calcula de la siguiente manera: en el numerador se toma el dato del formato Ipext (que contiene el saldo a fin de mes a valor de mercado de las inversiones en renta variable que tienen los extranjeros) y en el denominador se toma el dato de capitalización bursátil ajustada por flotante. Los datos de capitalización se toman del World Federation of Exchanges (WFE) y se ajusta por flotante con información de Bloomberg.

[23]De acuerdo con información de la BVC, al 30 de diciembre de 2020 las siguientes acciones tenían una participación en el Colcap de: ISA (12,6 %), Ecopetrol (11 %), PF-Bancolombia (13,2 %) y Bancolombia (7 %).

[24]De acuerdo con la información de la balanza cambiaria y de las cuentas de compensación.

[25]Entre enero de 2003 y diciembre de 2020 el 68 % de los meses se observaron egresos de divisas de colombianos por concepto de inversión de portafolio. En este periodo las entidades del sector privado presentaron egresos de divisas por concepto de inversión de portafolio el 72 % de los meses, mientras que las entidades del sector público presentaron egresos el 56 % de los meses.

[26]De acuerdo con la SFC, a diciembre de 2020 los fondos de pensiones obligatorias (conservador, moderado, mayor riesgo y retiro programado) administrados por las AFP tenían un portafolio total de COP 316,8 billones (b), de los cuales COP 128,3 b corresponden a inversiones en moneda extranjera. Por su parte, el valor de los fondos de cesantías a diciembre de 2020 ascendía a COP 14,2 b, de los cuales COP 4,7 b corresponden a inversiones en moneda extranjera.

[27]En diciembre de 2007 se publicó para comentarios el proyecto que buscaba, entre otras cosas, aumentar el límite que tenían los fondos de pensiones al realizar inversiones en emisores del exterior e incluir dentro de la lista de inversiones admisibles que pueden realizar los fondos de pensiones las acciones emitidas por entidades del exterior o certificados de depósitos negociables representativos de dichas acciones (ADR y GDR), así como las participaciones en fondos de capital privado constituidos en el exterior. Lo anterior entró en vigencia a partir del 14 de febrero de 2008 tras la publicación de la Circular Externa 005 de 2008 de la SFC.

[28]De acuerdo con el Decreto 2555 de 2010, los límites para cada tipo de fondo son: conservador (40 %, numeral 8 del artículo 2.6.12.1.5), moderado (60 %, numeral 10 del artículo 2.6.12.1.6), mayor riesgo (70 %, numeral 10 del artículo 2.6.12.1.7) y retiro programado (40 %, numeral 8 del artículo 2.6.12.1.24).

[29]Con datos de la balanza cambiaria, los flujos de inversionistas extranjeros en TES y acciones, entre enero de 2010 y diciembre de 2020, los flujos asociados a las inversiones en TES en valor absoluto representaron en promedio el 55 % del flujo en valor absoluto de inversión de portafolio de extranjeros en Colombia. Por su parte, entre octubre de 2010 y diciembre de 2020 los flujos asociados a inversiones en renta variable en valor absoluto representaron en promedio el 16 % del flujo en valor absoluto de inversión de portafolio de inversionistas extranjeros en Colombia.

[30]Entre los estudios que analizan los efectos de la política monetaria no convencional sobre

los flujos de capital se encuentran: Fratzscher (2012), Kiendrebeogo (2016), Sangwon y Byung-Soo (2016) y Punzi y Chantapacdepong (2017).

[31]Un ejemplo es el taper tantrum de 2013, cuando la Fed suspendió su programa de compra de activos posterior a la crisis financiera global de 2008-2009. Este ajuste causó pánico en los mercados financieros, lo que ocasionó una salida marcada de capitales desde economías emergentes.

[32]RePEc es una base de datos bibliográfica dedicada a la difusión de investigación en Economía y sus ciencias afines. Ideas es uno de los portales bibliográficos de RePEc, y contiene información de 3,78 millones de elementos de investigación provenientes de 3.722 revistas académicas y 5.353 series de documentos de trabajo; véase: https://ideas.repec.org/stats.html

[33]Los estudios de datos de panel fueron descartados debido a que la mayoría incluye economías avanzadas, las cuales fueron descartadas por presentar atributos macroeconómicos que las hacen notablemente distintas a las economías emergentes.

