

Borradores de ECONOMÍA

Efecto del riesgo de tipo de
cambio en la rentabilidad de los
bonos soberanos en Colombia

Por: Andrea Carolina Vargas-Páez
Carlos David Ardila-Dueñas

Núm. 1165
2021



ta - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

Efecto del riesgo de tipo de cambio en la rentabilidad de los bonos soberanos en Colombia*

Andrea Carolina Vargas-Páez[†]

Carlos David Ardila-Dueñas[‡]

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a Bancolombia, el Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

Este documento estudió el impacto de la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio sobre la estructura a plazos de las tasas de interés en Colombia durante el periodo 2008 - 2020. Para este fin se utilizaron modelos de series de tiempo univariados y multivariados con umbrales (TVAR). Entre los resultados se observó un efecto no lineal de la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio sobre el nivel y la pendiente de la curva de rendimientos. El empinamiento generado por un choque de devaluación se duplica en escenarios de alta devaluación y volatilidad, sin embargo para este último el impacto es de mayor tamaño y duración. A diferencia de los modelos lineales, encontramos a partir del TVAR que un mayor nivel de endeudamiento genera una desvalorización de los títulos de deuda, ajustando la curva de rendimientos al alza, en escenarios de alta incertidumbre de la tasa de cambio. Además encontramos que ante un choque de aversión al riesgo, los inversionistas valoran más niveles bajos de volatilidad que bajas devaluaciones del tipo de cambio.

Clasificación JEL: E44, C22, C32, C58

Palabras clave: estructura a plazos de las tasas de interés, *TVAR*, riesgo de tasa de cambio, no-linealidad

* Los autores agradecen los valiosos aportes y comentarios de Hernán Alzate, Felipe Ramírez, José Eduardo Gómez, Sebastián Sanín y Hector Zárate Solano

[†] Estratega Posición Propia, Vicepresidencia de Tesorería, Bancolombia. E-mail: ancvargaspa@unal.edu.co

[‡] Profesional Especializado, Departamento de Información Económica, Banco de la República. E-mail: cdardilad@banrep.gov.co

The effects of exchange rate risk on local currency sovereign bond yields in Colombia¹

Andrea Carolina Vargas-Páez² Carlos David Ardila-Dueñas³

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

Abstract

In this article, we study the impact of exchange rate depreciation and volatility on the sovereign yield curve during the 2008 - 2020 timeframe. We do this by estimating univariate and multivariate time series models and a threshold vector autoregressive model. Our findings support the presence of nonlinearities in the relationship between the exchange rate risk and the yield curve level and slope. The bearish steepening resulting from a depreciation shock is doubled when the depreciation and volatility are above the threshold, however when the volatility is high the impact is bigger and lasts longer. Contrary to lineal models, an increase of the level of the public debt has a significant impact on the yield curve level as sovereign bonds have been devalued during periods of high exchange rate volatility. Besides, our results suggest that in presence of a risk aversion shock, investors appreciate low volatility rather than low exchange rate depreciation.

JEL code: E44, C22, C32, C58

Key words: term structure of interest rates, *TVAR*, exchange rate risk, nonlinearities

¹We thanks Hernán Alzate, Felipe Ramírez, José Eduardo Gómez, Sebastián Sanín and Hector Zárate Solano for their comments.

²Prop. Desk Strategist, Treasury Department, Bancolombia. E-mail: ancvargaspa@unal.edu.co

³Specialized Professional, Statistics Department, Banco de la República. E-mail: cdardilad@unal.edu.co.

1 Introducción

El estudio de los determinantes de los rendimientos de los bonos soberanos denominados en moneda local ha sido un tema de amplia discusión en la literatura por sus implicaciones sobre los mercados financieros y sobre las decisiones de ahorro e inversión por parte de los agentes económicos. Dentro de este análisis, se han incluido una serie de variables tanto locales como externas, las cuales buscan explicar las fluctuaciones de las tasas de interés en el corto y largo plazo según la teoría económica.

En particular, este documento centra su atención en determinar si el comportamiento del tipo de cambio juega un papel importante en la formación de precios de los títulos emitidos por el gobierno en Colombia entre enero del 2008 y febrero del 2020. Específicamente evaluamos si el primer y segundo momento de los movimientos del tipo de cambio, es decir, las expectativas del mercado sobre la tasa de depreciación y su volatilidad tienen un efecto en los rendimientos de los bonos en moneda local para el caso de Colombia. Adicionalmente se evalúa la existencia de no linealidades en dicha relación, utilizando para ello un modelo de vectores autorregresivos con umbrales (TVAR por sus siglas en inglés).

Entender si la devaluación y la volatilidad de los tipos de cambio tienen impactos sobre la estructura de la curva de rendimientos⁴ resulta de gran importancia para los hacedores de política y los participantes del mercado de valores. Para los primeros porque deben evitar la toma excesiva de riesgos por parte de los agentes financieros con el fin de garantizar la estabilidad macroeconómica y para los segundos, por las implicaciones que conlleva esta relación sobre las decisiones de inversión y de gestión de portafolios.

La relación entre el comportamiento de la tasa de cambio y de las tasas de interés es aún más importante de comprender en periodos de alta volatilidad de los mercados financieros, en los que se ha evidenciado que existe una dependencia más elevada de las fluctuaciones de los precios de los activos respecto a regímenes de baja incertidumbre (English y Loretan, 2000). Este análisis permitiría comprender la reciente coexistencia de altas devaluaciones de la divisa local a pesar del incremento de flujos de inversión hacia títulos de renta fija, esto luego del cambio de la postura de política monetaria en la mayoría de las economías desarrolladas a partir de enero de 2019. En particular, las expectativas sobre las decisiones de política monetaria de EE.UU. han motivado el apetito por riesgo de los inversionistas hacia los mercados emergentes, principalmente los de renta fija, los cuales les han proporcionado retornos altos y sostenidos. Sin embargo, los mercados de tasas de cambio no se han favorecido por el fortalecimiento del dólar, presentando sesiones de alta volatilidad y desvalorizaciones anuales de hasta 15% para el caso del USDCOP.

La variabilidad de la tasa de cambio acarrea riesgos que pueden influir sobre las ganancias y pérdidas que los inversionistas perciben por la tenencia de bonos soberanos en moneda local en el caso en que no existe una cobertura cambiaria. En la literatura, este efecto es explicado por diferentes variables que involucran las expectativas del mercado, la inflación, la deuda pública, la incertidumbre y el riesgo

⁴La curva de rendimientos hace referencia a la representación gráfica de la estructura a plazos de las tasas de interés. Ésta muestra la relación entre el plazo y el rendimiento de los títulos negociados en el mercado secundario.

de crédito.

La paridad descubierta de tasas de interés (UIP por sus siglas en inglés) es la primera teoría y la más utilizada en la literatura económica para explicar la relación entre las variaciones esperadas de la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés local y extranjera. Esta teoría establece que bajo el supuesto de no arbitraje, el diferencial de la rentabilidad de dos activos con riesgo, vencimiento y liquidez similares pero denominados en diferentes monedas, sólo debe depender del diferencial de las expectativas de la tasa de cambio entre sus divisas. Una violación de esta relación indica que los mercados de capitales no son eficientes y existe la posibilidad de una oportunidad de arbitraje (Frankel, 1992; Cook, 2009). La suposición básica que subyace a UIP es, por tanto, la hipótesis de mercado eficiente, donde el precio debe reflejar completamente toda la información disponible para los participantes del mercado (Erdemlioglu, 2007).

