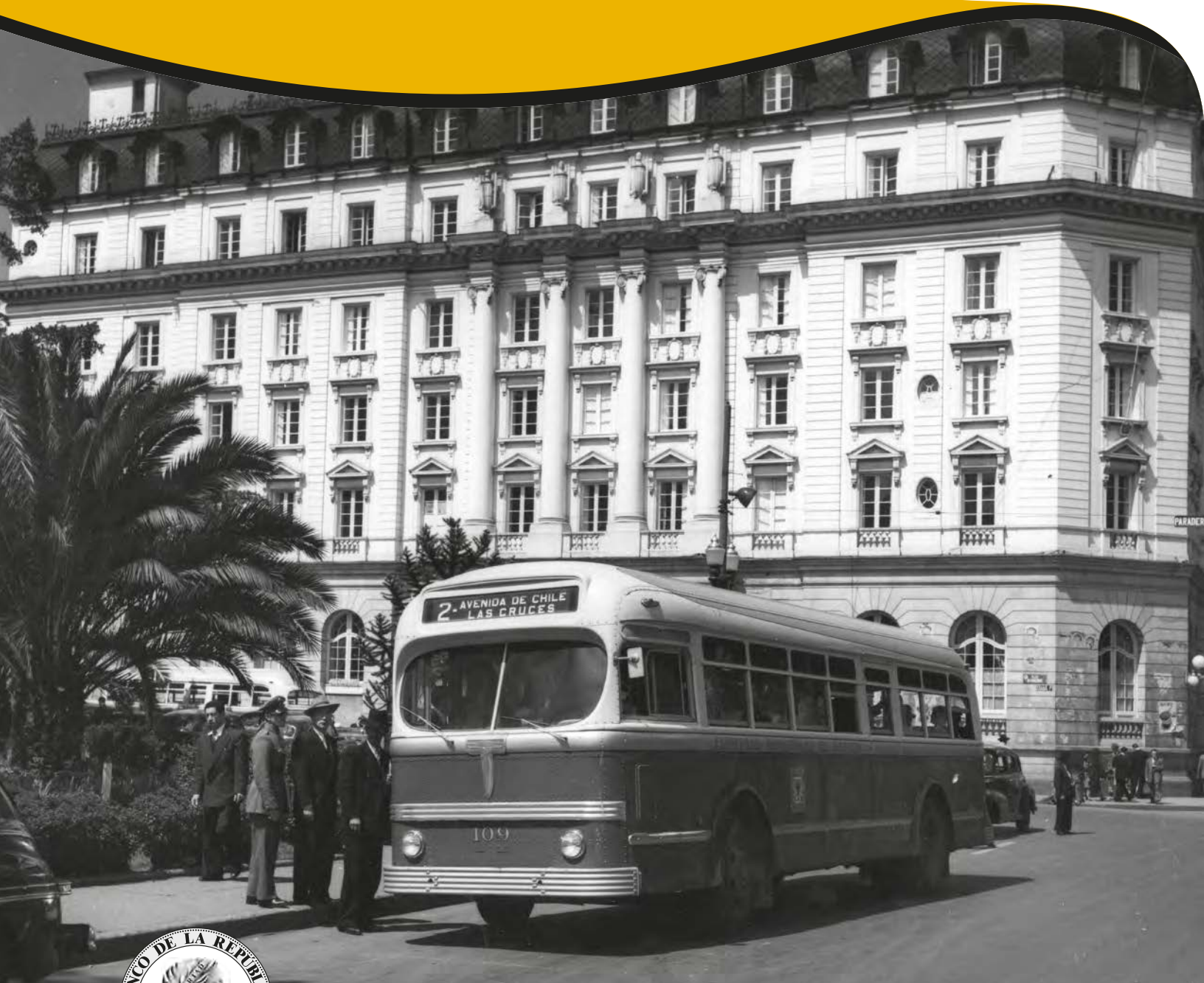


Borradores de ECONOMÍA

Efectos del rebalanco de los
índices de J.P. Morgan en 2014
sobre los rendimientos de los TES
en moneda local

Por: Sebastián García-Andrade

Núm. 1094
2019



Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia

Efectos del rebalanceo de los índices de J.P. Morgan en 2014 sobre los rendimientos de los TES en moneda local

Sebastián García-Andrade[†]

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

En marzo de 2014, J.P. Morgan anunció el aumento de la participación de Colombia en sus índices de deuda pública para mercados emergentes *GBI-EM*, lo cual tuvo efectos significativos sobre el mercado de deuda pública en moneda local. Este documento evalúa el efecto sobre los rendimientos de los TES a través de una estimación por diferencias en diferencias y aplicando el método de control sintético propuesto en Abadie y Gardeazabal (2003). Mediante ambas metodologías se encuentra que el rebalanceo habría disminuido de manera permanente los rendimientos de los TES con vencimiento a 10 años, con un efecto de entre 63 y 98 puntos básicos. Se argumenta que el ingreso de inversionistas extranjeros ocurrido después de la recomposición en los índices de deuda pública sería el principal mecanismo de transmisión detrás de la disminución en los rendimientos de esos activos.

Palabras Clave: Bonos soberanos, ponderación en índices financieros internacionales, rendimientos de la deuda pública.

Clasificación JEL: G19; H63

[†] Banco de la República. E-mail: sgarcian@banrep.gov.co. El autor agradece los comentarios de Andrés Murcia, Angie Rozada, Hernando Vargas, Pamela Cardozo, José Vicente Romero, Carlos Quicazán, Juan Sebastián Rojas y Daniel Osorio. Una versión previa de este documento fue presentada como trabajo de grado en la Maestría en Finanzas Cuantitativas de la Universidad del Rosario.

Effects of the 2014 J.P. Morgan index rebalancing on Colombian sovereign bond yields in local currency

Sebastián García-Andrade[‡]

The opinions contained in this document are the sole responsibility of the author and do not commit the Banco de la República or its Board of Directors.

Abstract

In March 2014, J.P. Morgan announced the increase of Colombia's weight in its public debt indexes for emerging markets GBI-EM, which had significant impact in the local-currency sovereign bond market. This document evaluates the effect that this increase had on the yields of the Colombian sovereign bonds denominated in Colombian pesos (TES), applying both a difference-in-difference estimation and the synthetic control method proposed in Abadie and Gardeazabal (2003). The results show that the rebalancing might have caused a permanent reduction of between 63 and 98 basis points in the 10-year TES yields. These results could be a consequence of the higher participation of foreign investors that occurred after the change in the public debt indices and this would be the main transmission mechanism behind the decrease in local bond yields.

Keywords: Sovereign bonds, international financial indices weighting, public debt yields.

JEL Classification: G19; H63

[‡] *Banco de la República* (Central Bank of Colombia) E-mail: sgarcian@banrep.gov.co. The author is thankful to Andrés Murcia, Angie Rozada, Hernando Vargas, Pamela Cardozo, Jose Vicente Romero, Carlos Quicazán, Juan Sebastián Rojas and Daniel Osorio for their helpful comments. An earlier version of this document was presented as thesis for the master's degree in quantitative finance at *Universidad del Rosario*.

1. Introducción

Los índices tienen un rol importante en los mercados financieros. Estos permiten a los inversionistas diversificar más fácilmente, tomar exposición al precio de un tipo de activo en particular, disminuir los costos de transacción en sus operaciones y además proporcionan una herramienta para agregar la información generada en los mercados (Tagliani, 2009). Recientemente, los índices financieros se han vuelto más relevantes debido al aumento en el uso de estrategias de inversión pasivas las cuales utilizan estos instrumentos como *benchmark* buscando replicar su desempeño³. Los fondos de inversión pasivos administraban cerca de USD 8 billones en junio de 2017, lo que representa un 20% del total de activos administrados por fondos de inversión, frente al 8% que administraban en 2007 (Sushko y Turner, 2018). Más aún, los ETFs, que pueden catalogarse como estrategias de inversión pasivas y suelen replicar índices financieros⁴, también se han popularizado y a través de estos instrumentos se invertían cerca de USD 3,5 billones en 2016 frente a USD 700.000 millones en 2007 (Ernst & Young, 2017). Además, los índices pueden influenciar también las decisiones de inversionistas con estrategias activas al ser usados como indicador para evaluar su desempeño. La información histórica muestra que tanto el *tracking error*⁵ promedio como el *active share*⁶ de los inversionistas activos han disminuido sustancialmente en la última década, lo que implica que estos agentes están replicando más los índices financieros internacionales aunque tengan la posibilidad de desviarse de los mismos (IMF, 2019).

Algunos índices financieros se construyen de tal forma que permiten a los inversionistas tomar exposición a la evolución del precio de un activo o de un país en particular. Por ejemplo, existen algunos índices compuestos exclusivamente por títulos de renta fija o algunos que abarcan únicamente activos de países emergentes. Entre estos últimos destacan los índices de deuda pública de economías emergentes elaborados por J.P Morgan⁷

³ En particular para economías emergentes, y de acuerdo con el Reporte de Estabilidad Financiera Global (GFSR, por sus siglas en inglés) de abril de 2019, los activos que siguen índices de deuda para esos mercados se ha multiplicado por cuatro en los últimos 10 años y actualmente estos ascienden a USD 800 mil millones.

⁴ Sushko y Turner afirman que solo un 2% de los ETFs no sigue un índice, sino que ofrece algún tipo de estrategia activa.

⁵ Este indicador mide qué tanto se desvía un administrador del índice que es utilizado para evaluar su rendimiento.

⁶ Es la proporción de los activos administrados que no se encuentra en línea con un *benchmark*.

⁷ J.P. Morgan es uno de los proveedores de índices financieros para deuda emergente más importantes en los mercados internacionales junto a Barclays y Citigroup. Los índices de J.P. Morgan GBI-EM (*Government Bond*

que, de acuerdo a estimaciones de esa institución financiera, servían como *benchmark* para más de USD 230 mil millones a mediados de 2018 (cuadro 1) y son frecuentemente usados para seguir el desempeño de los títulos soberanos en moneda local de economías en desarrollo (Arslanalp & Tsuda, 2015).

Cuadro 1. Activos que usan como referencia índices de deuda pública de mercados emergentes de J.P.

Morgan (USD miles de millones)

Índice	2014	2015	2016	2017	Jul/2018
GBI-EM Global Diversified	191	181	186	208	211
GBI-EM Diversified	9	9	10	10	12
GBI-EM Broad Diversified	8	4	2	1	2
GBI-EM	8	8	8	8	7

Fuente: J.P. Morgan

El 19 de marzo de 2014, J.P. Morgan anunció el aumento de la participación de Colombia en sus índices de deuda pública para mercados emergentes así: i) de 3,2% a 8% en el GBI-EM *Global Diversified*; ii) de 1,81% a 5,6% en el GBI-EM *Global*; y iii) de 3,07% a 8,26% en el GBI-EM *Global Diversified 15% IG*⁸. Estos cambios fueron implementados gradualmente entre mayo y septiembre de 2014. La ponderación de un país dentro de estos índices depende de, entre otros aspectos, la capitalización de mercado de sus bonos soberanos y la accesibilidad para los inversionistas extranjeros⁹. En ese sentido, el aumento en la participación de Colombia probablemente respondió a las mejores condiciones tributarias para los inversionistas no residentes tenedores de estos títulos implementadas en 2012¹⁰, además de una mayor profundidad del mercado.

Index – Emerging Markets) fueron lanzados en 2005 y se dividen en tres clases: GBI-EM *Broad*, GBI-EM *Global*, y GBI-EM. Estos a su vez cuentan cada uno con una versión diversificada (*diversified*) en la cual la ponderación para cada país dentro del índice está limitada al 10%, para un total de seis índices. Los principales requisitos para hacer parte de estos índices son la accesibilidad al mercado local, la liquidez de los títulos y su capitalización de mercado; no están permitidos los títulos atados a la inflación.

⁸ El último índice utiliza la notación *15% IG* porque solo son incluidos países que posean el grado de inversión (*Investment Grade*) y la ponderación de un país dentro de ese índice está limitada al 15% (Cardozo et.al, 2014).

⁹ Este criterio obedece a que el índice debe ser fácilmente replicable para que le resulte útil a los inversionistas internacionales.

¹⁰ La Ley 1607 de 2012 redujo la tarifa de renta para las inversiones en TES por parte de extranjeros, desde 33% hasta 14%. Además, en 2013 se simplificó el cálculo de la retención en la fuente para este tipo de inversiones (Cardozo et. al, 2014).

Debido a la relevancia internacional de los índices de J.P. Morgan y al incremento en la popularidad de las estrategias de inversión pasivas mencionado anteriormente, el aumento en la ponderación de Colombia pudo haber alterado las condiciones del mercado local de deuda pública a través de, por ejemplo, un aumento en la participación de inversionistas extranjeros en el mercado¹¹. En este sentido, cuantificar el impacto que este rebalanceo tuvo en el mercado local es de gran importancia ya que permite dar una guía sobre las consecuencias de ajustes futuros al índice. Asimismo, es posible inferir qué proporción de los cambios en los rendimientos de los TES durante los últimos años estuvo asociada a esa reponderación.

Por tanto, este trabajo busca estudiar las consecuencias del rebalanceo en los rendimientos de los TES a través de metodologías de inferencia causal, utilizando un panel de datos con información trimestral de 8 economías emergentes. Esta información es utilizada para realizar una estimación de diferencias en diferencias y para aplicar el método de control sintético propuesto por Abadie y Gardeazabal (2003), encontrando que la recomposición en los índices de deuda pública de J.P. Morgan habría causado una disminución permanente de los rendimientos de los TES con vencimiento a 10 años de entre 63 y 98 puntos básicos (pbs). Como se muestra en la siguiente sección, este trabajo se diferencia de la literatura tanto por el tipo de metodología utilizada, como por su aplicación al mercado de deuda pública¹².

El resto de este documento está organizado de la siguiente forma. La próxima sección expone una revisión de la literatura relevante. Posteriormente, en la sección 3, se expone la evolución de los datos a evaluar, en la cuarta sección se presenta la metodología, en la quinta parte se muestran y discuten los resultados obtenidos, y finalmente se presentan algunas conclusiones.