[34]Las nueve fuentes empíricas y las 121 observaciones finales son el resultado de una búsqueda más amplia, presentada en el trabajo de Villamizar et al. (2022), que tiene un total de 330 observaciones (y 884.711 observaciones efectivas —que hacen referencia a la sumatoria de las observaciones de cada trabajo empleado—), extraídas de cincuenta estudios distintos. Para ver un análisis más representativo, invitamos a leer el documento completo.

[35]El factor de impacto de una revista o serie de documentos de trabajo refleja su importancia dentro del área académica a la cual pertenece. Se calcula como el cociente entre el número total de citas de los estudios publicados en ese sitio en los últimos dos años y el número total de estudios publicados en este durante el mismo tiempo.

[36]Cuando hay diferencias substanciales en la medición de las variables de interés, los efectos se estandarizan hacia una escala libre de métricas. En este estudio, los cambios en la tasa de política y los flujos de capital son expresados en una escala común aplicable a las distintas fuentes empíricas de la muestra. De esta manera, favorece la interpretación directa de los resultados, pues los cambios son expresados en unidades y magnitudes con sentido económico en lugar de efectos estadísticos (Stanley y Doucouliagos, 2012).

[37]Todos los cambios en la tasa de política distintos de 100 pb fueron ajustados para reflejar esta magnitud, cambio que estuvo acompañado de un ajuste proporcional en el efecto reportado por la fuente empírica. Asimismo, los choques positivos en la tasa de política interna (diferencial) fueron multiplicados por -1 para revertir la dirección del cambio, convirtiéndolos en choques negativos.

[38]Se multiplicó por -1 aquellos resultados donde los flujos se midieron como salidas de capital para convertirlos a entradas. Adicionalmente, se multiplicó por 52, 12 y 4 los resultados derivados de estudios semanales, mensuales y trimestrales, respectivamente, para poder comparar por el PIB trimestral. El PIB para cada país se tomó del Fondo Monetario Internacional durante el periodo de análisis del estudio.

[39]Una explicación detallada de las variables que definen los subgrupos, así como las fuentes de información utilizadas para construirlas, puede ser consultada en Villamizar et al. (2022).

[40]Para medir la incidencia de las medidas del trilema en las entradas de capital de las economías emergentes contempladas en este estudio, establecimos si el valor de estas es mayor o menor a la media de i) índices de apertura financiera e independencia monetaria construidos con base en Aizenman et al. (2008), así como la media de las desviaciones anuales de la paridad de interés cubierta.

[41]Como puede advertirse, los coeficientes para Colombia oscilan entre -0,3 y -3,2, para tres de los cuatro estudios tomados en consideración. La única excepción proviene del estudio de Villar y Rincón (2000), que cubre el periodo 1993-1999, para el cual se obtuvo un coeficiente de -0,0001 que caracteriza una economía con un bajo grado de apertura financiera, como el que ocurría en aquella época.

[42]En el Anexo A3.4 se presenta una nota metodológica de la estadística de inversión extranjera de portafolio y el Cuadro A3.4.1muestra el flujo neto de inversión de portafolio por parte de inversionistas no residentes en el mercado local colombiano y el monto de los rendimientos que fueron pagados a dichos inversionistas por la propiedad de inversiones de portafolio que se reporta en la balanza de pagos.

[43]Se conoce como prize puzzle una situación en la cual aumentos en la tasa de política conllevan a aumentos en la inflación.

[44]Cabe mencionar que los flujos de portafolio de bonos del Gobierno Nacional solo incluyen las emisiones de TES y no se incluyen las emisiones en mercados internacionales. Del mismo modo, se incluyen únicamente emisiones en el mercado local de acciones y bonos corporativos. Tampoco se tienen en cuenta las tenencias de esas emisiones en poder de residentes debido a que no se tiene información mensual por este concepto.

[45]Se espera que el comportamiento de los residentes sea análogo; sin embargo, en el caso de Colombia no contamos con datos desagregados por instrumento para el caso de los residentes o de flujos brutos para cada instrumento.