Con base en la relación de UIP, varios autores consideran que los rendimientos de los bonos soberanos pueden ser impulsados por el riesgo de tipo de cambio esperado (Gadanecz et al., 2014). En un artículo reciente, Ismailov y Rossi (2018) encuentran evidencia empírica a favor de la paridad descubierta de tasas de interés para varias economías industrializadas, en el estudio los autores concluyen que dicha relación se cumple únicamente en un entorno de baja incertidumbre. Según ellos esto se debe a que en periodos de alta incertidumbre los inversionistas pueden posponer sus decisiones de inversión y por lo tanto, crear desviaciones de lo que se espera en ausencia de oportunidades de arbitraje. Para modelar este comportamiento dentro de la UIP, varios autores incluyen una prima de riesgo que varía en el tiempo⁵, Ozmen y Yilmaz (2017) por ejemplo, adoptaron los *Credit Default Swaps Spreads* (CDS) para los bonos como una medida de prima de riesgo para estudiar la relación entre los cambios en la tasa de cambio y las tasas de interés en las economías emergentes. Los resultados mostraron que los diferenciales del tipo de cambio están relacionados con tasas de interés, la prima de riesgo y la incertidumbre política.

En el caso de los mercados emergentes Ardic et al. (2009) señalan que al tener fundamentales macroeconómicos más débiles, condiciones económicas más volátiles, mercados financieros menos profundos y reformas institucionales incompletas, son más propensos a violar los supuestos de la hipótesis de mercados eficientes contribuyendo a la desviación de las condiciones de la UIP (Bansal y Dahlquist, 2000). Sin embargo, tal como lo sugiere Chinn (2006) con la liberalización financiera de las últimas décadas, existe la posibilidad de un mejor ajuste en los mercados de divisas acorde a la condición descrita por UIP.

Por otra parte, Hofmann et al. (2016) encuentran evidencia de un canal que vincula el tipo de cambio, el apetito por riesgo, la oferta de crédito y el diferencial de rendimientos soberanos. Los autores descomponen el diferencial de rendimientos de los bonos soberanos en moneda local respecto a EE.UU. en riesgo de tipo de cambio y en riesgo crediticio. De acuerdo con los autores el riesgo de crédito está determinado a su vez por el tipo de cambio, de modo que una apreciación de la moneda local

⁵Ismailov y Rossi (2018) encuentran que, la prima de riesgo está correlacionada con diferenciales de tasas de interés en periodos de alta incertidumbre, pero no está significativamente correlacionada en periodos de baja incertidumbre

disminuye la prima de riesgo de los bonos soberanos. Este efecto es consecuencia de un mayor incentivo al endeudamiento externo, lo que permite una expansión del crédito, que a su vez se ve reflejado en un aumento de la inversión, un aumento de la actividad económica y una mayor consolidación fiscal. Esto da lugar a reducciones de la prima de riesgo y a su vez al incremento de la posición de extranjeros en bonos soberanos denominados en moneda local. Por el contrario, un aumento de la tasa de cambio invierte la relación anterior al endurecer las condiciones financieras, aumentar el riesgo para los inversionistas y, por tanto, incrementar el diferencial de rendimientos soberanos⁶.

La teoría económica por su parte, advierte que un incremento de la tasa de cambio puede tener un efecto sobre el nivel de precios al incrementarse el valor de los bienes importados (*pass through*). En este sentido, un aumento de la inflación puede inducir a un incremento en la tasa de interés por parte del banco central, movimiento que se reflejado, con algún rezago, sobre las tasas de interés del mercado, incluida las tasas de rendimiento de los títulos de deuda pública de corto plazo. Sin embargo, como los sugiere Taylor (2000) el grado de transmisión de la tasa de cambio sobre los precios puede disminuir si existe un escenario de alta volatilidad de la tasa de cambio, esto se debe a la decisión que pueden tomar los agentes de no modificar los precios al considerar que el choque es transitorio.

En cuanto a la deuda pública el canal de transmisión de la tasa de cambio sobre la curva de rendimientos se genera como resultado de un incremento en la deuda pública externa, este hecho genera un efecto sobre las expectativas de los agentes que preverán un mayor déficit por parte del gobierno para financiar el incremento de la deuda pública. El deterioro de las condiciones fiscales inducirá, como lo plantea la teoría de las expectativas, a un incremento en la prima de riesgo. El resultado es por tanto, un empinamiento de la curva de rendimientos junto con una recomposición de la deuda pública denominada en moneda nacional y moneda extranjera.

Otros autores explican el vínculo entre la tasa de cambio y las tasas de interés por sus efectos sobre el retorno de los rendimientos de los títulos de deuda pública. Un incremento de la tasa de cambio es visto por los agentes externos como una disminución en los rendimientos de los títulos soberanos en moneda local, en consecuencia, la reacción esperada por los inversionistas es exigir un mayor rendimiento de sus tenencias. En caso de lo contrario es probable que tengan incentivos a vender dichos títulos, provocando una disminución de su precio y con ello un aumento de la tasa de interés. Por tanto, variaciones de la tasa de cambio tienen un efecto sobre los rendimientos de los activos financieros en moneda local derivado de los cambios de la prima de riesgo exigida por los inversiones para adquirir títulos nacionales (Domowitz y Hakkio, 1985; Cochrane, 2001; Bekaert et al., 2002).

Como complemento a los análisis derivados de las teorías mencionadas anteriormente, se destacan los nuevos estudios relacionados con los efectos macroeconómicos de la incertidumbre cambiaria sobre la actividad financiera y, en particular, sobre los flujos de capitales destinados a invertir en acciones y bonos. Como lo plantean Cheung et al. (2003) después de la liberalización de los mercados financieros

⁶La relación aquí discutida se concentra en los efectos de dólar como moneda de financiamiento internacional y no considera su efecto producto de las relaciones comerciales entre países. En este último caso, los efectos son opuestos a los obtenidos anteriormente, una apreciación del tipo de cambio genera una reducción en las exportaciones netas y por tanto, una contracción en el crecimiento económico que se ve reflejado en un incremento del riesgo de crédito.

en la mayoría de los países en desarrollo la volatilidad de la tasa de cambio registró un incremento importante afectando la prima de riesgo y las tasas de interés del mercado. La idea detrás de estos estudios es que la volatilidad del tipo de cambio aumenta los costos de las transacciones financieras y esto genera un incremento del riesgo en la adquisición de valores denominados en otra moneda, lo que reduce las ganancias potenciales de las inversiones en el exterior. En consecuencia, al considerar un inversionista averso al riesgo, una mayor incertidumbre de la tasa de cambio incrementa la prima de riesgo requerida por los inversionistas como compensación al riesgo asumido al adquirir activos financieros locales (Domowitz y Hakkio, 1985; Caporale et al., 2015).

En un estudio realizado por Kasman et al. (2011) para Turquía entre 2002 y 2011, los autores identifican un efecto significativo de la incertidumbre del tipo de cambio sobre el nivel de las tasas de interés. Otros autores como Choi y Rajan (1997), Orlowski (2004) y Fidora et al. (2007) encontraron similares resultados para varias economías a nivel mundial incluido EE.UU., advirtiendo que ignorar dicho factor da como resultado una especificación errónea al analizar la integración o segmentación de los mercados de capital internacionales.

En línea con lo anterior, Ozcelebi (2018) empleando un modelo PVAR para 10 economías de la OCDE fuera de la zona euro, estimaron el efecto de la volatilidad del tipo de cambio sobre algunas variables macroeconómicas y financieras para el periodo comprendido entre 1999 y 2017. Los resultados de la investigación sugieren que la volatilidad de la tasa de cambio es un factor secundario a la hora de explicar el diferencial de tasas de interés de la UIP, sin embargo los autores reconocen la importancia de la volatilidad sobre la estabilidad de los mercados financieros y sus posibles riesgos inherentes sobre la actividad económica.

Por su parte, Gadanez et al. (2014) exploran el papel del riesgo de tipo de cambio sobre los rendimientos de los bonos locales por medio de un panel de datos de 20 economías emergentes. Los autores concluyen que la volatilidad implícita del tipo de cambio incrementa los rendimientos de los bonos emitidos en moneda local, adicionalmente encuentran que el efecto es menor para las economías con una mayor participación en la tenencia de extranjeros y que dicha relación se intensificó luego los anuncios de la FED de la reducción del ritmo de acumulación de reservas en mayo de 2013. En particular, estiman que un aumento de un punto porcentual en la volatilidad del tipo de cambio se asocia con un aumento de 11 puntos básicos en el rendimiento de los bonos después de controlar por la depreciación esperada del tipo de cambio y los diferenciales de CDS.