¹¹ Luego del rebalanceo de estos índices se vio un incremento en la participación de inversionistas extranjeros en el mercado de TES en pesos medida como las tenencias de estos agentes sobre el total del mercado, desde 8% a finales de 2013 hasta 25,1% a finales de 2016 (Banco de la República, 2017).

¹² La mayor parte de los trabajos semejantes se ha enfocado en estudiar los mercados accionarios o de derivados.

2. Revisión bibliográfica

Dentro de la extensa investigación que se ha hecho sobre los mercados financieros, uno de los temas estudiados ha sido el de los efectos que la aparición de índices, los cambios en sus ponderaciones o la inclusión de nuevos activos tienen sobre el mercado subyacente. Las investigaciones en esta área han sido motivadas por, entre otras razones, el importante rol de los índices en los mercados financieros ya que estos se han popularizado y se usan como *benchmarks* por fondos de inversión alrededor del mundo (Raddatz, Schmukler y Williams, 2014). Estos índices permiten resolver el problema de principal-agente que surge entre los inversionistas y quienes administran sus activos, al proporcionar una base de comparación para evaluar a estos últimos. Igualmente, los índices proporcionan una herramienta de diversificación a los inversionistas y permiten agregar gran parte de la información que surge de los mercados (Tagliani, 2009).

Dada su relevancia, una parte de la literatura se ha enfocado en analizar los efectos de los índices en los flujos de capital y las decisiones de inversión de fondos internacionales. Arslanalp y Tsuda (2015) encuentran que los inversionistas que siguen índices de deuda pública en moneda local de países emergentes representaban, a finales de 2014, cerca de una tercera parte del total de tenedores no residentes de estos títulos. Los autores mencionan que sus resultados están en línea con las encuestas realizadas por J.P. Morgan, las cuales buscan cuantificar el valor de los activos que replican sus índices de deuda pública. Además, los índices internacionales de deuda pública y acciones pueden influir sobre la asignación de activos entre países. Se ha encontrado que cerca del 70% de las decisiones de portafolio por parte de fondos de inversión internacionales pueden explicarse por la composición de este tipo de índices (Raddatz, Schmukler y Williams, 2014).

El hecho de que los índices financieros internacionales afectan la asignación de activos de los fondos de inversión globales es un aspecto a destacar, ya que el ingreso de inversionistas extranjeros a los mercados incluidos en un índice puede ser uno de los mecanismos de transmisión para que su recomposición influya sobre las variables de los mercados locales¹³. Asimismo, se han estudiado los efectos de la entrada de inversionistas

¹³ Algunos trabajos han hallado que la participación de extranjeros en los mercados de deuda pública tiene un efecto significativo en los rendimientos de largo plazo de la deuda soberana en moneda local. Por ejemplo,

extranjeros sobre la volatilidad de los mercados a los que ingresan; los resultados sugieren que la presencia de inversionistas extranjeros podría aumentar la volatilidad de los títulos de deuda locales al hacer al mercado más sensible a la coyuntura internacional (ver entre otros, Ebeke & Kyobe, 2015; Peiris, 2010; y Andritzky, 2012). Además de los índices de deuda pública, también se han evaluado los efectos que los índices internacionales de renta variable pueden tener sobre las acciones que los componen. Por ejemplo, se ha encontrado que cuando las acciones son añadidas al índice MSCI ACWI¹⁴, las tenencias por parte de inversionistas institucionales extranjeros tienden a aumentar, ocasionando un incremento en la correlación de los precios de las acciones entre países¹⁵. Asimismo, la inclusión de una acción en un índice internacional implica una mayor correlación de su precio con respecto a factores globales (Faias y Ferreira, 2017)¹⁶.

Además de incentivar la demanda por parte de inversionistas internacionales, la inclusión de un activo en un índice financiero internacional también puede afectar su precio al exponerlo a las condiciones financieras internacionales o a las decisiones de múltiples fondos de inversión con estrategias similares. Por ejemplo, a medida que un país se hace más relevante en un índice será más sensible a los cambios en el mismo porque las inyecciones o redenciones de capital respecto al índice representan una proporción mayor de los flujos de capital al país (Raddatz et.al., 2014). Igualmente, los índices pueden actuar como un mecanismo de coordinación que hace que los fondos internacionales tomen decisiones concordantes sobre un país o activo, incrementando así la sensibilidad de estos a la coyuntura internacional (Raddatz et.al., 2014). Esto último se asemeja a los resultados de otros autores,

Peiris (2010) encuentra que un aumento del 1% en la participación de extranjeros en el mercado de deuda pública en moneda local disminuye los rendimientos de los bonos soberanos locales en 6 puntos básicos (pbs) mientras que Ebeke y Lu (2014) hallan que un aumento del 10% en la participación de inversionistas extranjeros en el mercado de deuda pública local se traduce en una disminución de los rendimientos de entre 70 y 90 pbs.

¹⁴ MSCI *All Country World Index*. Este índice está diseñado para replicar el desempeño de los mercados accionarios en un grupo de 23 economías desarrolladas y 24 economías emergentes.

¹⁵ Más específicamente, las tenencias de inversionistas institucionales extranjeros aumentan 2,3% un año después de que las acciones son incluidas en el índice en comparación con un año antes de la inclusión (Faias y Ferreira, 2017).

¹⁶ Para evaluar los efectos sobre la volatilidad de una acción luego de su inclusión en un índice internacional, los autores hallan la diferencia entre un beta-global y el beta-local. El beta es una medida de volatilidad o riesgo sistémico, específicamente, es una medida de qué tan volátil es un activo en comparación con el total del mercado. En este caso, el beta global compara los rendimientos de una acción particular contra el índice MSCI ACWI, mientras que el beta local compara los rendimientos de la acción contra un índice bursátil de su país. Encuentran que un año después de la incorporación de una acción en el índice, la diferencia entre el beta-global y el beta-local aumenta 0,035 en comparación con un año antes.

quienes muestran como los fondos de inversión exhiben un comportamiento de tipo gregario (Sharfstein & Stein (1990) o Wermers (1999), entre otros).

Aunque los trabajos mencionados anteriormente sugieren que la participación de inversionistas extranjeros podría ser un medio para que los índices financieros internacionales influyan en el mercado local de deuda pública, y además exponen posibles mecanismos de transmisión para ese fenómeno, no es completamente claro el sentido de la causalidad. Por un lado, es posible que la entrada de inversionistas extranjeros a los mercados locales de deuda pública disminuya los rendimientos de los títulos soberanos al aumentar su demanda, efecto que la literatura ha denominado *push effect* (Arslanalp y Poghosyan, 2014). Por otro lado, los rendimientos bajos y estables en los títulos soberanos podrían ser los que atraen a los inversionistas extranjeros al señalar políticas macroeconómicas y fiscales más responsables, además de un menor riesgo de crédito (*pull effect*). Los trabajos en la literatura que buscan evaluar esta causalidad no son concluyentes¹⁷.

A pesar de la falta de precisión en la causalidad o los mecanismos de transmisión presentes, son pocos los trabajos que han utilizado metodologías de inferencia causal para identificar los efectos que la aparición de un nuevo índice financiero o los cambios en su composición tienen en los activos subyacentes. Dentro de los autores que han hecho uso de este tipo de estimaciones para evaluar las consecuencias de la introducción de nuevos productos financieros al mercado se encuentran Xie y Mo (2014), quienes proponen una estimación de diferencias en diferencias para indagar si la aparición de los futuros sobre el índice CSI 300 de Shanghái tuvo algún efecto sobre la volatilidad de las acciones subyacentes. Esta metodología también se ha utilizado para evaluar los efectos de la introducción de futuros sobre el *H-Share index*¹⁸ en el mercado de acciones de Hong Kong (Wang, Li y Cheng, 2009).

Finalmente, sobre el caso particular del rebalanceo de J.P. Morgan de 2014 y sus efectos en los mercados financieros colombianos, se han investigado las consecuencias de

¹⁷ Por ejemplo, Andritzky (2012) encuentra mediante un análisis de VAR que el *pull effect* prevalece en una muestra de 20 economías avanzadas. Por su parte, Arslanalp y Poghosyan (2014) concluyen, con una muestra de 22 economías avanzadas, que un aumento del 1% en la participación de inversionistas extranjeros en los mercados locales causa, en el sentido de Granger, una disminución en los rendimientos de los títulos soberanos en moneda local de entre 6 pbs y 10pbs.

¹⁸ *Hong Kong Hang Seng Chinese Enterprise Stock Index*.

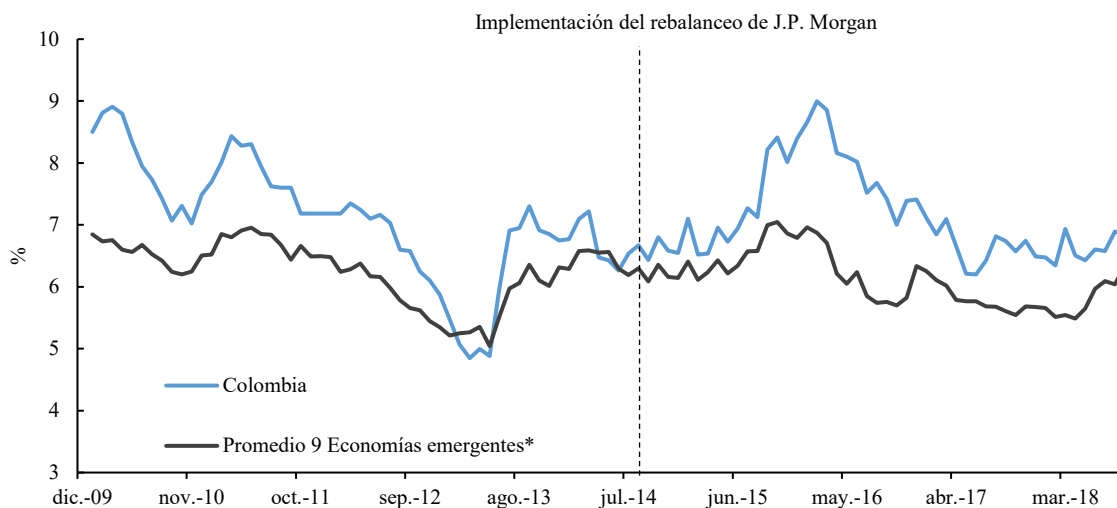
corto plazo encontrando valorizaciones en los TES tasa fija, apreciación del peso colombiano y aumentos en los CDS dos días después del anuncio por parte de J.P. Morgan (Cardozo et al, 2014). En contraste, este documento busca estudiar las consecuencias en un marco de tiempo más amplio y se concentra en cuantificar los efectos sobre los rendimientos de los TES.

Así, el mensaje que deja la literatura sobre este asunto expresa que, si bien la creación o modificación de índices financieros internacionales podría tener un efecto significativo en los activos subyacentes, esta área no se ha explorado completamente a través de metodologías de inferencia causal. Asimismo, la mayor parte de la literatura se ha centrado en estudiar los efectos de la aparición de índices sobre los mercados de renta variable de economías avanzadas o la introducción de derivados financieros a esos mercados, dejando a un lado el estudio de estos eventos en economías en desarrollo. Por tanto, hay un espacio para estudiar los efectos que los índices financieros internacionales de deuda pública tienen sobre los mercados locales de los países que los componen, especialmente en economías emergentes.

3. Comportamiento de los rendimientos en el periodo de análisis

Las economías emergentes han presenciado dos periodos contrastantes en lo corrido de esta década. Mientras que hasta el 2014 estas economías se beneficiaron de los altos precios de los *commodities* a nivel internacional, lo que se reflejó en menores rendimientos en sus títulos de deuda pública, la caída en los precios de las materias primas durante 2014-2015 llevó a un aumento significativo de la percepción de riesgo y los rendimientos de los bonos soberanos. Los TES no fueron ajenos a este proceso. Estos títulos se vieron particularmente afectados por la caída en los precios de las materias primas, y específicamente el petróleo, en comparación con otras economías emergentes (gráfico 1) aumentando, en la referencia a 10 años, desde niveles de 6,7% al cierre de 2013 hasta más de 9% a inicios de 2016.

Gráfico 1. Rendimiento de los títulos soberanos en moneda local con vencimiento a 10 años



Fuente: Bloomberg. * Chile, Perú, México, Brasil, Polonia, Indonesia, Malasia, Rusia, Tailandia.

Si bien el gráfico 1 sugiere que el rebalanceo de J.P. Morgan no antecedió una disminución en los rendimientos de los TES, y que por el contrario estos aumentaron en comparación con el periodo previo al rebalanceo, esto no necesariamente implica que el cambio en los índices de deuda pública no haya afectado a los rendimientos de esos títulos. Como se busca comprobar a través de metodologías de inferencia causal y la construcción de escenarios contrafactuales, es posible que, de no haberse dado el rebalanceo, los rendimientos de los títulos colombianos a 10 años se hubieran mantenido en niveles más altos a los observados durante el periodo posterior a la recomposición en los índices de J.P. Morgan.

4. Metodología

4.1 Diferencias en Diferencias

Para estimar el efecto del rebalanceo de los índices de deuda pública de J.P. Morgan en 2014 sobre los rendimientos de los TES se utiliza una estimación de diferencias en diferencias. Esta técnica hace parte de las metodologías econométricas de inferencia causal, las cuales permiten aislar el efecto de un evento de interés, conocido como tratamiento, cuyas consecuencias sobre alguna variable particular se desean estudiar.

Esta metodología, que es popular en la evaluación de impacto de programas sociales, estudios de evento o en la evaluación de los efectos de cambios regulatorios (ver p.ej.: Card & Krueger, 1994; Cortés, Santamaría & Vargas, 2016; y Cubillos et.al, 2019), se basa en la construcción de escenarios contrafactuales a partir de un panel de datos. En este caso, un grupo de 7 economías emergentes, de características relativamente similares¹⁹, permiten aproximar lo que habría ocurrido con los rendimientos de la deuda pública colombiana de no haberse dado el cambio en los índices de J.P. Morgan, para así aislar los efectos de este evento sobre los rendimientos. Los países escogidos conforman un grupo de control adecuado para Colombia al ser economías emergentes, abiertas, que comparten esquemas monetarios y cambiarios similares. Aun así, en el Anexo B se presentan ejercicios con otro grupo de países para verificar la robustez de los resultados.