[46]Para la identificación de los choques de política monetaria se han propuesto varias metodologías y el objetivo es evitar el denominado price puzzle (donde ante un aumento de la tasa de interés la inflación aumenta). Entre esas metodologías, las más utilizadas son los VAR con restricciones de corto y largo plazo o los VAR con restricciones de signo. Sin embargo, los primeros tienen la ventaja sobre los segundos que el signo de la relación entre la inflación y la tasa de interés no es impuesto, sino que se permite que sea estimado por el sistema.

[47]Nótese en el Gráfico A3.3 del anexo que no se presenta prize puzzle en nuestros resultados, lo cual indica que el choque de política monetaria se encuentra correctamente identificado.

[48]En diciembre de 2020, los fondos de inversión y los fondos de pensiones concentraron el 68,3 % de las inversiones totales en el mercado de deuda pública local entre no residentes. Otros inversionistas extranjeros (fondos soberanos, aseguradoras, hedge funds y bancos

comerciales) presentaron una participación relativamente baja posterior a la recomposición del índice financiero GBI de J.P. Morgan (Gráfico 23). Para el caso de las autoridades monetarias, las cuales aportaron el 11,4 % de las inversiones totales, encontramos que su comportamiento se acerca considerablemente al exhibido por los fondos de pensiones. Por esta razón, y para facilitar la presentación de los resultados, decidimos enfocar el análisis hacia los dos tipos de inversionistas extranjeros que, además de concentrar el grueso de las inversiones en TES, difieren en sus conductas de inversión, como veremos más adelante.

[49]El Gráfico del Anexo 4 muestra el comportamiento de los flujos de portafolio entre no residentes según instrumento financiero entre 2010-2020.

[50]En este ámbito, Arslanalp et al. (2020) encuentran que, comparados con el mercado general, los fondos de inversión pasivos son entre tres y cinco veces más sensibles a cambios en factores externos.

[51]Para evaluar la robustez de los resultados, estimamos un modelo VAR que utiliza las mismas variables empleadas en la estimación bajo el modelo GMM. Encontramos una consistencia importante, independiente del método de estimación, aspecto que refuerza nuestra confiabilidad en los hallazgos. Las estimaciones asociadas con el modelo VAR pueden ser consultadas en Gamboa-Estrada y Sánchez-Jabba (2022).

[52]La estimación mediante GMM permite controlar tres posibles fuentes de endogeneidad: la heterogeneidad no observable, la simultaneidad y la endogeneidad dinámica. En nuestra especificación la endogeneidad surge debido a heterogeneidad no observable, ya que las variables explicativas pueden estar correlacionadas con el término de error. Igualmente, puede presentarse endogeneidad por simultaneidad, donde dos variables pueden estar codeterminadas.

[53]En las estimaciones se incluye el siguiente tipo de variables: percepción de riesgo; precios de materias primas; índices de condiciones financieras y de sorpresas económicas en economías avanzadas; tasas de interés locales y externas; el diferencial de la inflación y del crecimiento del PIB de Colombia con respecto a Estados Unidos; calificaciones de riesgo soberano de distintas agencias calificadoras, y tasa de cambio.

[54]Corresponde a la tasa efectiva de los fondos federales calculada por la Reserva Federal de Nueva York. Hasta el 1 de marzo de 2016, esta tasa se calculaba como la media de la tasa efectiva ponderada por el volumen de operaciones diario proporcionado por los principales brokers. A partir del 1 de marzo de 2016, dicho ente calcula esta tasa como la mediana ponderada por el volumen diario de operaciones proporcionado por los brokers. De esta manera, esta es una serie de empalme, basada en la media de los valores calculados de la tasa efectiva (antes del 1 de marzo de 2016) y los valores calculados basados en la mediana de la tasa efectiva (desde el 1 de marzo de 2016).