Específicamente para el caso colombiano Urrutia y Llano (2011) analizan la relación entre la devaluación del peso y las tasas de interés local y externa desde 1988 a 2010. Los autores encuentran que la crisis asiática generó mayores expectativas de devaluación y posteriormente se observaron incrementos importantes de la tasa de interés DTF, hecho que justifican por la relación de paridad descubierta de los tipos de interés en una economía abierta. En un estudio más reciente, Ardila-Dueñas y Rincon-Castro (2019) concluyen que choques sobre las expectativas de depreciación de la tasa de cambio empujan la pendiente de la curva de rendimientos, lo que explican por los incentivos que tendrían los inversionistas a sustituir flujos de compra de títulos locales por deuda externa.

En cuanto al impacto no lineal de las medidas de volatilidad sobre los mercados financieros, Ojeda-Joya y Sarmiento (2018) mediante la estimación del impacto no lineal del riesgo soberano sobre la tasa de cambio real, encontraron que a mayor volatilidad menor es el impacto de una mayor percepción del riesgo sobre el tipo de cambio real colombiano. No obstante, no se ha evaluado aún en la literatura el impacto no lineal de la incertidumbre del mercado cambiario sobre el comportamiento de la curva de rendimientos.

Los principales resultados obtenidos muestran un efecto no lineal de la devaluación y la volatilidad del tipo de cambio sobre el nivel y la pendiente de la curva de rendimientos. En particular se encontró que el empinamiento generado por un choque de devaluación se duplica en escenarios de alta devaluación y alta volatilidad, siendo este último de mayor tamaño y duración. Adicionalmente se encontró que las desvalorizaciones generadas por un mayor nivel de endeudamiento son significativas en escenarios de alta incertidumbre de la tasa de cambio, por otra parte se encontró que los inversionistas valoran más niveles bajos de volatilidad que bajas devaluaciones ante un incremento en la aversión al riesgo global.

Este documento se divide en cuatro secciones incluyendo esta introducción. La segunda sección introduce la metodología de estimación. La tercera describe los datos utilizados, presenta y analiza los resultados econométricos para los diferentes modelos. Finalmente la cuarta sección resume las principales conclusiones.

2 Metodología

Para analizar la influencia que tiene el primer y segundo momento de los movimientos de la tasa de cambio sobre los rendimientos de los bonos soberanos en moneda local, como escenario base se estimaron diferentes modelos autorregresivos univariados con variables exógenas (AR-X). Este análisis se complementó con estimaciones de funciones de impulso respuesta generalizadas (GIRF) que se obtuvieron a partir de modelos de vectores autorregresivos con variables exógenas (VAR-X) y por umbrales (TVAR), estos últimos son utilizados para evaluar la existencia de no linealidades dentro de la relación de causalidad.

2.1 Modelo de Vectores Autorregresivos con Umbrales (TVAR)

Un modelo de vectores autorregresivos por umbrales (TVAR) es una forma de capturar la no linealidad, como el cambio de régimen, la asimetría y los equilibrios múltiples para variables macroeconómicas o financieras (Balke, 2000).

En este documento se estiman los modelos TVAR para examinar si la respuesta de la pendiente y el nivel de la estructura a plazo de las tasas de interés responden de forma no lineal ante choques en el comportamiento de variables locales y externas, específicamente para diferentes regímenes de

devaluación y volatilidad de la tasa de cambio. Se estimó un modelo diferente para cada posible variable sobre la que se define un umbral (devaluación y volatilidad condicional) y para cada posible variable de respuesta (nivel y pendiente de la curva de rendimientos). Los coeficientes del sistema TVAR son específicos de cada régimen, cada uno de estos caracterizado por un proceso que puede escribirse como un modelo lineal. El modelo TVAR se describe como:

$$Y_t = B_1 + \gamma_1(L)Y_t + (B_2 + \gamma_2(L)Y_t)I(Z_{t-d}^* > \theta) + \Omega^{1/2}\epsilon_t \quad (1)$$

donde Y_t es un vector de $n \times 1$ variables endógenas $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{nt})'$. Según esta especificación, se supone que el modelo es estable y sus residuales son ruido blanco gaussianos $\epsilon_t \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, 1)$. B_1 es un vector de parámetros $n \times 1$. I es una función que toma el valor de uno si la variable de umbral Z_t^* en el rezago d es mayor que el umbral y cero en caso contrario. El parámetro de retraso d implica que si la variable umbral Z_{t-d}^* cruza el valor umbral θ en el tiempo $t - d$; la dinámica cambia en el tiempo t : los polinomios de rezagos $\gamma_1(L)$ y $\gamma_2(L)$ describen la dinámica del sistema TVAR.

En cada modelo TVAR estimado se incluyeron dos regímenes, y los valores que definen el umbral de cada modelo se calcularon con base en el algoritmo propuesto por Alessandri y Mumtaz (2017). La distribución a priori conjugada de los parámetros del VAR para ambos regímenes se asume normal. Así mismo, asumimos una a priori normal para $Z_t^* \sim N(\bar{Z}, \bar{V})$ donde $\bar{Z} = 1/T \sum_{i=1}^T Z_t$ y $\bar{V} = 10$. La simulación de la distribución posterior se construye con base en el muestreador de Gibbs como lo sugieren Chen y Lee (1995). Dado un valor inicial para Z_t^* y d , se estima una posterior condicional para los parámetros del VAR en cada uno de los regímenes. Para esto, se define una distribución prior conjugada para los parámetros del VAR a partir de las siguientes dummies:

$$Y_{D,1} = \left\{ \begin{array}{c} \frac{diag(\gamma_1 \alpha_1 \dots \gamma_N \sigma_N)}{\tau} \\ 0_{N \times (P-1) \times N} \\ \dots \dots \dots \\ diag(\sigma_1 \dots \sigma_N) \\ \dots \dots \dots \\ 0_{1 \times N} \end{array} \right\} \text{ and } X_{D,1} = \left\{ \begin{array}{cc} \frac{J_P \oplus diag(\sigma_1 \dots \sigma_N)}{\tau} & 0_{NP \times 1} \\ 0_{N \times NP} & 0_{N \times 1} \\ \dots \dots \dots & \\ 0_{1 \times NP} & c \end{array} \right\} \quad (2)$$

Donde γ_1 hasta γ_N denotan la media de la prior asociada a los coeficientes del primer rezago, τ modela el ancho de las colas de la prior de los coeficientes VAR y c el ancho de las prior de las constantes. Para nuestro caso las medias de las priors se obtienen a partir de la estimación de un AR(1) por MCO para cada variable endógena. Como lo sugieren los autores fijamos $\tau = 0.1$ (Alessandri y Mumtaz, 2017). Los parámetros de volatilidad σ_i se toman como la desviación estándar de los residuales de los AR(1) preliminares. Finalmente determinamos $c = 0.0001$ indicando una prior plana sobre las constantes. También introducimos una prior sobre la suma de las variables dependientes rezagadas, esto añadiendo las dummies a continuación:

$$Y_{D,2} = \frac{\text{diag}(\gamma_1 \mu_1 \dots \gamma_N \mu_N)}{\lambda}, \quad X_{D,2} = \left(\frac{(1_{1 \times P}) \otimes \text{diag}(\gamma_1 \mu_1 \dots \gamma_N \mu_N)}{\lambda} 0_{N \times 1} \right) \quad (3)$$

donde μ_i denota el promedio de la variable endógena para el período de estimación. Por su parte el ancho de de la prior sobre la suma de los coeficientes se determina como sugieren los autores $\lambda = 10\tau$. Dada la prior conjugada, la distribución posterior condicional de los parámetros del VAR $B = \text{vec}([c, B_1; B_2 \dots; B_j])$ y Ω toman una forma sencilla definida como sigue

$$G(B/\Omega) \sim N \left(B^*, \Omega \otimes (X^{*'} X^*)^{-1} \right) \quad (4)$$

$$G(\Omega/B) \sim IW(S^*, T^*) \quad (5)$$

donde,

$$\begin{aligned} B^* &= (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*) \\ S^* &= (Y^* - X^* \tilde{B})' (Y^* - X^* \tilde{B}) \end{aligned} \quad (6)$$

Con $Y^* = [Y; Y_{D,1}; Y_{D,2}]$, $X^* = [X; X_{D,1}; X_{D,2}]$ y \tilde{B} denota la simulación de los coeficientes el VAR (B), que se configura para que sea conformable con X^* . Por su parte, T^* denota el número de filas de Y^* .