Un modelo de diferencias en diferencias para estimar los efectos en los rendimientos del aumento de la participación de Colombia en los índices de deuda pública de J.P. Morgan tiene la siguiente estructura:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \phi D1_i + \gamma D2_t + \delta D_{i,t} + \sum_{m=1}^k \beta_m X_{m,i} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Dónde R son los rendimientos de los títulos locales de deuda pública con vencimiento a 10 años, $D1$ es una variable binaria que toma el valor de 1 para Colombia y 0 para los demás países en la muestra, $D2$ es también una variable binaria que toma el valor de 1 en todas las observaciones ocurridas después de la recomposición de los índices de J.P. Morgan de 2014, D es una interacción entre los regresores $D1$ y $D2$, y los indicadores i y t representan la dimensión transversal y temporal de los datos, respectivamente. Bajo esta notación, δ representa el efecto de interés que se desea estimar.

Las variables de control ($X_{i,t}$) a utilizar en este caso corresponden a determinantes de los rendimientos de los títulos en moneda local, que no son afectados directamente por el tratamiento. La inclusión de estos regresores es necesaria ya que el aumento en la participación de un país dentro de un índice financiero internacional como los producidos por J.P. Morgan no es un evento aleatorio pues depende de factores macroeconómicos y

¹⁹ Brasil, Chile, Perú, México, Polonia, Tailandia, Rusia.

financieros idiosincráticos. Así, la inclusión de las variables de control en la ecuación (1) permite: i) mejorar la eficiencia de los estimadores; ii) controlar por diferencias sistemáticas preexistentes entre el grupo de tratamiento y el grupo de control; y iii) ajustar el estimador de diferencias en diferencias en el caso que la asignación del tratamiento se haya hecho condicional a características observables de los individuos. Asimismo, la inclusión de estos regresores permite obtener una medición más precisa del efecto de interés al generar estimadores con errores estándar más bajos (Angrist y Pischke, 2009).

Dado lo anterior, a continuación se mencionan las variables incluidas en diferentes especificaciones de la ecuación (1) y su relación con los rendimientos de la deuda pública. En primer lugar, se incluye el crecimiento del déficit primario (*DEFPR*) como porcentaje del PIB, como una medida de la solvencia del Gobierno²⁰. Intuitivamente, un déficit mayor debería estar correlacionado con rendimientos más altos de los títulos del Gobierno al implicar mayores restricciones de solvencia soberana. En ambos casos se utiliza la tasa de crecimiento anual en lugar del nivel, ya que los inversionistas, interesados en la evolución de la situación fiscal, probablemente son más sensibles a los cambios en estas variables que a su nivel en un periodo cualquiera.

También se incluye la inflación anual (*INF*) dada su influencia en el valor de los instrumentos de renta fija y la tasa de política monetaria (*TPM*) debido a su rol en la estructura de tasas de interés, en ambos casos la correlación con los rendimientos de los títulos debería ser positiva. Si la inflación es más alta, los inversionistas requerirán un rendimiento mayor en instrumentos que pagan flujos a una tasa fija como los bonos soberanos analizados en este documento. En cuanto a la TPM, su relación con los rendimientos de largo plazo se da a través de su influencia en la estructura de tasas de interés. Para medir el desbalance externo de la economía se adiciona el balance en la cuenta corriente (*BALCC*) y los CDS a 10 años (*CDS*) para capturar el riesgo soberano percibido en los mercados financieros. Asimismo, en algunas especificaciones se incluyen los términos de intercambio²¹ para controlar por los choques externos que perciben las economías de la muestra. Esta variable es relevante en el

²⁰ Es preferible utilizar el déficit primario en lugar del déficit total ya que así se retira el efecto que los rendimientos de la deuda (la variable dependiente) tienen sobre el costo de financiamiento, permitiendo capturar mejor el rol de la política fiscal (Ardagna, Caselli y Lane, 2004).

²¹ Los términos de intercambio se obtienen de la base de datos *Commodity Terms of Trade* del Fondo Monetario Internacional.

periodo analizado dada la caída en los precios internacionales de las materias primas durante el periodo 2013-2015 y que afectó los ingresos de los países exportadores de ese tipo de bienes.

Además de variables específicas para cada país, se incluyen controles sobre las condiciones financieras internacionales dado que la globalización financiera y la apertura de las cuentas de capitales de países emergentes facilitan la influencia internacional sobre los mercados locales (Kose et.al., 2010). También es necesario incluir este tipo de variables para que la estimación no asigne al rebalanceo de J.P. Morgan un efecto que en realidad es causado por cambios en las condiciones financieras internacionales. Por tanto, se incluyen los rendimientos de los títulos con vencimiento a 10 años del tesoro de Estados Unidos (*USRATE*) que permiten capturar las condiciones de liquidez internacional, son utilizados como activo refugio en escenarios de volatilidad y, al considerar los diferentes niveles de riesgo, actúan como un sustituto frente a los títulos soberanos de economías emergentes. Finalmente se incluye el índice de J.P Morgan VXY-EM²² (*JPMVXYEM*), un índice de volatilidad esperada para monedas de economías emergentes. La inclusión de este índice busca capturar qué tan riesgoso es para los inversionistas extranjeros incursionar en estrategias de *carry trade*²³, en las cuales la volatilidad del mercado cambiario juega un papel importante. Si bien sería deseable incluir la volatilidad esperada para cada divisa de los países en la muestra de manera individual, la baja profundidad de los mercados de derivados en algunas economías emergentes impide obtener series continuas de volatilidad esperada. Se anticipa que mercados cambiarios más volátiles estén positivamente correlacionados con los rendimientos de la deuda pública ya que desincentivan la demanda de títulos por parte de inversionistas extranjeros.

Por último, ya que los estimadores de la ecuación (1) serán sensibles a heterogeneidades individuales surgidas, por ejemplo, por factores macroeconómicos no

²² Este índice, ponderado por liquidez, se obtiene de las volatilidades implícitas en opciones *at-the-money* con vencimiento a tres meses para divisas de economías emergentes.

²³ La estrategia de *carry trade* consiste en obtener fondos a una tasa de interés baja, usualmente en economías avanzadas, para invertirlos a una tasa de interés mayor en otro país (economía de destino). Además del diferencial de tasas, los movimientos del tipo de cambio determinarán la rentabilidad de esta estrategia y una depreciación de la moneda de destino reduciría los beneficios de este tipo de operación. Así, si se espera una volatilidad fuerte en la moneda de destino, los inversionistas podrían verse desincentivados a aplicar esta estrategia, lo que a su vez disminuiría la demanda de títulos de deuda en la economía de destino.

observables, se incluyen efectos fijos por país y por trimestre²⁴. Teniendo en cuenta todo lo anterior, se realiza la siguiente estimación para evaluar los efectos de la recomposición de los índices de deuda pública de J.P. Morgan de 2014 (el tratamiento) sobre los rendimientos de los títulos soberanos colombianos a 10 años denominados en pesos:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \alpha_i + \lambda_t + \delta D_{i,t} + \beta_1 D2_t + \beta_2 DEFPR_{i,t} + \beta_3 INF_{i,t} + \beta_4 TPM_{i,t} + \beta_5 BALCC_{i,t} + \beta_6 USRATE_t + \beta_7 CDS_{i,t} + \beta_8 JPMVXYEM_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Dónde α_i son efectos fijos para cada país, λ_t son los efectos fijos por trimestre y las demás variables mantienen las definiciones señaladas anteriormente. En este caso, el estimador de δ permitirá conocer el efecto del rebalanceo en los índices de J.P. Morgan sobre los rendimientos de los títulos del mercado local de deuda pública. Si δ es positivo, se concluye que los rendimientos han aumentado como consecuencia de la recomposición de los índices, en comparación con un hipotético escenario dónde estos no hubieran cambiado. Si δ es negativo se concluye lo opuesto y si δ no es significativo se puede afirmar que los cambios en los índices de J.P. Morgan no tuvieron ningún efecto sobre los rendimientos de los TES en pesos.

Igualmente se estiman otras especificaciones de la ecuación (2) cambiando las variables de control. Se realizan estimaciones con el crecimiento anual de la deuda pública como porcentaje del PIB, el nivel de reservas internacionales como porcentaje del PIB y el crecimiento anual del producto medido como una desviación de los niveles de largo plazo. El primer indicador permite a los inversionistas medir el endeudamiento del gobierno, las reservas internacionales les dan una guía de la capacidad del país para enfrentar choques externos, mientras que el crecimiento del PIB suele ser visto por los inversionistas como una medida del estado de la economía, particularmente cuando se mide como una desviación de un nivel potencial o de largo plazo²⁵. Finalmente, cabe mencionar que tanto el crecimiento anual del déficit primario, el crecimiento anual del endeudamiento del Gobierno, el crecimiento anual del PIB y el balance en cuenta corriente se incluyeron con un rezago de un

²⁴ La variable D2 no se incluye en caso de que existan efectos tipos de tiempo para evitar problemas de multicolinealidad. En cualquier caso, se presentan diversas especificaciones, tanto incluyendo la variable D2 como los efectos fijos.

²⁵ En este caso, se mide como la desviación respecto al nivel promedio observado desde 2005.

trimestre, en línea con el retraso en la información que perciben los inversionistas sobre estas variables.

Como se afirmó antes, las variables de control utilizadas deben ser exógenas ante el evento de interés o tratamiento. Las variables fiscales cumplen esa condición ya que, incluso si se haya una reducción en los rendimientos de los TES, que a su vez implicarían menores costos de financiamiento para el Gobierno, este no necesariamente responde aumentando su endeudamiento o disminuyendo el déficit ya que puede tener incentivos a mantener el gasto. Por su parte, la inflación y la política monetaria responden más a la coyuntura económica local y no son claros los canales de transmisión mediante los cuales un rebalanceo como el analizado en este documento afectaría los niveles de actividad y precios del país. Finalmente, si bien la cuenta corriente podría haberse hecho más deficitaria gracias a una mayor financiación proveniente de flujos de capital luego de la recomposición del índice, la información de la balanza de pagos muestra que desde 2014 la inversión extranjera directa ha superado a la inversión de portafolio, por lo que aquella ha tenido un rol más importante en el financiamiento del déficit externo. Más aún, la cuenta corriente ha sido deficitaria desde mucho antes de la recomposición en los índices, lo que sugiere que esta podría haberse financiado incluso sin los flujos de inversión de portafolio producto del rebalanceo.

4.2 Control Sintético

La metodología de control sintético fue utilizada inicialmente por Abadie y Gardeazabal (2003) para estudiar los efectos del conflicto en el País Vasco sobre el PIB de esa región y, al igual que la estimación por diferencias en diferencias, se ha utilizado para evaluar las consecuencias de un evento de interés sobre alguna variable específica (ver p. ej.: Castañeda y Vargas, 2011; Essers e Ide, 2019). Esta metodología consiste en construir un promedio ponderado de individuos (países, firmas, ciudades etc.) que no hayan enfrentado el evento de interés que se desea estudiar, para así encontrar una serie sintética que replique lo mejor posible las características del individuo que sí lo enfrentó. Así, el efecto del tratamiento será la diferencia, en algún periodo posterior al evento de interés, entre la serie observada para el individuo que enfrenta el evento y la serie sintética que actúa como un contrafactual.

Las principales discrepancias entre el método de control sintético y la estimación por diferencias en diferencias son: i) la metodología de control sintético “escoge” el mejor grupo de control posible dado un grupo de posibles ya que busca minimizar, en los periodos previos al evento de interés, la diferencia entre la serie contrafactual y la del individuo que enfrenta el tratamiento; ii) en la estimación por diferencias en diferencias el uso de largos periodos pre-tratamiento puede generar problemas de correlación serial, mientras que la metodología de control sintético no enfrenta este problema y en cambio puede beneficiarse al lograr un mejor ajuste entre la serie observada y la contrafactual; iii) la metodología de control sintético, en contraste con la estimación por diferencias en diferencias, permite conocer fácilmente las ponderaciones de los individuos dentro del grupo de control.

Con esta información, es evidente por qué la metodología de control sintético complementa la estimación por diferencias en diferencias presentada anteriormente. En primer lugar, conocer las ponderaciones dentro del grupo de control permite evaluar el grado de similitud entre Colombia y su contrafactual²⁶. Una segunda ventaja de la metodología de control sintético es que los ponderadores para los países que conforman el contrafactual están restringidos al intervalo $[0, 1]$, lo que no ocurre en una estimación por diferencias en diferencias. Este último punto asegura que no haya extrapolación por fuera de la muestra, en comparación con metodologías econométricas de inferencia causal²⁷ (Abadie et.al. (2015)).

El Anexo C presenta más formalmente la metodología de control sintético, con la cual se buscará crear un contrafactual para los rendimientos de la deuda pública colombiana a partir de un grupo de economías emergentes y controlando por factores macroeconómicos idiosincráticos.

²⁶ Es posible obtener los ponderadores que crean el contrafactual en una estimación por diferencias en diferencias. No obstante, no es un resultado común en los paquetes estadísticos y la literatura que aplica esa metodología no los suele calcular.

²⁷ Si bien los ponderadores en una estimación por diferencias en diferencias suman 1, estos no están restringidos al intervalo $[0, 1]$. Más aún, como se mencionó en el punto anterior, los ponderadores en una estimación por diferencias en diferencias no necesariamente son conocidos por el investigador, lo que le impide conocer la magnitud de la extrapolación que está detrás de los resultados.