[55]El índice de condiciones financieras de Estados Unidos, calculado por Bloomberg, describe el nivel general de estrés en los distintos mercados financieros de ese país. Un valor positivo indica mayor estabilidad en los mercados (condiciones financieras más flexibles), mientras que un valor negativo refleja una mayor inestabilidad (condiciones financieras más restringidas), usualmente relacionada con periodos de crisis. Los factores incluidos en su

cálculo incluyen el spread US Ted (diferencia entre la Libor y la tasa de los Treasury Bills); el spread entre la Libor y la OIS; el spread entre el commercial paper y los Treasury Bills; el spread entre el rendimiento US High y la tasa a diez años de los bonos del tesoro; el spread entre los bonos municipales de Estados Unidos y la tasa de los bonos del tesoro; el índice de volatilidad swaption, el S&P500 y el VIX. El índice BFCIUS indica el número de desviaciones estándar en las cuales se desvían las condiciones financieras actuales de los niveles normales (antes de la crisis, definido como el periodo de 1994 hasta el 1 de julio de 2008). Dado que este índice captura el riesgo medido por el VIX, el coeficiente de correlación entre estas variables entre diciembre de 2009 y diciembre de 2020 fue de -0,84.

[56]Las calificaciones de riesgo soberano se obtienen de Bloomberg y el Ministerio de Hacienda y Crédito Público y corresponden al foreign currency long-term rating. Debido a que esta información tiene una frecuencia irregular, aplicamos una transformación lineal usando la metodología de Kim y Wu (2008), lo que permitió convertirlas en una serie de tiempo.

[57]El GBI-EM de J.P. Morgan es un índice ponderado a partir de bonos soberanos en mercados emergentes, ampliamente utilizado para el seguimiento de la deuda pública en estas economías. El aumento de la participación de Colombia en este índice llevó a un incremento notable en las inversiones de extranjeros en TES, lo cual disminuyó permanentemente los rendimientos de dichos títulos con vencimiento a diez años (García-Andrade, 2019).

[58]Corresponde al índice amplio de la tasa de cambio real basada en el índice de precios al consumidor utilizando 2010 como año base. Un aumento de este índice implica una apreciación de la tasa de cambio real.

[59]Se realizaron pruebas de raíz unitaria para los determinantes seleccionados, de tal manera que las variables incluidas en las estimaciones fuesen estacionarias. Ello implicó algunas transformaciones: por ejemplo, las calificaciones de riesgo soberano y la ponderación de Colombia en el índice GBI-EM de J.P. Morgan corresponden a variaciones mensuales en estas variables. Asimismo, los retornos de la tasa de cambio efectiva real se midieron como la primera diferencia del logaritmo de esta variable.

[60]Los resultados de las estimaciones mediante el método generalizado de momentos se reportan en el Cuadro A4.1 del Anexo 4.

[61]Este resultado se mantiene cuando se incluyen las condiciones financieras en Europa (en lugar de los Estados Unidos) o cuando se usan las calificaciones de riesgo soberano de Moody's.

[62]Esta preocupación aparece, pero únicamente con las variables endógenas del modelo, ya que las variables exógenas lo son por definición. Se enfrentó el problema de las endógenas y su ordenamiento dentro del sistema VAR analizando una por una las funciones de impulso-respuesta sin restricciones para cada una de ellas. Los signos fueron generalmente los esperados, en particular para el ordenamiento escogido y asociado con la exogeneidad contemporánea del método de Cholesky de la variable "más exógena" a la "más endógena": tasa TES → expectativas de depreciación → precio de las acciones → CDS Colombia → flujo bruto de portafolio. Recuérdese que con la identificación recursiva implementada se obtiene un modelo exactamente identificado. Por ejemplo, cuando se seleccionó el ordenamiento

tasa TES → CDS Colombia → expectativas de depreciación → precio de las acciones → flujo bruto de portafolio, los signos esperados se mantienen.

[63]El lector seguramente se preguntará por qué en un estudio de flujos de capital y para un país exportador de petróleo como Colombia las perturbaciones de los precios internacionales de éstas no resultan estadísticamente significativas. La razón probablemente se relaciona con el tipo de flujos de capital estudiado, ya que, por el contrario, los precios de los commodities, particularmente los precios del petróleo, si resultan determinantes de los flujos de inversión extranjera directa y la deuda, como lo muestran Arias et al. (2013), Rincón y Velasco (2013) y Arias et al. (2016), para el caso de Colombia.

[64]En esta sección se agradece la colaboración de Gloria Sarmiento y José Luis Vesga Ladrón en la facilitación y procesamiento de la información de los flujos de portafolio diarios de la balanza cambiaria.