Dado un valor de los parámetros del VAR y de d se muestrea un valor de Z^* con base en el algoritmo de Metropolis Hastings con caminata aleatoria. Se itera un candidato Z_{new}^* a partir de la ecuación $Z_{new}^* = Z_{old}^* + \Psi^{1/2} \epsilon$, $\epsilon \sim N(0, 1)$. La probabilidad de aceptación del valor calculado está dada por

$$\frac{f(Y_t | Z_{new}^*, \Xi)}{f(Y_t | Z_{old}^*, \Xi)} \quad (7)$$

donde $f(\cdot)$ denota la densidad posterior y Ξ representa los demás parámetros del modelo. Elegimos el factor de escala Ψ para asegurarnos de que la tasa de aceptación se mantenga entre el 30% y el 40%. Chen y Lee (1995) mostraron que la función de distribución posterior para d es multinomial con probabilidad

$$\frac{L(Y_t/d, \Xi)}{\sum_{d=1}^{12} L(Y_t/d, \Xi)} \quad (8)$$

donde $L(\cdot)$ denota la función de verosimilitud. Los valores del parámetro d se especifican en la sección 3.3.

Con el fin de verificar si choques de depreciación y de volatilidad de la tasa de cambio generan un incremento en el nivel y la pendiente de la curva de los TES y si dicho impacto es significativamente diferente

en períodos de alta depreciación o alta incertidumbre, se realizó un análisis impulso-respuesta. Las funciones generalizadas de impulso respuesta (GIRF) se obtuvieron mediante métodos de integración de Monte Carlo, siguiendo la metodología de Koop et. al (1996). Las GIRF se representan como:

$$GIRF_Y(k, \mu, Y_{t-1}^s) = E(Y_{t+k}|Y_{t-1}^s, \mu) - E(Y_{t+k}|Y_{t-1}^s) \quad (9)$$

Donde $GIRF_Y(k, \mu, Y_{t-1}^s)$ es la función generalizada de impulso respuesta de las n series en Y_t ante un choque de magnitud μ al horizonte k y condicional en un subconjunto de observaciones Y_{t-1}^s . s representa el indicativo de régimen, $s = 1$ si $y_{t-d}^* \leq \theta$ y $s = 2$ si $y_{t-d}^* > \theta$ y μ es la matriz de choques que contiene cualquier combinación de choques de tamaño $n \times 1$

Koop et. al (1996) proponen diferentes algoritmos para la estimación de las funciones, el procedimiento con el que se trabajó en el presente documento sigue a continuación:

1. Dado el vector de choques μ , se toma una de las filas del set de datos del régimen 1 Y_{t-1}^1
2. A partir de dichos vectores se calcula $y_t^{1,m} = f(Y_{t-1}, \gamma_1) + \mu$, donde γ_1 representa la matriz de los parámetros estimados del modelo. De esta manera se calcula el impacto del choque.
3. Se simula una submuestra ϵ^* de tamaño $k + 1$ mediante métodos Monte Carlo.
4. A partir de ϵ^* y del TVAR estimado se obtiene $y_t^{n,1,m}, \dots, y_{t+N}^{n,1,m}$, que corresponde a la secuencia que describe la dinámica del sistema cuando no hay presencia de choques.
5. Se calcula el efecto dinámico del choque $y_{t+1}^{1,m}, \dots, y_{t+N}^{1,m}$ teniendo en cuenta las primeras N observaciones de ϵ^* y el TVAR estimado.
6. Se repiten los pasos (3)-(5) $M = 10000$ veces. De esta forma se obtiene $E(Y_{t+k}|Y_{t-1}^1, \mu_i) = 1/M \sum_{m=1}^M y_{t+k}^{n,s,m}$
7. Se repiten los pasos (2)-(6) para todas las filas de la matriz del set de datos del régimen 1 Y_{t-1}^1
8. Se promedian las medias condicionales sobre la historia con el fin de obtener $E(Y_{t+k}|Y_{t-1}^1, \mu)$ y $E(Y_{t+k}|Y_{t-1}^1)$, y consecuentemente la GIRF asociada al vector de choques predefinido.
9. Finalmente, se repiten los pasos del (1)-(8) con el fin de obtener las GIRF asociadas al segundo régimen.

Los intervalos de confianza fueron obtenidos con base en la distribución de las M simulaciones obtenidas y con un nivel de confianza del 95%

3 Datos y Estimaciones

El estudio utiliza información mensual de la curva de rendimientos calculada a partir de la información de los precios de mercado de los TES en pesos, la estimación se hace a partir de la metodología de *Nelson & Siegel*. El nivel (L_t) y la pendiente (S_t) empíricos se aproximaron al promedio de las tasas los nodos de 1, 5 y 10 años y a la diferencia entre los nodos de 10 años y 1 año, respectivamente (Melo et al., 2013). La estructura de la curva se explica a partir de las expectativas de devaluación de la tasa de cambio (e_t^{dev})⁷, de la inflación (e_t^π), de la tasa de política monetaria (e_t^i) y del crecimiento anual del PIB (e_t^g); se incluye también la tasa de crecimiento de la deuda interna (DL_t), el índice de volatilidad de las opciones sobre el S&P 500 (vix_t)⁸, la volatilidad condicional de la tasa de cambio (vol_t), cuya estimación parte del ajuste de un modelo GARCH⁹ (ver Anexo 1) y la prima por vencimiento de los bonos de EE.UU. a 10 años (PV_t^*), esta última, es estimada mediante la metodología de Adrian et al. (2014). Como controles adicionales se incluyeron dummies de calificación crediticia por parte de la agencia Moody's (cal_t^j), donde j es el indicativo de escala de calificación. Con el fin de evitar problemas de colinealidad perfecta el vector de variables dicotómicas se tomó con base en la calificación Ba2, la más baja registrada históricamente para Colombia por dicha agencia. Los datos se obtuvieron de la encuesta mensual de expectativas del Banco de la República y de Bloomberg¹⁰ y abarcan el periodo entre enero de 2008 y febrero de 2020.

⁷En las interpretaciones posteriores cuando se habla de devaluación se hace referencia la variable correspondiente a las expectativas de devaluación.

⁸En las estimaciones de los modelos analizados en la siguiente sección se incluyó también el EMBI para controlar el efecto de la prima de riesgo, sin embargo su efecto no resultó significativo, en parte por su alta correlación con el VIX.