5. Resultados

5.1 Diferencias en Diferencias

El cuadro 2 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (2). Todos los estimadores tienen el signo esperado y el estimador del efecto del tratamiento, que acompaña la variable D , es significativo en todos los casos. Los resultados sugieren que el rebalanceo en los índices de J.P. Morgan habría causado una disminución en los rendimientos de los TES con vencimiento a 10 años de entre 76 y 98 pbs hacia el segundo trimestre de 2018, en comparación con un escenario donde no se hubiera dado el rebalanceo. Esta estimación es robusta a especificaciones diferentes de la ecuación (2) y a la inclusión de efectos fijos por trimestre. Además, el Anexo B presenta ejercicios realizados con otro grupo de países con el cual se obtienen estimadores similares para el efecto de interés. Por su parte, el Anexo A muestra que el supuesto de tendencias paralelas, necesario para obtener estimadores insesgados del efecto de interés en una estimación por diferencias en diferencias, se cumple.

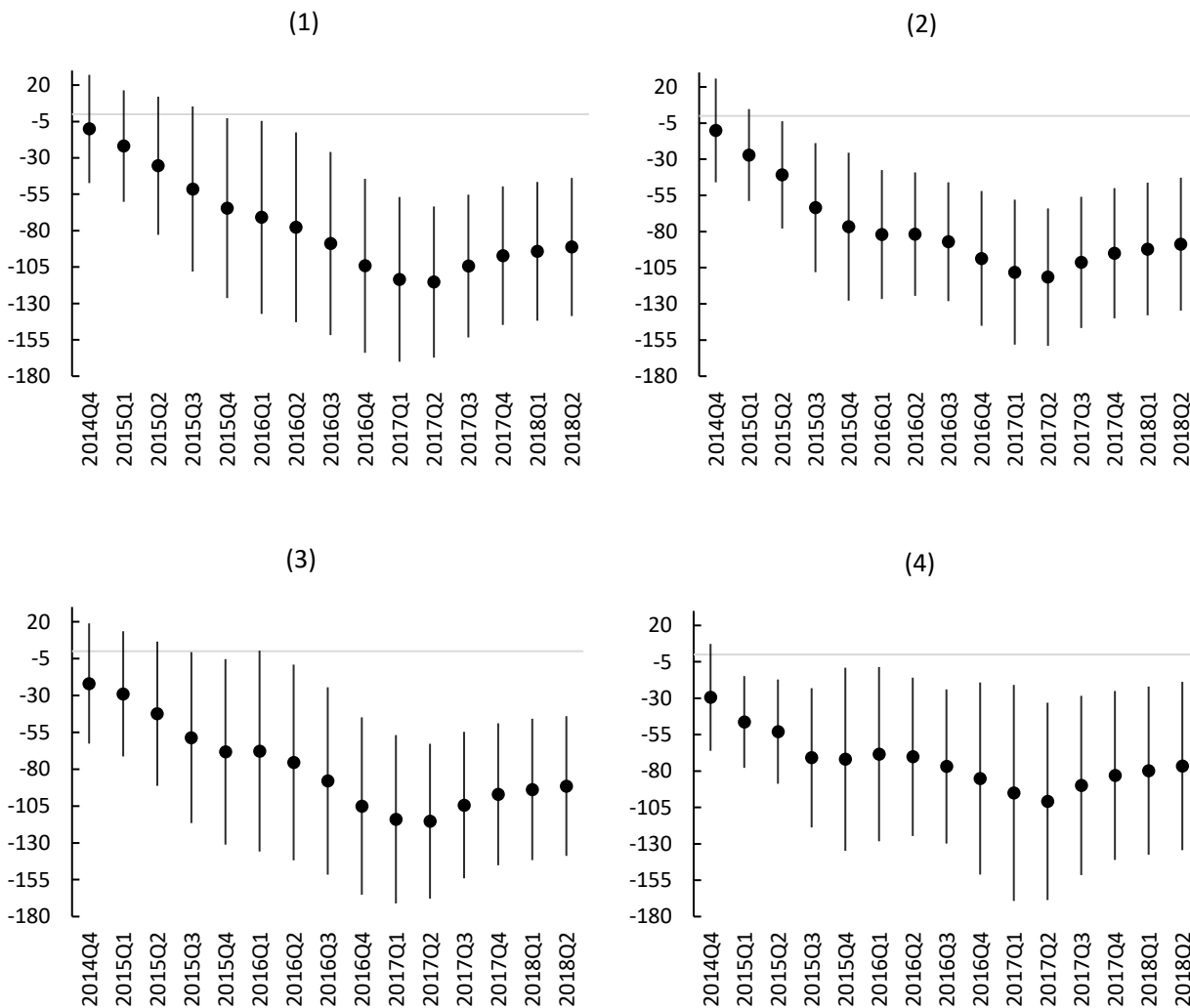
Cuadro 2. Resultados de la estimación de la ecuación (2) para el periodo 2011Q3 – 2018Q2 utilizando un grupo de control de 7 países

	Rendimiento de los TES con vencimiento a 10 años (pbs)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
D (efecto rebalanceo)	-91.2279*** (28.6956)	-88.6860** (27.7953)	-91.4504** (28.6528)	-76.5580* (34.9682)	-90.3181** (29.0191)	-98.2325*** (27.7667)	-97.7431*** (26.7442)	-97.9854*** (28.2133)	-86.3139* (39.3990)	-98.3120*** (27.8875)
D2	26.8025 (24.9434)	19.9100 (23.2442)	31.7132 (24.8517)	23.3243 (22.1514)	22.401 (25.4031)					
Crecimiento anual del déficit primario como porcentaje del PIB	27.8809** (11.5623)		28.6153** (11.5218)	18.9985 (13.1719)	27.3901** (10.4350)	55.2280*** (9.1442)		55.8898*** (10.6226)	47.9514* (21.5529)	54.9075*** (8.6749)
Crecimiento anual de la deuda pública como porcentaje del PIB		85.6151 (148.6381)		129.2689 (164.7438)			54.8258 (157.5277)		73.9315 (173.5615)	
Inflación anual (%)	13.1581** (4.3015)	13.2922** (4.4200)	13.8985*** (3.2357)	14.5151*** (3.4183)	13.1005** (4.3025)	13.5991** (5.4509)	12.9785** (5.3023)	13.7768** (4.7316)	13.9874** (4.3514)	13.6375** (5.4515)
Tasa de política monetaria (%)	24.9590*** (5.1561)	24.5422*** (6.0156)	25.5320*** (5.3999)	25.6757*** (6.5809)	24.2216*** (5.3779)	25.2655*** (5.9974)	25.0050*** (6.7919)	25.6666*** (6.2917)	25.4957*** (6.9704)	24.8389*** (6.0364)
Balance en cuenta corriente (%PIB)	-19.5034*** (3.4181)	-20.3205*** (3.2933)	-19.4552*** (3.4270)	-22.1405** (6.9427)	-19.2624*** (3.3584)	-22.0930*** (3.5799)	-23.3630*** (3.0617)	-21.9155*** (3.4534)	-21.7964*** (4.7766)	-22.1938*** (3.4192)
Rendimientos soberanos 10 años EE.UU (%)	56.9173*** (11.2013)	56.0606*** (11.0001)	57.0406*** (10.3222)	56.4536*** (11.6313)	58.6622*** (12.333)	84.5936* (44.0024)	89.6377* (40.0835)	68.0628 (40.9372)	72.1484* (37.6036)	83.7317 (45.0987)
CDS (pbs)	0.30009** (0.1164)	0.2672 (0.1678)	0.3029** (0.1257)	0.2516 (0.1638)	0.3259** (0.1179)	0.2913** (0.1229)	0.2970* (0.1456)	0.2816* (0.1301)	0.2676* (0.1337)	0.3064* (0.1492)
JPM VXY-EM index	11.6401*** (2.6044)	11.8760** (2.9685)	10.8238** (3.2608)	10.4328** (3.8444)	11.135*** (2.4864)	17.3838* (8.0559)	20.1881** (6.7197)	12.4854 (9.3051)	13.1128 (10.9366)	17.1979* (8.2358)
Crecimiento anual del PIB			2.8137 (5.1390)	3.2709 (5.2563)				0.7161 (4.0989)	0.8701 (4.1696)	
Reservas internacionales (%PIB)				-3.7321 (4.4299)					-3.0310 (4.7757)	
Términos de Intercambio						-260.1234 (273.443)				-93.159 (326.0707)
Constante	164.5921** (51.1226)	166.8619** (54.1852)	161.6486** (50.9379)	239.1728* (104.1746)	427.4877 (241.4686)	75.0532 (171.9692)	31.9316 (151.7315)	159.0887 (171.6319)	198.6978 (227.5113)	193.3783 (415.1778)
R ²	0.8033	0.7995	0.8164	0.7037	0.8034	0.8103	0.8133	0.8195	0.7375	0.8195
Observaciones	202	194	200	195	202	202	197	200	195	200
Efectos fijos país	Sí	Sí	Sí	Sí	Si	Si	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No	No	No	No	No

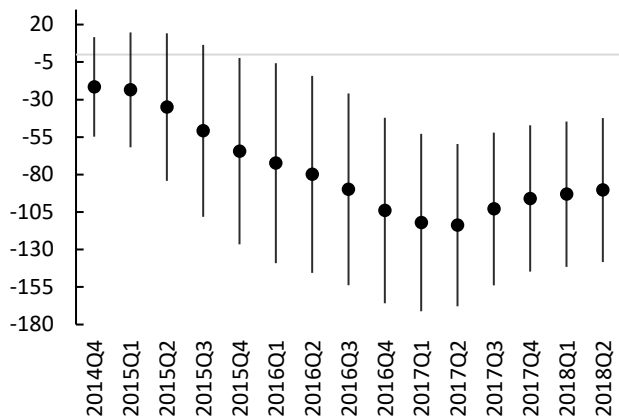
Fuente: Elaboración propia. ***, ** y * denotan significancia estadística al 99%, 95% y 90%, respectivamente. Entre paréntesis se presentan los errores estándar robustos.

Además del efecto acumulado en los rendimientos hasta el segundo trimestre de 2018 presentado en el cuadro 2, es posible observar la evolución de este efecto al variar la longitud del periodo posterior al rebalanceo que se incluye en la muestra. El gráfico 2 muestra los resultados para cada una de las especificaciones incluidas en el cuadro 2 junto con los respectivos intervalos de confianza al 90%. Aparentemente, el efecto del rebalanceo en los índices de J.P. Morgan habría alcanzado un pico hacia el segundo trimestre de 2017, aunque finalmente habría convergido en 2018 hacia el efecto de entre 76 y 98 pbs mencionado anteriormente.

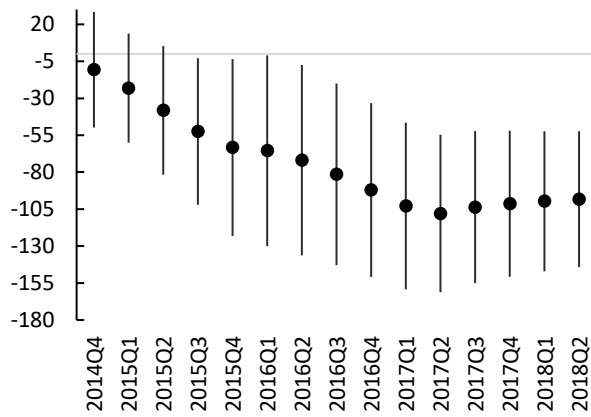
Gráfico 2. Evolución del efecto del rebalanceo de J.P Morgan en los TES con vencimiento a 10 años (pbs)



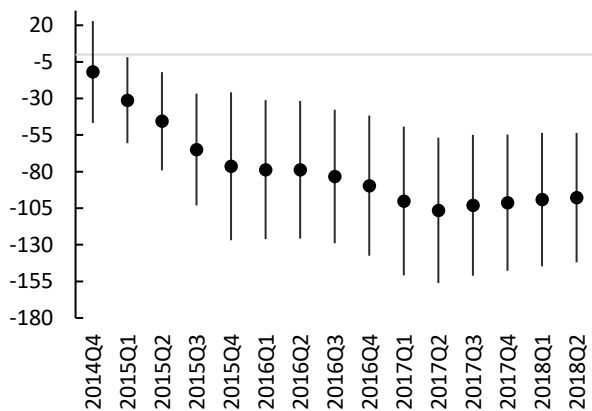
(5)



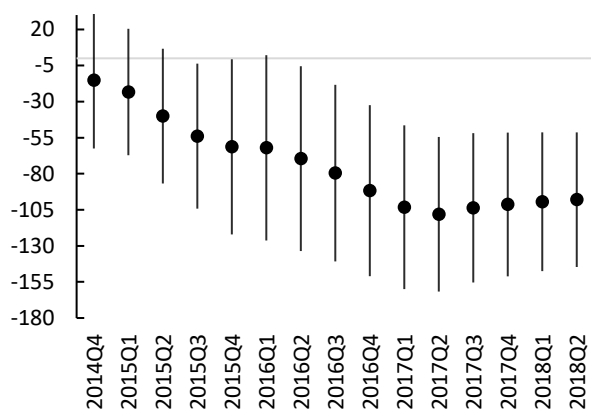
(6)



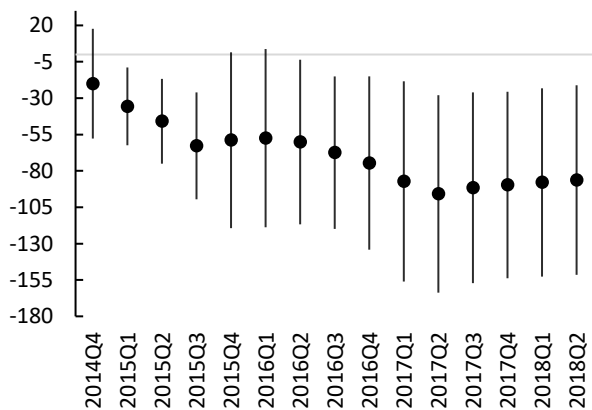
(7)