[65]En nuestra revisión, no se encuentra en la literatura referencias que estudien los flujos de capital de portafolio de extranjeros en altas frecuencias. No obstante, entidades como el Institute of International Finance (IIF) suelen incluir este tipo de datos en algunos de sus análisis para algunos países emergentes.

[66]Se toman promedios móviles de veinte días para suavizar las series debido a su alta volatilidad.

[67]El indicador de condiciones financieras estadounidenses es producido por Bloomberg y recoge el nivel general de estrés financiero en los mercados de dinero, bonos y acciones en Estados Unidos. Un incremento de este indicador significa un relajamiento de las condiciones financieras.

[68]El VIX corresponde al índice de volatilidad del Chicago Board Options Exchange, el cual extrae la volatilidad implícita en el mercado de opciones sobre las acciones del S&P500. Un incremento del VIX representa un aumento de la volatilidad implícita en el mercado accionario en Estados Unidos y una mayor aversión al riesgo por parte de los inversionistas internacionales.

[69]La evolución de dichas series y las pruebas de raíces unitarias para las series empleadas se encuentran en el Anexo 6. Las series de flujos de portafolio incluidas en las regresiones son estacionarias.

[70]Tanto para las estimaciones de ingresos como egresos, al restringir la muestra hasta diciembre de 2019 (periodo previo a la crisis sanitaria del covid-19) no se encontraron cambios importantes en los resultados.

[71]Para el percentil que refleja los episodios de estrés de ingresos (α=0,25), ante un incremento de un punto en el índice de condiciones financieras de los Estados unidos la medida de ingresos diarios de portafolio empleada se reduce en 0,16 puntos porcentuales.

[72]Para este percentil (α=0,25), ante un incremento de un punto en el índice VIX la medida de ingresos diarios de portafolio empleada se reduce 0,01 puntos porcentuales.

[73]La participación de los inversionistas extranjeros en el mercado financiero colombiano ha sido uno de los factores determinantes para explicar su comportamiento a lo largo de los últimos años, y actualmente estos inversionistas poseen la cuarta parte de los títulos de deuda pública denominados en moneda local y aproximadamente el 13 % de las acciones.

[74]EL CDS a cinco años de Colombia subió 186 pb, mientras que el CDS a cinco años de Brasil, México, Chile y Perú subió 112 pb, 49 pb, 63 pb y 64 pb, respectivamente.

[75]EL EMBI de Colombia subió 163 pb, mientras que el EMBI de Brasil, México, Chile y Perú varió 8 pb, 25 pb, -4 pb y 62 pb, respectivamente.

[76]El 19 de mayo de 2021 S&P Global Ratings redujo la calificación de la deuda a largo plazo en moneda extranjera de Colombia de BBB- a BB+ y la calificación de la deuda a largo plazo en moneda local de BBB a BBB-, y cambió la perspectiva de estas calificaciones de negativa a estable. Posteriormente, el 1 de julio de 2021, Fitch Ratings rebajó la calificación de riesgo de Colombia, para deuda de largo plazo en moneda extranjera, de BBB- con perspectiva negativa a BB+ con perspectiva estable.

[77]Entre el 30 de diciembre de 2020 y el 30 de diciembre de 2022 el peso colombiano se depreció 40,2 %, la tasa de los TES en pesos a 10 años aumentó 539 pb y el índice accionario MSCI Colcap cayó 10,6 %.

[78]IIF, por su sigla en inglés.

[79]Entre 2021 y 2022 las economías emergentes presentaron entradas netas de inversión extranjera de portafolio por USD 446 mil millones (mm), lo cual se divide en USD 382 mm de entradas al mercado de deuda y USD 64 mm al mercado de renta variable. En el periodo Latinoamérica presentó entradas netas por USD 161 mm.

[80]De acuerdo con cifras de la balanza cambiaria, del formato IPEXT que recibe el Banco de la República, de la Bolsa de Valores de Colombia, del Depósito Central de Valores y Deceval.

[81]En el periodo, los distintos agentes realizaron inversiones por: los fondos de inversión (COP 10 b), los fondos de pensiones (COP 6,4 b), las autoridades monetarias (COP 6,3 b) y los fondos soberanos (COP 4,6 b). De esta manera, su participación dentro del saldo de los inversionistas extranjeros se ubicó en 40,9 %, 25 %, 14 % y 6,1 %, en su orden, al cierre de 2022.