⁹La volatilidad condicional se estimó con los datos de la TRM de frecuencia diaria, con el fin de hacer homogénea la frecuencia de nuestra base de datos, tomamos el promedio mensual de la desviación estándar condicional. También se ejecutaron estimaciones tomando la volatilidad implícita en el mercado de opciones sobre el USDCOP, específicamente tomamos la volatilidad cotizada de los contratos at the money de 1 mes como referencia de volatilidad esperada de corto plazo, sin embargo los resultados no difieren significativamente. Sobreponderamos las estimaciones con la volatilidad condicional teniendo en cuenta la baja liquidez del mercado de opciones relativa al mercado de deuda pública

¹⁰La información sobre expectativas incluida en la metodología parte de las proyecciones a fin de mes de los analistas económicos que reportan en la Encuesta Mensual de Expectativas (EME) del Banco de la República o en Bloomberg, cuya disponibilidad nos permite contar con información en periodos de alta incertidumbre como el de la Crisis Financiera de 2008. Por el contrario, evaluar la metodología a partir de expectativas implícitas en los mercados de derivados locales no permite capturar este efecto debido a que la publicación de esta información contempla un menor rango de tiempo.

3.1 *Análisis de regresión univariado*

En esta subsección se estima el impacto que tiene las expectativas de devaluación, la volatilidad de la tasa de cambio y las demás variables macroeconómicas sobre el nivel y la pendiente de la curva de rendimientos, esto mediante el uso de modelos de regresión univariados. Las especificaciones de los modelos abarcan en primer lugar la inclusión de un número pequeño de regresores y, en segundo lugar, se introducen controles adicionales con el objetivo de analizar la estabilidad y sensibilidad de los parámetros al controlar por otros factores relevantes, locales y externos.

El modelo de regresión utilizado es un AR-X y se especifica como sigue:

$$A_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i A_{t-i} + \beta_1 vol_t + \beta_2 e_t^{dev} + \beta_3 vix_t + \beta_4 e_t^i + \beta_5 e_t^\pi + \beta_6 e_t^g + \\ + \beta_7 DL_t + \beta_8 term_t + \delta cal_t^{ba1} + \varepsilon_t$$

Donde $A_t = \{L_t, S_t\}$, ϕ_i son los parámetros autorregresivos con $i = 1, 2, \dots, p$ y ε_t es el término de error, que se asume sigue una distribución normal $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Con el objetivo de controlar por el posible sesgo de endogeneidad entre las tasas de interés, la inflación y el crecimiento económico, se tomaron las variables en expectativas. Los resultados de las estimaciones se muestran en los Cuadros 1 y 2. La selección de la estructura de rezagos del componente autorregresivo obedece a un análisis de la función de autocorrelación parcial de la variable endógena, las estimaciones se realizaron por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), y la evaluación de los supuestos estadísticos sobre el término de error se encuentran al final del cuadro.

Las estimaciones muestran que un mayor riesgo de tipo de cambio tiene un efecto positivo y significativo sobre la pendiente de la curva de rendimientos. Un aumento de un punto porcentual de la volatilidad del tipo de cambio se asocia con un empinamiento de la curva de 2 puntos básicos, después de controlar por la depreciación esperada y el VIX. No obstante, el valor del coeficiente se duplica después de controlar por otros factores locales y externos.

La devaluación esperada de la tasa de cambio no resulta significativa en los modelos más parsimoniosos, sin embargo, al controlar por los demás factores su magnitud aumenta, se torna positivo y gana significancia estadística. En particular, un aumento de 1% en la devaluación esperada de la tasa de cambio incrementa en 0.6 puntos básicos la pendiente de la curva de rendimientos.

En cuanto al VIX, se observa un efecto contemporáneo de carácter positivo sobre la pendiente, en otras palabras, una mayor percepción de riesgo hará que los inversionistas exijan un mayor rendimiento por sus tenencias en títulos de deuda pública, de forma más acentuada en los títulos con vencimientos de largo plazo. De igual forma, se estima que un aumento de un punto porcentual en la prima a plazo de los bonos de EE.UU. a 10 años conduce a un aumento de 33 puntos básicos en la pendiente de la curva. Este hallazgo es explicado por Guarín López et al. (2014), quienes argumentan que un aumento en el rendimiento de los títulos externos hace que los inversionistas liquiden sus posiciones en títulos

locales con el objetivo de obtener mayores rentabilidades en el exterior, este comportamiento presiona al alza las tasas de interés en el mercado local.

Por su parte, es de notar que la tasa de inflación al igual que la tasa de política económica son determinantes importantes de los rendimientos soberanos en moneda local a través de las diferentes especificaciones. Un incremento en alguna de estas variables tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la pendiente, esto sugiere que un aumento tanto del nivel de precios como de la tasa de política económica tienden a aplanar la curva al afectar principalmente las tasas de corto plazo. Se estima que, un aumento de cien puntos básicos en la inflación o la tasa de intervención del banco central generan una caída de la pendiente de 12 y 15 puntos básicos respectivamente.

Por último, se estima un efecto negativo aunque no significativo de las expectativas de crecimiento de la actividad económica sobre la pendiente, este resultado es consistente con los obtenidos por Ardila-Dueñas y Rincon-Castro (2019) quienes por medio de modelos multivariados sugieren que una innovación sobre el crecimiento económico si bien tiene un efecto positivo sobre la curva de rendimientos, las magnitudes del impacto disminuyen conforme aumenta el plazo de los títulos, es decir, el aumento del producto afecta en mayor medida los tramos de mediano y corto plazo. Que este parámetro no resultara significativo puede ser consecuencia de la correlación entre la actividad económica y los indicadores de inflación, los cuales son mayores cuanto más alta es la demanda agregada.

En cuanto al nivel de la curva de rendimientos, los resultados indican que la volatilidad de la tasa cambio, la tasa de interés de política y la tasa de crecimiento económico esperadas son los principales determinantes de su comportamiento. Específicamente, se estima que un incremento de cien puntos básicos en cada una de estas variables incrementa el nivel de la curva en 2, 13 y 12 puntos básicos respectivamente.

Cuadro 1: Resultados de las regresiones para cada spread de la curva de rendimientos

Variable Dependiente: Pendiente de la curva de rendimientos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
S_{t-1}	0.899*** (0.030)	0.758*** (0.040)	0.739*** (0.039)	0.740*** (0.041)	0.738*** (0.041)	0.547*** (0.047)
vol_t	0.021** (0.009)	0.027*** (0.008)	0.038*** (0.009)	0.038*** (0.009)	0.038*** (0.009)	0.037*** (0.008)
e_t^{dev}	0.004 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.004)	0.006* (0.003)
vis_t	0.014*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.022** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.016*** (0.004)
e_t^i		-0.133*** (0.027)	-0.039** (0.037)	-0.037 (0.042)	-0.046* (0.043)	-0.149*** (0.041)
e_t^π			-0.170*** (0.048)	-0.172*** (0.050)	-0.169*** (0.050)	-0.122*** (0.045)
e_t^g				-0.003 (0.029)	-0.006 (0.029)	-0.035 (0.026)
DL_t					-0.015* (0.011)	-0.017** (0.010)
$term_t$						0.379*** (0.062)
cal_t^{bal}	-0.093 (0.093)	-0.169* (0.088)	-0.204** (0.085)	-0.200** (0.094)	-0.261** (0.108)	-0.327*** (0.096)
Constante	-0.052 (0.124)	0.561*** (0.170)	0.637*** (0.165)	0.644*** (0.175)	0.825*** (0.235)	1.758*** (0.258)
$R^2_{ajust.}$	0.896	0.911	0.919	0.919	0.920	0.937
DW test	0.086	0.074	0.516	0.426	0.558	0.624
BG test	0.054	0.369	0.273	0.286	0.127	0.285
Obs.	145	145	145	145	145	145

Fuente: estimaciones propias

Entre paréntesis se encuentra el *error estándar* de la prueba de significancia individual

Los estadísticos DW y GW corresponden a las pruebas de autocorrelación de Durbin-Watson y Breusch-Godfrey respectivamente. Nivel significancia estadística al 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

Cuadro 2: Resultados de las regresiones para cada spread de la curva de rendimientos