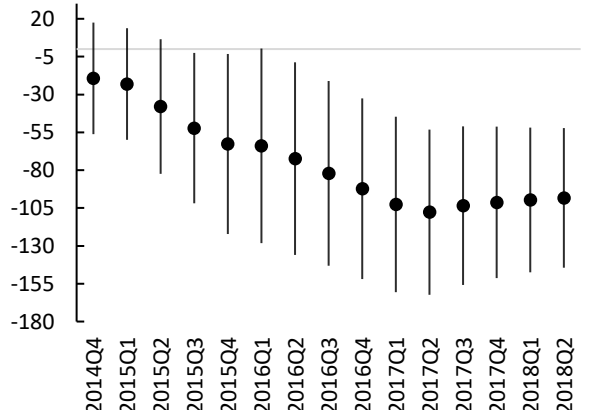
(8)



(9)



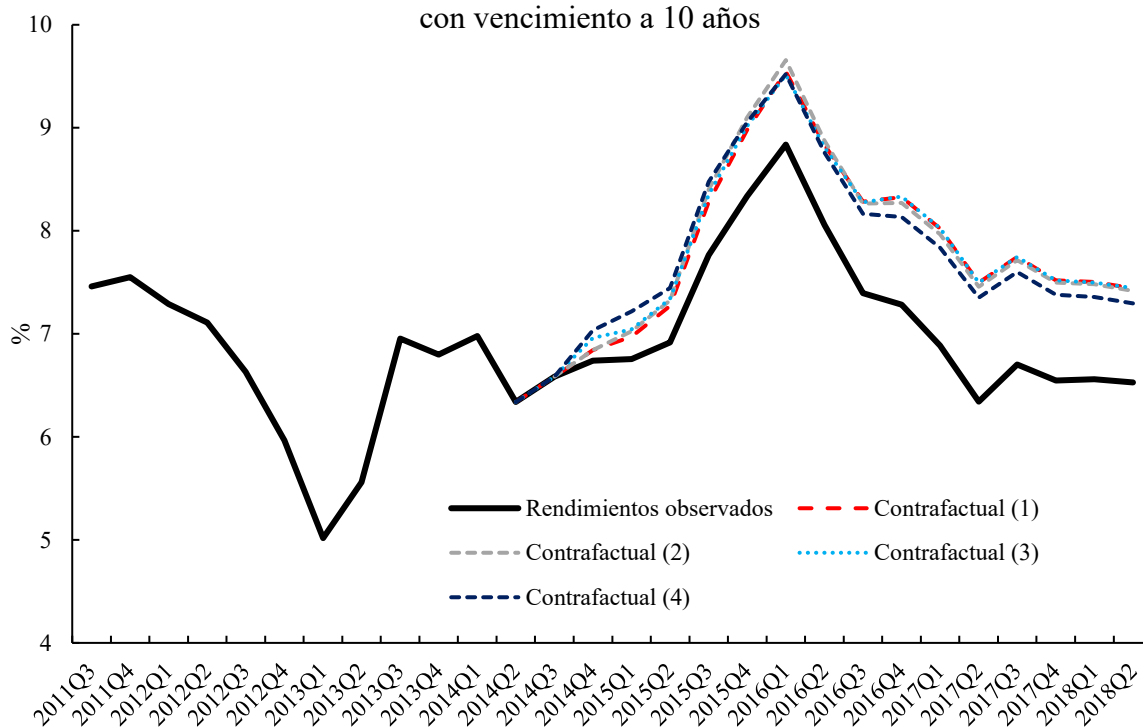
(10)



Fuente: Elaboración propia. Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

Los efectos observados en el gráfico 2 indican que de no haberse dado el rebalanceo en los índices de J.P Morgan, los rendimientos de los TES habrían sido más altos durante todos los periodos posteriores al tercer trimestre de 2014. En el gráfico 3 se puede observar más claramente esta diferencia, al mostrar los rendimientos contrafactuales de algunas de las especificaciones en el cuadro 2 y los rendimientos observados de los TES. Asimismo, el gráfico 3 permite ver más fácilmente que las especificaciones presentadas en el cuadro 2 no solo encuentran un efecto similar hacia el segundo trimestre de 2018, también estiman de manera semejante la evolución del efecto otorgando así robustez a los resultados.

Gráfico 3. Rendimientos observados y contrafactuales para los TES con vencimiento a 10 años



Fuente: Elaboración propia. Los rendimientos observados se refieren al promedio trimestral de la referencia a 10 años en los TES en pesos. Los contrafactuales (1), (2), (3) y (4) se corresponden con las estimaciones igualmente numeradas en el cuadro 2 y el gráfico 2.

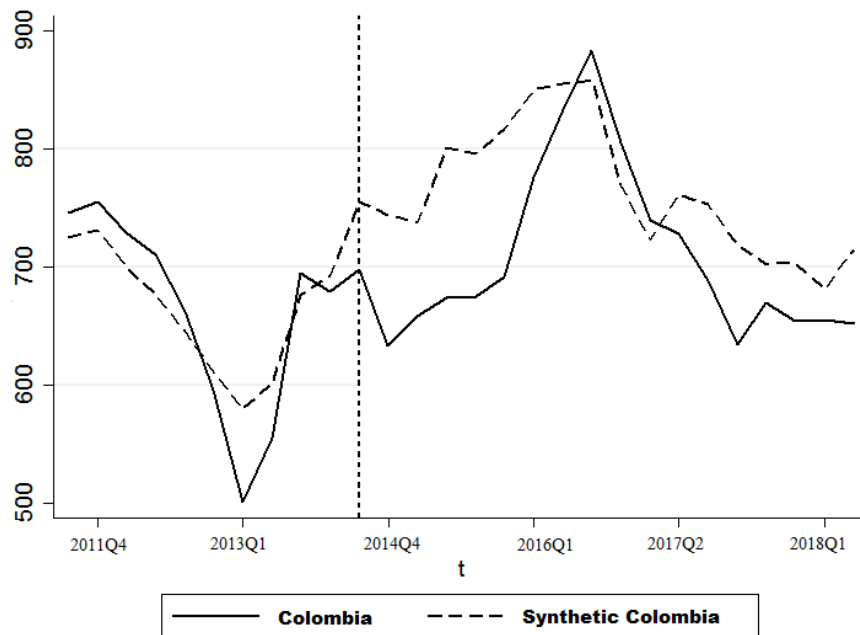
5.2 Control sintético

A partir de la muestra compuesta por 8 economías emergentes, el algoritmo de control sintético escoge un grupo de control compuesto por Tailandia (36,9%), Perú (28,4%), México

(26,8%) y Brasil (7,9%), cuyos rendimientos soberanos a 10 años y variables explicativas se ajustan lo mejor posible a lo observados para los TES antes del rebalanceo.²⁸ Este grupo busca mostrar la evolución de los rendimientos de los TES a 10 años en caso de que no se hubiera dado el ajuste en los índices de J.P. Morgan. Los resultados muestran que los rendimientos en el grupo sintético, en el momento posterior al rebalanceo de J.P Morgan, sufrieron un aumento considerable hasta inicios de 2016 lo que sugiere que ese evento disminuyó los rendimientos de los títulos locales de deuda pública en ese periodo de la muestra (gráfico 4). No obstante, los rendimientos del grupo de control y de los TES convergen y presentan niveles similares durante la segunda mitad de 2016 y la primera parte de 2017. Esto puede estar relacionado con el sustancial aumento de los rendimientos de los títulos colombianos en ese periodo causado por, entre otros factores, la disminución internacional del precio del petróleo que impactó fuertemente las finanzas públicas colombianas e incrementó las primas de riesgo del país. Durante ese episodio Colombia se habría visto más afectada en comparación con otras economías emergentes exportadoras de bienes básicos, por lo que el aumento en los rendimientos de los TES fue mayor y no puede ser fielmente replicado por el grupo de control sintético. A pesar de ese episodio, las dos series vuelven a divergir y finalmente el algoritmo encuentra un efecto de alrededor de 63 pbs hacia el final de la muestra (2018Q2) en línea con lo encontrado por la estimación de diferencias en diferencias. El gráfico 5 permite ver más detalladamente la diferencia entre la serie observada y la sintética o contrafactual.

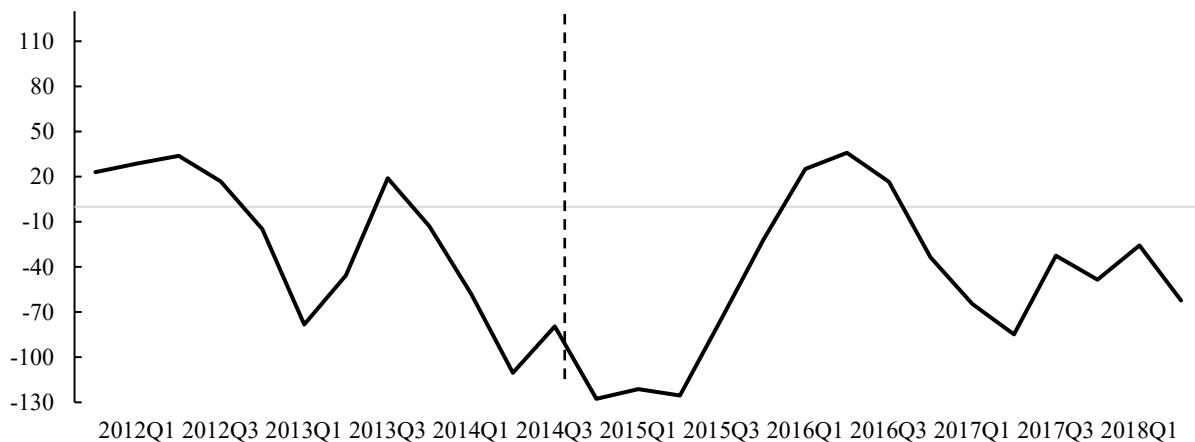
²⁸ En este caso, se incluyen como controles únicamente variables idiosincráticas (tasa de política monetaria, inflación, crecimiento del PIB, balance en cuenta corriente, términos de intercambio CDS). La inclusión de variables globales, como los rendimientos de los títulos en Estados Unidos, no cambiaría el resultado ya que el algoritmo supone que tanto Colombia como su contrafactual se ven afectados en igual magnitud por esas variables.

Gráfico 4. Evolución de los rendimientos (pbs) observados de los TES y los de un grupo de control sintético



Fuente: Elaboración propia. Se presentan los rendimientos trimestrales promedio, el grupo de control está compuesto por Tailandia (36,9%), Perú (28,4%), México (26,8%) y Brasil (7,9%).

Gráfico 5. Diferencia entre los rendimientos observados de los TES y los rendimientos creados por el control sintético en los periodos posteriores al rebalanceo de J.P. Morgan



Fuente: Elaboración propia. Se presenta la diferencia entre los rendimientos de los TES a 10 años y los rendimientos que surgen de una ponderación de Perú (28,4%), México (26,8%), Brasil (7,9%) y Tailandia (36,9%).

La precisión de los resultados anteriores depende del ajuste entre la serie original y su versión sintética, para los periodos previos al rebalanceo. Para medir la calidad de ese

ajuste se calcula un índice basado en el error cuadrático existente entre esas dos series²⁹, obteniendo un resultado de 0,071 similar al hallado en la literatura³⁰. Este resultado significa que la diferencia entre las dos series es de 7,1% en los periodos previos a la recomposición en los índices de J.P. Morgan.

Los mecanismos de transmisión detrás de los resultados obtenidos, tanto en la estimación por diferencias en diferencias como por el control sintético, pueden ser varios. En primer lugar está el ingreso de inversionistas internacionales al mercado local que se acentuó luego del rebalanceo³¹ y pudo haber causado una reducción de los rendimientos a través de un aumento en la demanda de estos títulos. Considerando que, como se expuso en el cuadro 1, los índices son seguidos por cerca de USD 230 mil millones (mm), entonces el incremento de los TES dentro de estos índices, que promedió alrededor de 5%, significa una demanda de títulos por USD 11,5 mm o COP 35 billones (b) aproximadamente³². Si se tiene en cuenta que el *stock* de TES en pesos ha promediado COP 176 b desde el cuarto trimestre de 2014, es clara la magnitud de la demanda de títulos por parte de inversionistas que siguen los índices de J.P. Morgan. En primer lugar, es evidente la razón detrás de la compra de TES por parte de inversionistas pasivos ya que estos agentes se limitan a replicar la composición de los índices. En segundo lugar, los inversionistas activos también pueden haber ajustado sus portafolios ante el rebalanceo en particular si alguno de los índices de J.P. Morgan es usado como *benchmark* para medir su desempeño³³.

²⁹ El índice fue propuesto por Adhikari y Alm (2016). Éste toma valores mayores o iguales a cero; una cifra menor indica un mejor ajuste entre la serie original y la sintética antes del evento de interés. En el anexo C se presenta más formalmente el índice de ajuste y su construcción.

³⁰ Este valor se encuentra en el promedio de la literatura que aplica la metodología de control sintético a una muestra donde la dimensión transversal está compuesta por países. Por ejemplo, Essers y Ide (2019) obtienen índices de ajuste de entre 0,06 y 0,13 al emplear esta metodología para evaluar los beneficios de acceder a una línea de crédito con el Fondo Monetario Internacional; Newiak y Willems (2017) obtienen índices de ajuste de entre 0,015 hasta 0,108 al evaluar el efecto de los programas de apoyo no financiero del FMI (*Policy Support Instruments*); y Adhikari y Alm (2016), quienes aplican la metodología de control sintético para evaluar las consecuencias macroeconómicas de implementar una tarifa plana de impuesto de renta, obtienen índices de ajuste entre 0,02 y 0,09.

³¹ La participación de extranjeros en el mercado de TES, medida como sus tenencias sobre el total del mercado, pasó de cerca de 8% a finales de 2013, a 19,6% a finales de 2014 y 25,1% a finales de 2016.

³² Suponiendo que todos los recursos que siguen estos índices actúan de forma pasiva. Los inversionistas que tienen una estrategia activa podrían haberse ajustado más o menos respecto a lo indicado por J.P. Morgan.