[82]Véase nota al pie 4.

[83]Durante el segundo trimestre de 2021 se observaron entradas de renta fija hacia economías emergentes por valor de USD 118 mm según cifras del IFF.

[84]El carry trade es una estrategia de inversión que consiste en endeudarse en una divisa que tenga una tasa de interés baja (en este caso dólares) y luego invertir el dinero solicitado en una moneda con mayor tasa de interés (peso colombiano). Además, para controlar por riesgo, esta medida se puede ajustar por la volatilidad de las opciones del tipo de cambio At the Money 3 Months (ATM 3M), de esta manera se puede obtener el indicador de Carry to

Risk Ratio (CTR). Un valor alto del indicador supone que los inversionistas estarían dispuestos a tomar posiciones largas en la divisa que presente la mayor tasa de interés.

[85]Se calcula de la siguiente manera: en el numerador se toma el dato del formato IPEXT (que contiene el saldo a fin de mes a valor de mercado de las inversiones en renta variable que tienen los extranjeros) y en el denominador se toma el dato de capitalización bursátil ajustada por flotante. Los datos de capitalización salen del World Federation of Exchanges (WFE) y se ajusta por flotante con información de Bloomberg.

[86]El 28 de mayo de 2021 se realizó la transición al nuevo índice MSCI Colcap, en remplazo del índice Colcap.

[87]Entre 2019 y 2021 se adjudicaron en promedio tres OPA, mientras que en 2022 se adjudicaron nueve operaciones. En noviembre de 2021 se hicieron los primeros anuncios de OPA para las acciones de Nutresa y Grupo Sura por parte del Grupo Gilinski. Las OPA se negociaron en varias rondas entre noviembre de 2021 y noviembre de 2022, aunque las últimas operaciones exitosas culminaron en abril de 2022. En este periodo también se realizaron OPA por Grupo Argos y BAC Holding International.

[88]En este caso únicamente con contrapartes del exterior.

[89] La inclusión de variables exógenas no altera las restricciones de identificación de los choques.

[90]Los órdenes de rezagos (p, q) de los modelos VARX (p, q) asociados con las series FPNRE, FPNRS, FPRE y FPRS son (4,1), (4,1), (3,1) y (3,1), respectivamente.

Le puede interesar

The Effectiveness of FX Interventions: A Meta-Analysis
Arango-Lozano, Lucía; Menkhoff, Lukas; Rodriguez-Novoa, Daniela; Villamizar-Villegas, Mauricio. 2020
Borradores de Economía; No. 1132

Gross capital flows and their long-term determinants for developing economies : a panel co-integration approach
Arias-Rodríguez, Fernando; Delgado, David; Parra-Amado, Daniel; Rincón-Castro, Hernán. 2016
Borradores de Economía; No. 932

The Effects of Foreign Investor Composition on Colombia´s Sovereign Debt Flows
Gamboa-Estrada, Fredy; Sánchez-Jabba, Andrés Mauricio. 2022
Borradores de Economía; No. 1222

Efectos del rebalanceo de los índices de J.P. Morgan en 2014 sobre los rendimientos de los TES en moneda local
García-Andrade, Sebastián. 2019

Borradores de Economía; No. 1094

Ciclo económico y efecto inflacionario de la depreciación de la moneda
González-Gómez, Andrés; Mendoza, Omar; Rincón-Castro, Hernán; Rodríguez-Niño, Norberto. 2010
Borradores de Economía; No. 611

Monetary Policy and Portfolio Flows in an Emerging Market Economy
Sarmiento, Miguel; López-Piñeros, Martha Rosalba; Rodríguez-Niño, Norberto. 2022
Borradores de Economía; No. 1200

The effects of Monetary Policy on Capital Flows: A Meta-Analysis
Villamizar-Villegas, Mauricio; Arango-Lozano, Lucía; Castelblanco, Geraldine; Fajardo-Baquero, Nicolas; Ruiz-Sanchez, Maria Alejandra. 2022
Borradores de Economía; No.1204