	Variable Dependiente: Nivel de la curva de rendimientos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L_{t-1}	1.067*** (0.086)	1.068*** (0.086)	1.059*** (0.086)	0.924*** (0.092)	0.923*** (0.096)	0.875*** (0.096)
L_{t-2}	-0.132 (0.086)	-0.126 (0.093)	-0.132 (0.093)	-0.121 (0.089)	-0.121 (0.091)	-0.161* (0.092)
vol_t	0.013* (0.007)	0.013* (0.007)	0.016** (0.007)	0.024*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.021*** (0.008)
e_t^{dev}	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
vix_t	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.005 (0.004)
e_t^i		-0.06 (0.040)	0.037 (0.054)	0.093* (0.055)	0.093* (0.055)	0.155** (0.062)
e_t^π			-0.051 (0.045)	-0.026 (0.044)	-0.026 (0.044)	-0.014 (0.043)
e_t^g				0.107*** (0.031)	0.107*** (0.032)	0.112*** (0.031)
DL_t					-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)
$term_t$						0.124** (0.053)
cal_t^{ba1}	0.039 (0.072)	0.040 (0.072)	0.031 (0.072)	-0.101 (0.080)	-0.102 (0.095)	-0.112 (0.094)
Constante	0.323*** (0.120)	0.315*** (0.137)	0.346*** (0.142)	0.244* (0.131)	0.248 (0.191)	0.474** (0.211)
$R^2_{ajust.}$	0.960	0.960	0.961	0.964	0.964	0.964
DW test	0.462	0.510	0.434	0.272	0.278	0.194
BG test	0.250	0.152	0.214	0.188	0.207	0.357
Obs.	144	144	144	144	144	144

Fuente: estimaciones propias

Entre paréntesis se encuentra el *error estándar* de la prueba de significancia individual

Los estadísticos DW y GW corresponden a las pruebas de autocorrelación de Durbin-Watson y Breusch-Godfrey respectivamente. Nivel significancia estadística al 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

3.2 *Análisis de regresión multivariada*

Ahora se evalúa de manera simultánea el impacto dinámico de las perturbaciones de las variables macroeconómicas, en particular de las perturbaciones de la devaluación y la volatilidad del tipo de cambio, sobre la pendiente y el nivel de la curva de rendimientos. Para este fin, se emplearon funciones de impulso respuesta generalizadas basadas en la metodología propuesta por Pesaran y Shin (1998) extraídas de modelos de vectores autorregresivos con variables exógenas (VAR-X).

Un $VAR-X(p, q)$ en su forma reducida se representa como:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q B_j X_{t-j} + e_t$$

Donde el vector de variables endógenas $Y_t = (A_t, e_t^i, e_t^\pi, e_t^g, DL_t, e_t^{dev}, vol_t, vix_t)'$ y el de exógenas $X_t = (term_t, cal_t^{ba1})'$. La forma reducida del modelo estructural incluye los primeros p rezagos de las variables endógenas, los valores contemporáneos y los primeros q rezagos de las variables exógenas y un vector constante. Se supone que el modelo es estable y sus residuales son ruido blanco $e_t \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \Sigma)$, además, se supone que X_t no está correlacionado con e_t en sus valores contemporáneos y rezagados. A_0 es un vector de parámetros 8×1 , A_i es una matriz de coeficientes de 8×8 , con $i = 1, \dots, p$ y B_j es una matriz de 8×2 , con $j = 1, \dots, q$. Cada uno de los modelos $VAR-X$ considera los valores contemporáneos y rezagados de las variables exógenas y un rezago de las variables endógenas, de acuerdo con los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn. Las pruebas de raíz unitaria se muestran en el anexo 2.

En los Gráficos 1 y 2 se muestran las funciones de impulso respuesta de la pendiente y el nivel de la curva de rendimientos ante una perturbación de una desviación estándar de cada una de las variables del sistema. Se observa que la respuesta de la pendiente ante un choque de la volatilidad de la tasa de cambio tiene un efecto positivo y significativo desde que se genera el impacto y su efecto tarda alrededor de 4 meses en diluirse. Al igual que en los resultados de los modelos univariados, un incremento de la volatilidad de la tasa de cambio causa un empujamiento de la curva de rendimientos. Como se discute en la literatura, los resultados demuestran que la volatilidad de la tasa de cambio se ve reflejada en un incremento de la prima por riesgo exigida por los inversionistas y por tanto en una mayor tasa de interés (Domowitz y Hakkio, 1985; Caporale et al., 2015).

Gráfico 1: Funciones impulso respuesta ante una perturbación de una desviación estándar en las variables del sistema sobre la pendiente de la curva de rendimientos

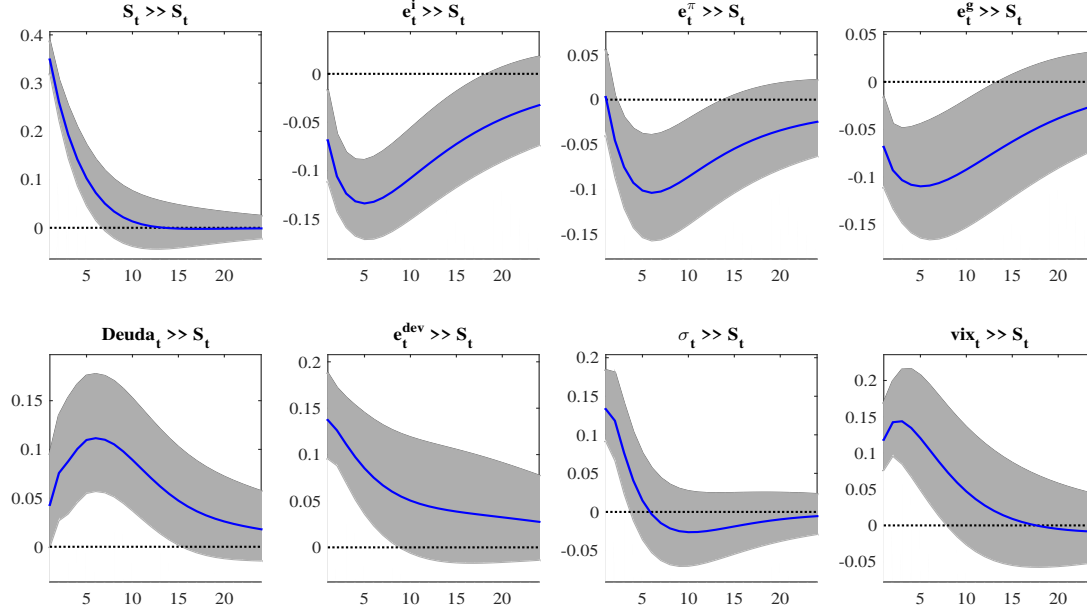
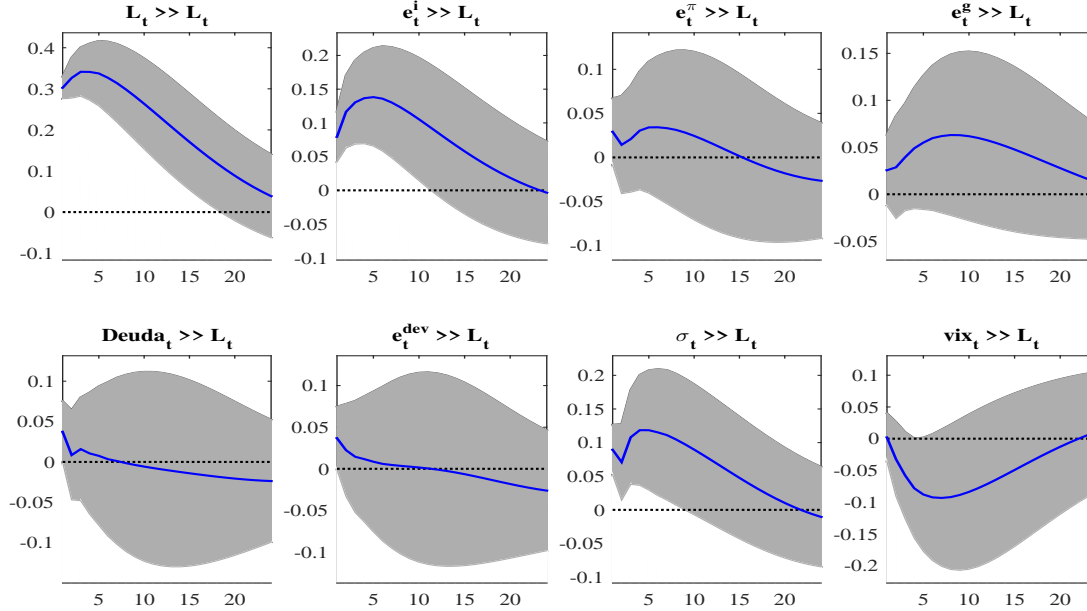