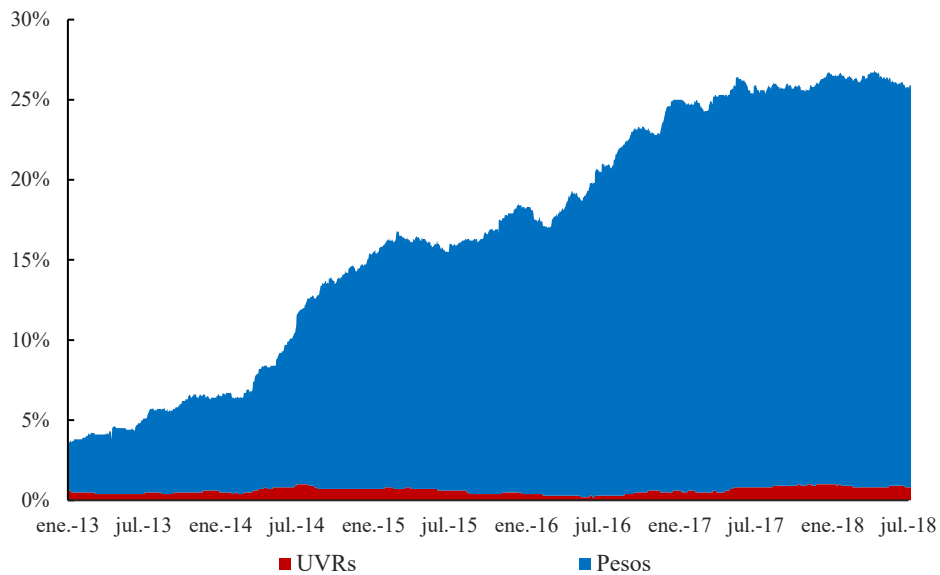
³³ Usualmente el desempeño de un administrador se mide en relación a algún *benchmark*. Los administradores activos podrían tener incentivos a ajustar su portafolio ante cambios del *benchmark*, para evitar desviaciones demasiado grandes que puedan deteriorar su desempeño relativo al de los índices. En algunos casos, los administradores incluso están limitados sobre cuánto pueden desviarse de su *benchmark*.

También pudieron haber existido efectos de segunda ronda que hayan incentivado aún más la entrada de inversionistas extranjeros. Por ejemplo, algunos agentes podrían haber ingresado al mercado al observar mejores condiciones para operar, como una mayor liquidez, que se habría dado luego de la ampliación de la base de inversionistas. En otros casos, una disminución de los rendimientos podría haber incentivado la compra de títulos por parte de agentes para los cuales un bajo riesgo de crédito, señalado por menores rendimientos de los TES, sea un criterio de inversión importante.

El ingreso de extranjeros como principal mecanismo de transmisión del efecto encontrado es aún más claro al observar su participación en el mercado de TES en pesos, en comparación con su presencia en el mercado de TES en UVR. Como se mencionó en la primera parte de este documento, los índices de J.P. Morgan no admiten bonos atados a la inflación, así, los TES denominados en UVRs no enfrentaron un aumento de su ponderación en un índice internacional de deuda pública. Como muestra el gráfico 6, la participación de agentes extranjeros en el mercado de TES-UVR no tuvo mayores cambios durante los últimos años, mientras que esta participación se incrementó significativamente en el mercado de TES-pesos luego del ajuste de J.P. Morgan. Si bien esta diferencia se debe, en parte, a una menor profundidad del mercado de TES-UVR, continúa señalando un cambio estructural y significativo en el mercado de TES-pesos en 2014³⁴.

³⁴ Además, la diferencia en la participación de extranjeros en cada uno de estos mercados no necesariamente responde al tamaño del mismo. Del total de títulos del gobierno emitidos en el mercado local, a julio de 2018, un 30% estaba denominado en UVRs y el resto en pesos, por lo que la cantidad de títulos en circulación no explicaría completamente la amplia diferencia en la presencia de extranjeros en estos mercados.

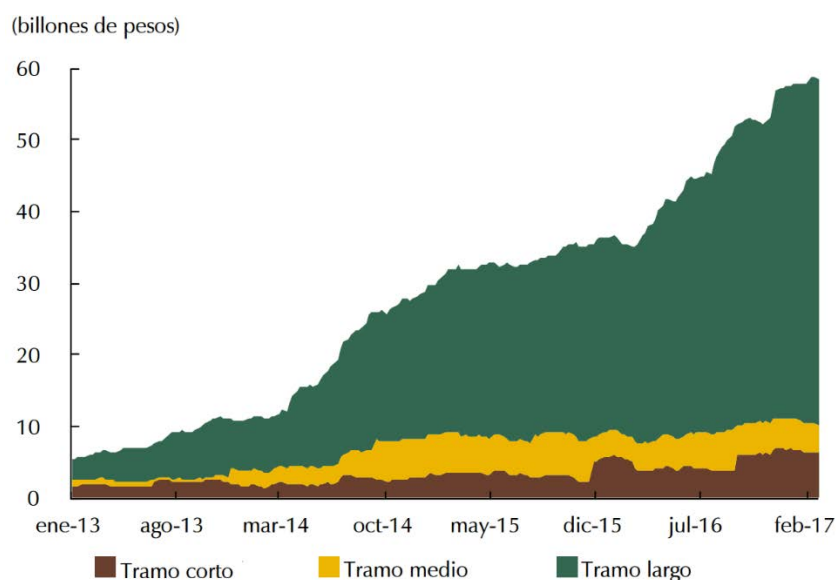
Gráfico 6. Participación de inversionistas extranjeros en el mercado de TES denominados en pesos y en UVRs.



Fuente: Banco de la República – Minutas de Política Monetaria, julio 2018

Además, los inversionistas extranjeros que han ingresado al mercado colombiano lo han hecho principalmente tomando posiciones en el tramo largo de la curva de rendimientos (gráfico 7). Así, los títulos con vencimiento a 10 años analizados en este documento se habrían visto más afectados por la recomposición de los índices de J.P. Morgan, sugiriendo que el efecto encontrado podría no haber sido tan alto para los TES con menores vencimientos. Más aún, los índices GBI-EM no admiten títulos con un plazo al vencimiento menor a un año lo que implica que la recomposición de los índices en 2014 pudo haber influido en la estructura de tasas de interés.

Gráfico 7. Participación de extranjeros en el mercado de TES por tramo de la curva de rendimientos



Fuente: Banco de la República – Informe de la Junta Directiva al Congreso de marzo de 2017. Tramo corto corresponde a todos aquellos títulos que al momento de su adquisición tenían una fecha de vencimiento menor a dos años. El tramo medio entre dos y cinco años, y el tramo largo un vencimiento posterior a cinco años.

Además de un incremento en la demanda de títulos por parte de nuevos inversionistas, el aumento de la participación de los TES en los índices de J.P. Morgan pudo haber alterado sus rendimientos al exponerlos a las condiciones financieras globales. Si bien el mercado de deuda pública colombiano no habría sido ajeno a la amplia liquidez que ha caracterizado a los mercados financieros internacionales en los últimos años, el seguimiento a los índices de J.P. Morgan podría haber amplificado el efecto de la coyuntura internacional en el mercado local al hacer que Colombia recibiera mayores flujos de capital en comparación con otras economías emergentes durante el *search for yield*³⁵. Más aún, los inversionistas que siguen algún índice son más sensibles a la coyuntura internacional y les resultan menos relevantes los factores idiosincráticos en sus decisiones de inversión (Arslanalp & Tsuda, 2015), lo que también sugiere que las condiciones financieras internacionales están influyendo en mayor medida los rendimientos locales.

³⁵ El *search for yield* es la inversión en activos relativamente más riesgosos (por ejemplo, aquellos de economías emergentes) por parte de agentes en economías avanzadas, quienes aplican esta estrategia para encontrar mejores rendimientos durante periodos de bajas tasas de interés.

Ahora bien, además del efecto directo sobre los rendimientos de los TES, los posibles cambios en liquidez de estos títulos y la exposición a las condiciones financieras internacionales, una recomposición como la estudiada en este documento puede también tener efectos sobre otros mercados. Debido a que la liquidación o apertura de posiciones en el mercado de TES por parte de extranjeros puede implicar una transacción en el mercado cambiario, se habría generado un factor de volatilidad en ese mercado que no era tan notable antes del rebalanceo de J.P. Morgan. Por otro lado, este rebalanceo pudo haber beneficiado al mercado de derivados sobre el tipo de cambio al proveerle una mayor profundidad, ya que los inversionistas extranjeros que estén únicamente interesados en el movimiento de las tasas de interés cubrirían su riesgo cambiario a través de ese tipo de activos.

También pudieron haberse dado otras implicaciones sobre las finanzas públicas. Además de la evidente disminución en los costos de financiamiento, el rebalanceo también pudo haber causado alteraciones en el perfil de la deuda ya que, dada la nueva demanda por TES ocurrida luego de la recomposición del índice, el Gobierno pudo haber sustituido su deuda en moneda extranjera por títulos emitidos en moneda local logrando disminuir la sensibilidad del servicio de la deuda a variaciones en la tasa de cambio.

Considerando las consecuencias mencionadas antes, tanto el Gobierno como los reguladores tienen incentivos a mantener en niveles adecuados los requisitos de los títulos para ser elegibles dentro de los índices de J.P. Morgan³⁶. Las mejores condiciones de los mercados financieros locales y los menores costos de financiamiento público podrían perderse en caso de una disminución de la ponderación de Colombia dentro de esos índices. Además, los puntos mencionados anteriormente muestran el amplio espectro de influencia que una recomposición en un índice financiero internacional tiene sobre los países que lo conforman, y sugieren que va más allá de una alteración en los rendimientos de los TES ya que puede afectar la estabilidad financiera, la profundidad de los mercados locales y la política fiscal. La extensión de los posibles efectos implica que se deben comprender mejor

³⁶ Para ser elegibles dentro de los índices GBI-EM los títulos deben cumplir los siguientes requisitos: i) tener un cupón a tasa fija o ser un título cero cupón; ii) tener una liquidez adecuada, manifestada en “una negociación con la frecuencia suficiente para evitar las cotizaciones de precios pasados y una negociación en tamaños de ofertas y spreads aceptables”; iii) tener un plazo al vencimiento de al menos 13 meses (J.P. Morgan, 2011).

los determinantes de los ponderadores dentro de estos índices, para conocer las consecuencias de un cambio en la dirección opuesta a la de 2014.

6. Conclusiones

En este documento se estudió el efecto que tuvo el aumento en la ponderación de Colombia dentro los índices de deuda pública de J.P. Morgan en 2014 sobre los rendimientos de los TES. Utilizando una estimación por diferencias en diferencias se encontró un efecto significativo, que sugiere que el cambio en los índices de J.P Morgan redujo los rendimientos de los TES con vencimiento a 10 años de forma permanente, con un efecto de entre 76 y 98 pbs. Además, a través de la aplicación de un método de control sintético se halló un resultado similar, con los rendimientos disminuyendo en 63 pbs en comparación con un escenario contrafactual sin reponderación en los índices de J.P. Morgan. Una posible explicación para este efecto es el aumento en la participación de inversionistas extranjeros en el mercado de TES ya que, a través de una mayor demanda y una mayor exposición a la liquidez internacional, habrían reducido los rendimientos de esos títulos.

A pesar de este hallazgo, surgen varios temas pendientes por estudiar en la literatura ya que el rebalanceo de los índices pudo haber tenido consecuencias más allá de cambios en los rendimientos. Primero, la volatilidad internacional podría estar influyendo en mayor medida al mercado de TES al tener este una mayor presencia de extranjeros y ser estos agentes más sensibles a la coyuntura internacional en comparación con los inversionistas locales. Segundo, la recomposición del índice pudo haber cambiado las condiciones en otros mercados locales, principalmente el de derivados donde los inversionistas internacionales cubrirían su riesgo cambiario. Tercero, si bien se intuye que el rebalanceo habría mejorado la liquidez y profundidad del mercado local a través de una mayor presencia de agentes extranjeros, aún no se conoce con exactitud qué tan grande podría haber sido este efecto. Cuarto, a futuro se pueden estudiar los efectos que el rebalanceo habría generado sobre las finanzas públicas, dado que una vez se conoce que el rebalanceo redujo los rendimientos de los títulos del gobierno en moneda local surge la pregunta de qué tanto se habría traducido esto en menores costos de financiamiento para el gobierno. Quinto, resultaría útil analizar los efectos sobre otros plazos de la curva de rendimientos para evaluar si, dado que la mayor

parte de los inversionistas extranjeros ha demandado títulos de largo plazo, se ha dado un aplanamiento de la curva en comparación con un escenario sin cambios en los índices de J.P. Morgan. Mayores investigaciones alrededor de este tema permitirán emitir juicios de valor acertados sobre los índices internacionales de deuda pública de economías emergentes y anticipar las consecuencias de un ajuste en la ponderación de Colombia dentro de los mismos.

Bibliografía

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J., (2010). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59 (2), 495-510.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Cost of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *The American Economic Review*, 93, (1), 113-132.
- Adhikari, B., & Alm, J. (2016). Evaluating the Economic effects of flat tax reforms using synthetic control methods. *Southern Economic Journal* 83, (2), 437-463.
- Andritzky, J. (2012). Government Bonds and Their Investors: What Are the Facts and Do They Matter? *IMF Working Paper 12/158*.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Ardagna, S., Caselli, F., & Lane, T. (2004). Fiscal Discipline and the cost of public debt service. *ECB Working Paper Series 411*.
- Arslanalp, S., & Poghosyan, T. (2014). Foreign Investor Flows and Sovereign Bond Yields in Advanced Economies. *IMF Working Paper 14/27*.
- Arslanalp, S., & Tsuda, T. (2015). Emerging Market Portfolio Flows: The Role of Benchmark-Driven Investors. *IMF Working Paper 15/263*.
- Banco de la República. (2017). *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, Marzo 2017*. Bogotá.
- Bernal, R., & Peña, X. (2011). *Guía práctica para la evaluación de impacto*. Bogotá: Ediciones Uniandes.
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2002). How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? *NBER Working Paper 8841*.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84, (4), 772-793.
- Cardozo, N., Hincapié, A., & Rojas, K. (2014). Análisis del impacto en Colombia de la recomposición de los índices de JP Morgan de deuda local de países emergentes. *Reportes del Emisor*, 179.
- Castañeda, A., & Vargas, J. F. (2011). Sovereign risk and armed conflict: an event-study for Colombia. *Defence and peace economics*, 23, (2), 185-201.
- Cortés, D., Santamaría, J., Vargas, J. F. (2016). Economic shocks and crime: Evidence from the crash of Ponzi schemes. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 131, 263-275.