Gráfico 2: Funciones impulso respuesta ante una perturbación de una desviación estándar en las variables del sistema sobre el nivel de la curva



La línea azul muestra la Función Impulso Respuesta (FIR) calculadas a partir de un choques positivos en los residuales del sistema, mientras que el área sombreada representa el intervalo de confianza (± 2 S.E.). El eje X es el horizonte de pronóstico, mientras que el eje Y muestra el nivel de respuesta medido en desviaciones estándar.

En comparación con el resultado anterior, las innovaciones de las expectativas de devaluación de la tasa de cambio también tienen un impacto positivo y significativo sobre la pendiente de la curva, pero su efecto es más lento y tiene una mayor duración. Estos hallazgos sugieren que los inversionistas nacionales reaccionan de manera negativa ante mayores expectativas de devaluación al percibir una mayor rentabilidad de sus inversiones en el exterior, por lo cual, los agentes se ven motivados a exigir un mayor rendimiento en sus inversiones locales.

En cuanto a las innovaciones de la deuda pública y el VIX se observa un efecto positivo sobre la pendiente de la curva de rendimientos, en otras palabras, incrementos de alguna de estas variables impacta en mayor medida las tasas de interés de largo plazo. En el caso de la deuda pública, este comportamiento puede ser explicado por la disminución del precio de los títulos de deuda consecuencia del aumento de su oferta por parte del gobierno. En cuanto al VIX, al igual que en los modelos univariados, se observa que los agentes requieren una mayor tasa de interés por el mayor riesgo que asumen al invertir en TES.

Por otra parte, la respuesta de la pendiente a choques de la tasa de interés de política, la inflación y la actividad económica es negativa y significativa, es decir que aumentos en estas variables afectan principalmente las tasas de corto plazo. Esto puede ser explicado por el efecto positivo de la actividad económica sobre las tasas de interés de largo plazo como consecuencia de las mejores condiciones económicas, pues los efectos positivos sobre la producción mejoran las expectativas sobre el crecimiento y la percepción de riesgo de los inversionistas. Además en el tramo de corto plazo se ajustan las expectativas sobre la postura monetaria del banco central, pues un incremento de la actividad económica en el futuro puede inducir un aumento de la tasa de interés de política con el fin de contrarrestar las posibles presiones inflacionarias.

En el Gráfico 2 se muestran los resultados sobre el nivel de la curva de rendimientos. Como se observa, las únicas variables con un efecto estadísticamente significativo son las expectativas de la tasa de interés y la volatilidad del tipo de cambio, siendo la primera variable la que registra un mayor impacto y duración ante una invocación de una desviación estándar. Con base en estos resultados, surge la pregunta de si este comportamiento se mantiene al considerar diferentes escenarios de devaluación y volatilidad de la tasa de cambio, la siguiente subsección responde este interrogante.

3.3 Resultados de la estimación del modelo TVAR

El número de rezagos óptimos, p , para cada TVAR se obtuvo de acuerdo con los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn, que para todos los modelos resultó $p = 2$. Para cada una de las variables umbrales Z_{t-d} , el retraso óptimo fue obtenido mediante una distribución prior uniforme entre 1 y p teniendo en cuenta que $d \leq p$, la mayoría de los modelos asignó una mayor probabilidad para $d = 1$. Las distribuciones posterior de algunos de los parámetros de interés se muestran en el Anexo 3. El número de umbrales es estimado con base en una extensión multivariada de la prueba de linealidad de Hansen (1999) propuesta por Lo y Zivot (1999). Los resultados se muestran en el cuadro 3.

Cuadro 3: Resultado de las pruebas de linealidad

Variables	Pendiente		Nivel	
	LR - test	p-valor	LR - test	p-valor
1vs2	450.837	0.000***	607.519	0.000***
1vs3	892.959	0.000***	1190.314	0.000***
2vs3	42.971	0.334	36.261	0.214

Nivel significancia estadística al 10% (*), 5% (**) y 1% (***)

La prueba 1vs2 considera como hipótesis nula que el proceso generador de datos sigue un VAR lineal (es decir, 1 régimen, sin umbrales) contra la alternativa de un TVAR con un régimen. De manera similar, la hipótesis nula de la prueba 1vs3 compara un VAR lineal con un TVAR con dos umbrales. En la prueba 2vs3 se compara el número de umbrales, siendo la hipótesis nula la estimación de un TVAR con dos umbrales frente a la alterna de un TVAR con tres umbrales. Los resultados de la prueba sugieren que los modelos deben incorporar dos regímenes en su estimación.

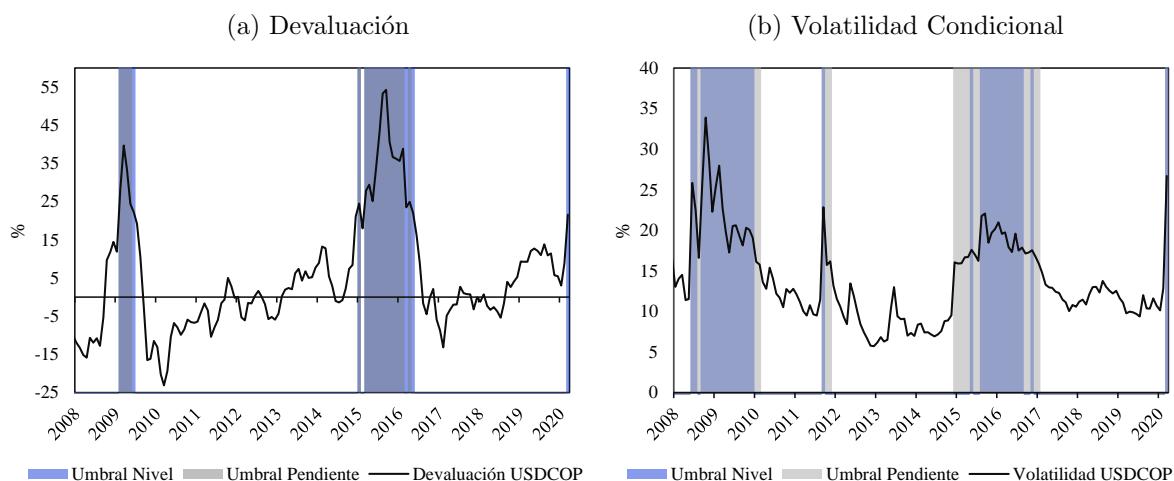
En el cuadro 4 se muestran los umbrales estimados para cada variable umbral según sea el modelo sobre el nivel o la pendiente de la curva de rendimientos. El número de iteraciones realizadas con el procedimiento descrito en la sección 2 para obtener el umbral fue de 20.000 descartando las primeras 5.000.

Cuadro 4: Umbrales estimados para el nivel y la pendiente de la curva de rendimientos

	Nivel	Pendiente
Devaluación	21.46 %	23.93 %
Volatilidad	21.27 %	15.55 %

En el Gráfico 3 se muestra el comportamiento histórico de cada variable umbral y se resaltan los periodos donde superan sus respectivos umbrales. En el Anexo 4 se muestran las cadenas de Markov correspondientes a los umbrales estimados.