- Cubillos, J. S., Gamboa, J., Melo, L. F., Restrepo, S., Roa, M. J., Villamizar, M. (2018). Effects of Interest Rate Caps on Financial Inclusion. *Borradores de Economía, Banco de la República, 1060*.
- Ebeke, C., & Kyobe, A. (2015). Global Financial Spillovers to Emerging Market Sovereign Bond Markets. *IMF Working Paper 15/141*.
- Ebeke, C., & Lu, Y. (2014). Emerging Market Local Currency Bond Yields and Foreign Holdings in the Post-Lehman Period - a Fortune or Misfortune? *IMF Working Paper 14/26*.
- Ernst & Young. (2017). Reshaping around the investor: Global ETF Research 2017.
- Essers, D., & Ide, Stefaan. (2019). The IMF and precautionary lending: An empirical evaluation of the selectivity and effectiveness of the Flexible Credit Line. *Journal of International Money and Finance, 95, 25-61*.
- Faias, J. A., & Ferreira, M. A. (2017). Does Institutional Ownership matter for International Stock Return Comovement? *Journal of International Money and Finance, 78, 64-83*.
- International Monetary Fund. (2019). Vulnerabilities in a Maturing Credit Cycle, en *Global Financial Stability Report (April 2019)*, Washington DC.
- J.P. Morgan. (2011). Local Markets Guide: Emerging Markets Research 7th Edition. May 2011.
- Kose, M. A., Prasad, E., Rogoff, K., & Wei, S.-J. (2010). Financial Globalization and Economic Policies. En M. Rosenzweig, & D. Rodrik, *Handbook of Development Economics, Vol. 5* (págs. 4283-4362). The Netherlands: North-Holland.
- Meyer, B. D. (1995). Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business & Economic Statistics, 13, (2), 151-161*.
- Newiak, M., & Willems, T., (2017). Evaluating the Impact of Non-Financial IMF Programs using the synthetic control method. *IMF Working Paper 17/109*.
- Peiris, S. J. (2010). Foreign Participation in Emerging Markets' Local Currency Bond Markets. *IMF Working Paper 10/88*.
- Raddatz, C., Schmukler, S. L., & Williams, T. (2017). International Asset Allocations and Capital Flows: The Benchmark Effect. *Journal of International Economics, 108, 413-420*.
- Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd Behavior and Investment. *The American Economic Review, 80, (3), 465-479*.
- Sushko, V., Turner, G. (2018). The Implications of Passive Investing for Securities Markets. *BIS Quarterly Review, March 2018*.
- Tagliani, M. (2009). *The Practical Guide to Wall Street*. Hoboken: John Wiley & Sons.

- Wang, S. S., Li, W., & Cheng, L. T. (2009). The impact of H-share derivatives on the underlying equity market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (32), 235-267.
- Wermers, R. (1999). Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices. *The Journal of Finance*, 54, (2), 581-622.
- Xie, S., & Mo, T. (2014). Index Futures Trading and Stock Market Volatility in China: A Difference-in-Difference Approach. *The Journal of Futures Markets*, 34, (3), 282-297.

Anexo A – Prueba de tendencias paralelas

En este anexo se muestra el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas, condición necesaria para obtener una estimación insesgada al aplicar la metodología de diferencias en diferencias. Bajo este supuesto se presume que, si no hubiera ocurrido el evento de interés o tratamiento, entonces la evolución de la variable de interés en el tiempo habría sido igual tanto para el país que enfrentó el tratamiento como para el grupo de control. En otras palabras, este supuesto implica que el cambio observado en el grupo de control en los periodos posteriores al tratamiento es igual al cambio que se habría observado en los rendimientos de los TES si no se hubiera dado el rebalanceo de J.P. Morgan. Si el supuesto se incumple, por ejemplo porque la variable de interés crece más rápido en el grupo de tratamiento que en el grupo de control, entonces la estimación a través de esta metodología producirá resultados sesgados ya que una parte de la diferencia entre los grupos se asumirá explicada por el tratamiento cuando en realidad esta se debe a la existencia de tendencias dispares.

Siguiendo a Angrist y Pishke (2009), una aproximación para comprobar el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas consiste en estimar el siguiente modelo:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=0}^s \theta_{-k}(D_{i,t} \times T_{t-k}) + \sum_{k=1}^T \theta_k(D_{i,t} \times T_{t+k}) + \beta' X_{i,t} + \alpha_i + u_{it} \quad (A1)$$

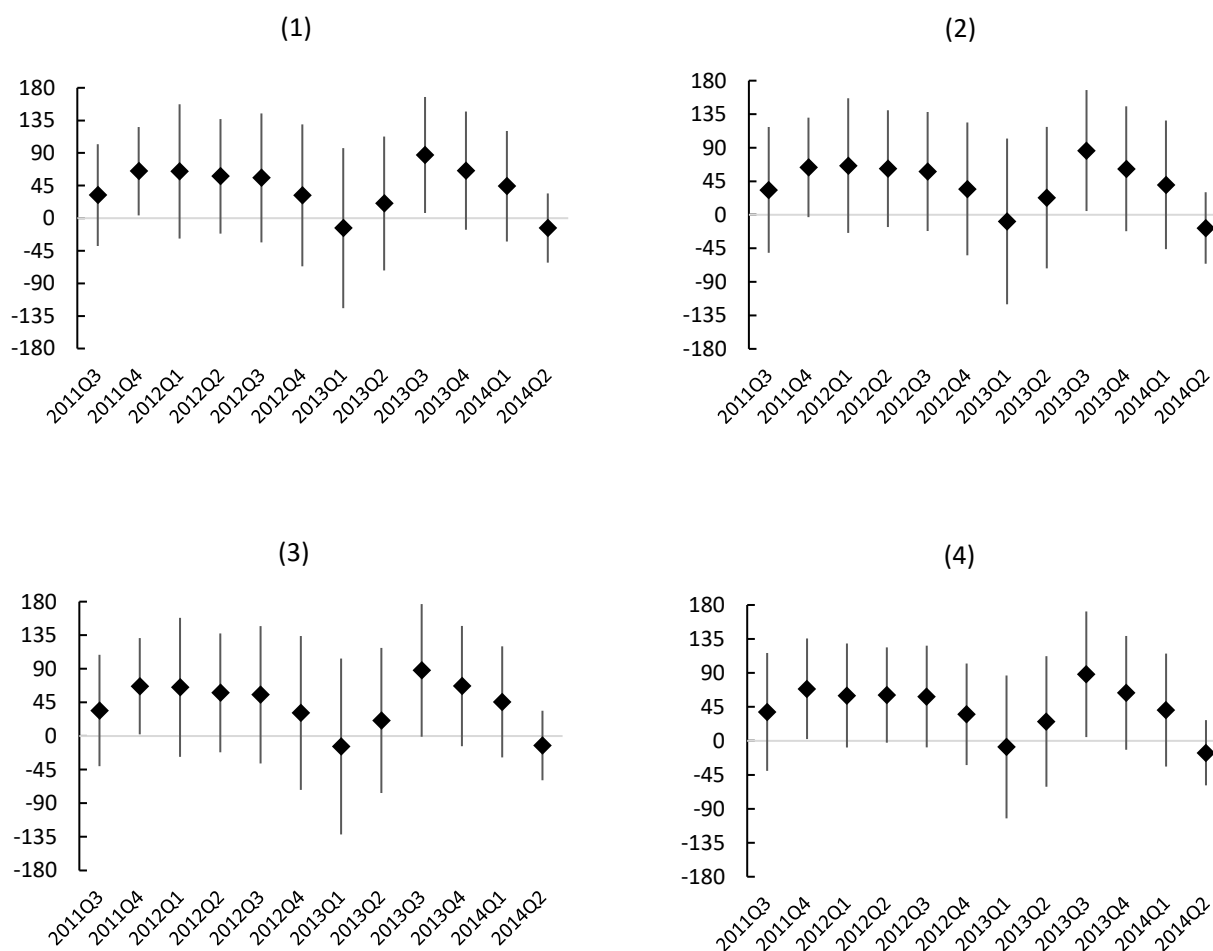
Dónde s indica el último periodo previo al tratamiento en la muestra, $X_{i,t}$ contiene las variables de control a incluir en la estimación por diferencias en diferencias, D es igual a 1 para las observaciones del grupo de control después del tratamiento³⁷ y T_k son variables *dummy* para cada periodo. Así, la expresión $\sum_{k=0}^s \theta_{-k}(D_{i,t} \times T_{t-k})$ incluye las interacciones entre las variables indicadoras del grupo de tratamiento y las variables indicadoras para aquellos periodos previos al evento de interés, mientras que la expresión $\sum_{k=1}^T \theta_k(D_{i,t} \times T_{t+k})$ incluye los periodos posteriores, dejando el último trimestre justo antes del tratamiento como base para evitar la multicolinealidad perfecta en la estimación. Bajo el supuesto de tendencias paralelas, los estimadores de θ_k previos al tratamiento no deben ser estadísticamente

³⁷ Es decir, continúa siendo una interacción entre las variables D1 y D2 presentadas en la primera parte del documento.

significativos, ya que esto indicaría una diferencia preexistente entre el grupo de control y Colombia.

El gráfico A.1 muestra los estimadores de θ_k para los periodos en la muestra previos al tratamiento y los respectivos intervalos de confianza para las especificaciones presentadas en el cuadro 2 del documento. Se puede observar que durante los periodos previos al tratamiento estos estimadores no son significativos y por tanto se cumple el supuesto de tendencias paralelas.

Gráfico A1. Test de tendencias paralelas – Coeficientes de interacción en la ecuación A1



Fuente: Elaboración propia. El gráfico presenta los coeficientes de las interacciones de la ecuación A1 en los periodos de la muestra previos al rebalanco de los índices de J.P. Morgan. El número de cada gráfico se corresponde con las especificaciones presentadas en el cuadro 2 del texto.

Anexo B – Robustez

En este anexo se repiten las estimaciones por diferencias en diferencias presentadas en el cuadro 2 del documento utilizando un subgrupo de países para apoyar la robustez de los resultados. Se escogieron 4 economías emergentes de la región (Brasil, Chile, México y Perú) para que conformen el grupo de control en este caso.

Como muestra el cuadro A1, los resultados sobre el efecto del rebalanceo utilizando una sub-muestra del grupo de control original están en línea con aquellos obtenidos al realizar la estimación con 7 economías emergentes como grupo de control. No obstante, al observar el gráfico A3, el cual muestra la evolución del efecto de interés para las estimaciones realizadas con este subgrupo de países, aunque el comportamiento es similar, los resultados son más volátiles y no siempre son significativos en los primeros trimestres. Igualmente, el gráfico A2 sugiere que el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas no es tan claro utilizando este grupo, lo que permite concluir que los países excluidos (Polonia, Tailandia y Rusia) aportan información necesaria para crear un grupo de control adecuado sobre Colombia.

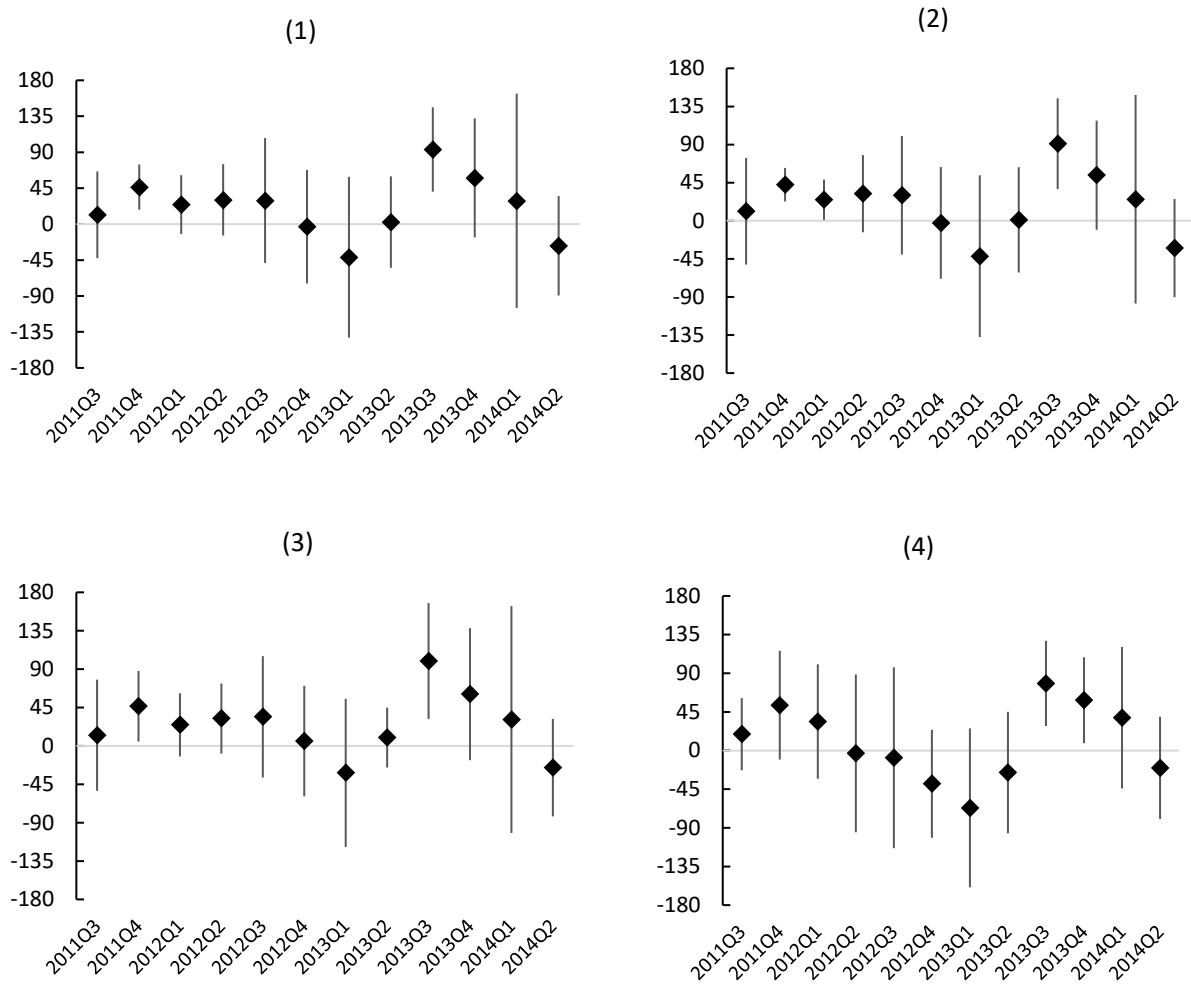
Cuadro A1. Resultados de la estimación de la ecuación (2) para el periodo 2011Q3 – 2018Q2 en un grupo de control compuesto por Brasil, Chile, México y Perú

Rendimiento de los TES con vencimiento a 10 años (pbs)

	(1)	(2)	(3)	(4)
D (efecto rebalanceo)	-86.0452** (34.0122)	-89.0007* (35.4812)	-90.4326** (32.0364)	-102.7462** (27.7942)
D2	22.9133 (30.6469)	26.0164 (22.8536)	39.1547 (30.0364)	22.0924 (19.2669)
Crecimiento anual del déficit primario como porcentaje del PIB	97.0928* (43.7226)		85.0256 (44.6542)	91.2415 (80.0433)
Crecimiento anual de la deuda pública como porcentaje del PIB		-39.0725 (172.651)		-56.3016 (162.7875.)
Inflación anual (%)	9.0624 (9.1642)	9.0938 (8.7670)	11.5440 (7.6003)	7.8668 (9.6769)
Tasa de política monetaria (%)	27.0052** (7.3171)	27.0468** (7.3417)	27.8876** (6.6811)	29.1263** (7.5932)
Balance en cuenta corriente (%PIB)	-21.6635*** (2.3548)	-21.3125*** (2.9025)	-21.1271*** (2.7894)	-21.0126** (11.5697)
Rendimientos soberanos 10 años EE.UU (%)	52.7084** (18.1422)	53.2845** (17.1881)	54.4929** (15.9970)	50.7057** (17.1605)
CDS (pbs)	0.4024* (0.1511)	0.4213 (0.2272)	0.4564** (0.1557)	0.5252** (0.1327)
JPM VXY-EM <i>index</i>	11.1512** (3.6766)	10.8637** (3.5955)	7.9676 (4.5871)	8.2777 (5.2340)
Crecimiento anual del PIB			7.7717 (4.6503)	7.2668 (6.7301)
Reservas internacionales (%PIB)				8.8285 (6.7592)
Constante	170.5706* (68.1620)	159.2179** (67.1309)	168.0889* (65.1160)	32.949 (104.7643)
R ²	0.8278	0.8317	0.8524	0.9423
Observaciones	140	140	138	138
Efectos fijos país	Sí	Sí	Sí	Sí

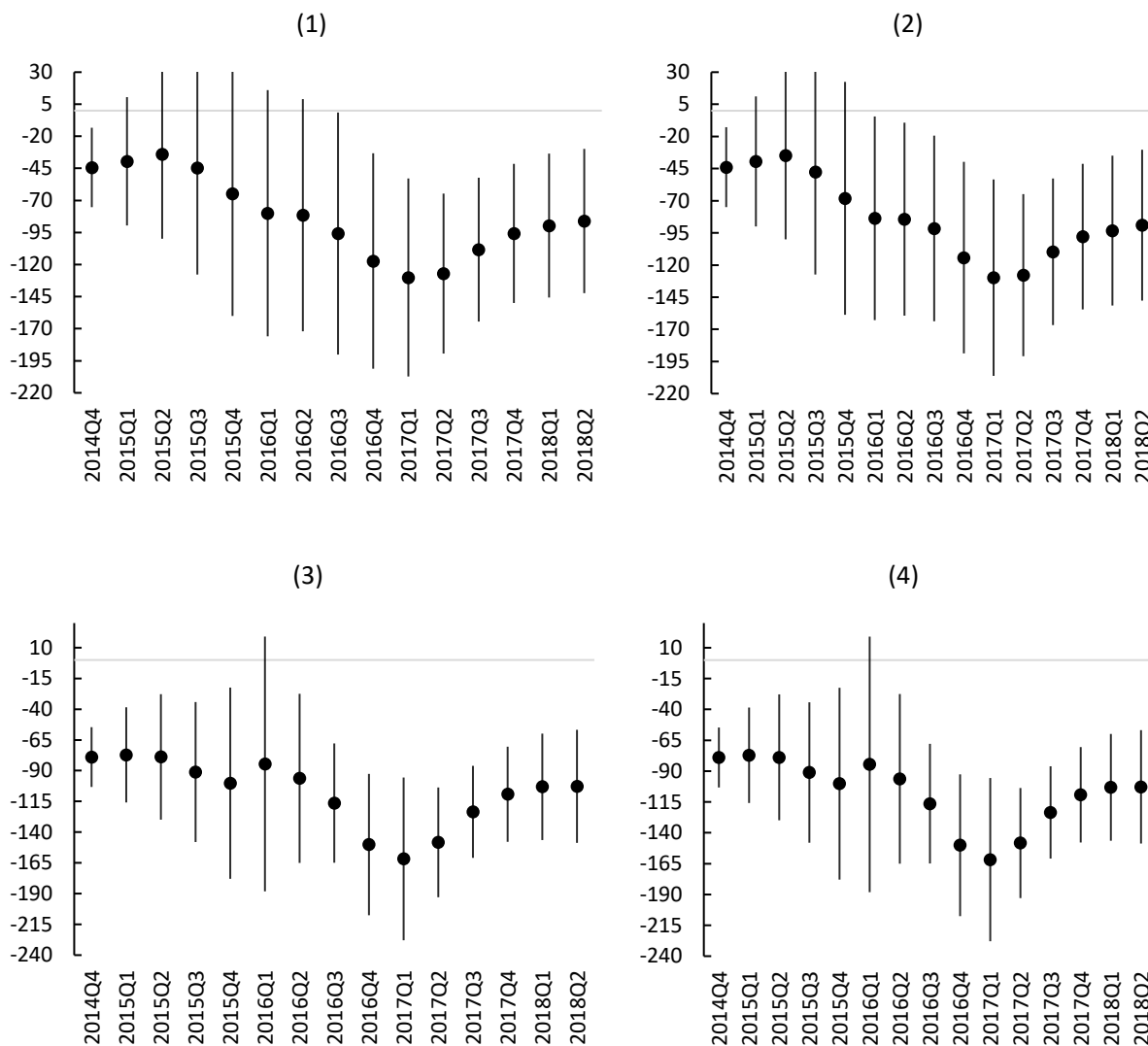
Elaboración propia. ***,** y * denotan significancia estadística al 99%, 95% y 90% respectivamente. Entre paréntesis se presentan los errores estándar robustos.

Gráfico A2. Comprobación del supuesto de tendencias paralelas para un grupo de control de 4 economías emergentes de la región.



Fuente: Elaboración propia. El gráfico presenta los coeficientes de las interacciones de la ecuación A1 en los periodos de la muestra previos al rebalanceo de los índices de J.P. Morgan. El número de cada gráfico se corresponde con cada una de las cuatro especificaciones presentadas en el cuadro A1.

Gráfico A3. Evolución del efecto del rebalanceo de J.P Morgan en los TES a 10 años (pbs) utilizando un grupo de control de 4 economías emergentes de la región.



Fuente: Elaboración propia. Se muestran los intervalos de confianza al 90%.

Anexo C – Método de control sintético

Este anexo presenta más formalmente el método de control sintético de Abadie y Gardeazabal (2003), utilizando la notación y convenciones de Essers e Ide (2019) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010). La metodología de control sintético mide los efectos del rebalanceo de J.P. Morgan como la diferencia en los rendimientos de los títulos de deuda pública en moneda local para Colombia y un control sintético construido como un promedio ponderado de países que no enfrentaron el rebalanceo. Formalmente, y_{it}^{JPM} son los rendimientos de los títulos soberanos en moneda local con vencimiento a 10 años, en el momento t , para el país i , si ese país enfrentó un aumento en su ponderación en los índices de deuda pública de J.P. Morgan y y_{it}^{NJPM} son los rendimientos para el país i en caso de que no haya presenciado un aumento en su ponderación dentro del índice. Con esa notación, el efecto del rebalanceo (τ_{it}) está dado por:

$$\tau_{it} = y_{it}^{JPM} - y_{it}^{NJPM} \quad (\text{A. 1})$$

Dónde solo uno de los términos a la derecha de la igualdad es una variable observada. Ahora bien, la muestra contiene $N + 1$ países, dónde solo uno de ellos ($i = 1$) sufrió un aumento en su participación en el índice de J.P. Morgan. Por tanto, los países $i = 2, 3, \dots, N$ conforman el grupo que permite crear un contrafactual para evaluar el efecto del evento de interés sobre los rendimientos. Todos los países son observados en T periodos, con $T = T_0 + T_1$, dónde T_0 es el número de periodos en la muestra antes del rebalanceo en los índices de J.P. Morgan y T_1 es el número de periodos observados con posterioridad al rebalanceo. Así, la variable y_{it} puede definirse como:

$$y_{it} = y_{it}^{NJPM} + \tau_{it}D_{it}, \text{ con } D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = 1 \text{ y } t > T_0 \\ 0 & \text{si no} \end{cases} \quad (\text{A. 2})$$

Finalmente, suponiendo que el rebalanceo en los índices de J.P. Morgan no tuvo ningún efecto sobre los rendimientos de los títulos colombianos ($i = 1$) antes de su anuncio o implementación, el efecto del rebalanceo para $t > T_0$ es:

$$\tau_{1t} = y_{1t}^{JPM} - y_{1t}^{NJPM} = y_{1t} - y_{1t}^{NJPM} \quad (\text{A. 3})$$

Dónde y_{1t} es una variable observada, pero el contrafactual y_{1t}^{NJPM} no lo es. Abadie et.al. (2010) muestran cómo identificar el vector que contiene los efectos de interés $(\tau_{1,T_0+1}, \tau_{1,T_0+2}, \dots, \tau_{1,T})$, suponiendo que y_{it}^{NJPM} puede modelarse de la siguiente forma:

$$y_{it}^{NJPM} = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (A.4)$$

Dónde δ_t es un factor común para todos los países, θ_t es un vector de parámetros, Z_i es un vector de variables observadas que no se ven afectadas por el rebalanceo de J.P. Morgan, μ_i es un término de factores independientes para cada país y ε_{it} son choques transitorios con media cero. Sea $W = (w_2, w_3, \dots, w_{N+1})$ un vector de $N \times 1$ tal que $w_i \geq 0$ para $i = 2, 3, \dots, N + 1$ y $\sum_{i=2}^{N+1} w_i = 1$, entonces cualquier vector W que cumpla esas características corresponde a un grupo de control sintético posible, es decir, cada ponderación de los países $i \neq 1$ es un posible grupo de control para la variable de interés en el país $i = 1$. Además, Abadie et. al. (2010) demuestran que si se escoge el vector W^* tal que,

$$\sum_{i=2}^{N+1} w_i^* y_i = y_1 \quad y \quad \sum_{i=2}^{N+1} w_i^* Z_i = Z_1 \quad (A.5)$$

Entonces $\hat{\tau}_{it} = y_{1t} - \sum_{i=2}^{N+1} w_i^* y_i$ es un estimador insesgado del efecto del rebalanceo sobre los rendimientos del país $i = 1$ en los periodos posteriores a su implementación. No obstante, no necesariamente existe el vector W^* que cumpla con las dos expresiones en (A.5). Por tanto, Abadie et. al. (2010) proponen una optimización no paramétrica que minimice la distancia entre las variables idiosincráticas del país que enfrenta el rebalanceo y el grupo de control sintético. Más específicamente, si X_1 es un vector de m características del país que enfrenta el evento de interés, y X_0 es una matriz que contiene las mismas características para los N países que no enfrentan el rebalanceo, entonces el objetivo es minimizar la siguiente expresión:

$$\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \quad (A.7)$$

Dónde V es una matriz simétrica de dimensiones $m \times m$, cuyos elementos en la diagonal principal reflejan la importancia relativa que se le asigna a las características previas al rebalanceo contenidas en X_0 y X_1 . La forma más común de optimizar la expresión (A.7)

es minimizar un error cuadrático medio de predicción (*RMSPE*) para los rendimientos en los periodos previos al rebalanceo:

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (y_{1t} - \sum_{i=2}^{N+1} w_i^* y_{it})^2} \quad (A.8)$$

Dicho de otro modo, se busca que los rendimientos observados para Colombia y los del grupo de control sintético se ajusten lo mejor posible en los periodos previos al rebalanceo. Para medir la precisión del ajuste se puede calcular un índice así:

$$\text{Índice de ajuste} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (y_{1t} - \sum_{i=2}^{N+1} w_i^* y_{it})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (y_{1t})^2}} \quad (A.9)$$

El numerador de la expresión (A.9) es el error cuadrático mostrado en (A.8), y el denominador es el error cuadrático que se obtendría en un modelo sin ajuste. El modelo será mejor cuanto más se acerque el índice a 0. Si la expresión (A.9) toma un valor $k \geq 0$, entonces la diferencia en los rendimientos de Colombia y del control sintético es $k \times 100\%$ en los periodos previos al rebalanceo.