Gráfico 3: Regímenes estimados por el TVAR sobre variables umbral



3.4 Análisis de impulso-repuesta por regímenes

La respuesta de la pendiente de la curva de rendimientos ante choques sobre las variables del sistema para los diferentes regímenes de devaluación y volatilidad se ilustran en los Gráficos 4 y 5, respectivamente.

Los resultados indican que choques sobre las expectativas de tasa de interés de política y de crecimiento económico inciden significativamente sobre el aplanamiento de la curva, principalmente en presencia de niveles altos de devaluación, como se muestra en la Gráfica 4. Específicamente, el efecto de un choque de expectativas de crecimiento sobre la pendiente en regímenes de alta devaluación alcanza su nivel máximo 10 meses después del impacto y es aproximadamente 1.8 veces más alto respecto al régimen de baja devaluación. En cuanto al impacto de un choque de expectativas de tasa de interés en el régimen de alta devaluación, éste alcanza su nivel máximo un mes después y se diluye completamente al año.

Gráfico 4: **Funciones impulso respuesta de la pendiente estimadas mediante el TVAR según regímenes de devaluación de la tasa de cambio**

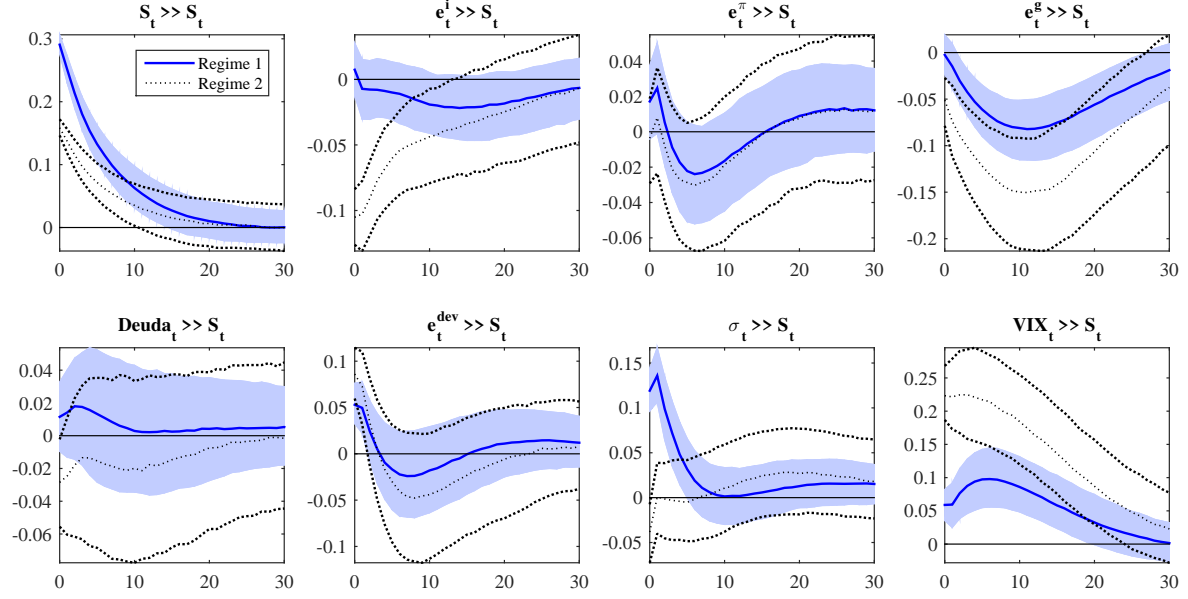
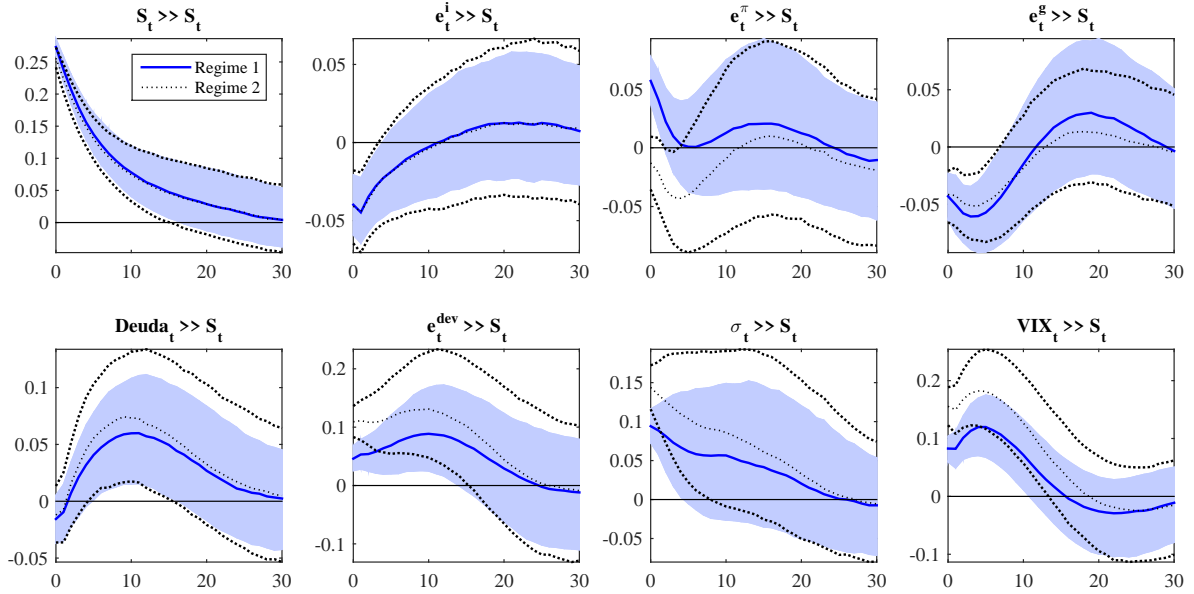


Gráfico 5: **Funciones impulso respuesta de la pendiente estimadas mediante el TVAR según regímenes de volatilidad condicional de la tasa de cambio**



La línea azul muestra la Función Impulso Respuesta (FIR) calculadas a partir de un choques positivos en los residuales del sistema, mientras el área sombreada representa el intervalo de confianza (± 2 S.E.). El eje X es el horizonte de pronóstico, mientras que el eje Y muestra el nivel de respuesta medido en desviaciones estándar.

Lo anterior refleja las expectativas de los agentes, en primer lugar de un mayor nivel de actividad económica por los efectos favorables de la devaluación sobre los términos de intercambio y, en segundo lugar, de un ajuste de política más drástico por parte del banco central con el fin de amortiguar el impacto más alto de la pérdida del valor de la moneda sobre el nivel de precios, esto respecto a un régimen de baja devaluación. En contraste, a partir de los resultados del Gráfico 5 no se evidencia una respuesta significativamente diferente de la pendiente ante choques de estas dos variables en presencia de diferentes niveles de volatilidad de la tasa de cambio.

Se observa un mayor efecto de las expectativas de inflación sobre la pendiente ante altos niveles de devaluación y volatilidad, de forma más pronunciada para el segundo caso. Si bien los resultados de este impacto no son significativos para el TVAR con la devaluación como variable umbral, se observa que dicha variable tiende a aplanar la curva especialmente en periodos de alta devaluación. En el caso de la volatilidad, es de notar que en escenarios de alta incertidumbre del tipo de cambio, hay un aplanamiento de la curva que alcanza su punto máximo cinco meses después del choque y se diluye totalmente antes de completar un año, reflejando así, las expectativas de los agentes a una reacción de política monetaria más contundente en este caso. Por el contrario, innovaciones no esperadas sobre los precios en periodos de baja incertidumbre se reflejan en la curva como un mayor riesgo inflacionario proveniente de fenómenos de demanda u oferta locales, ocasionando un empinamiento durante los primeros tres meses.

La respuesta de la pendiente a choques de las expectativas de devaluación es positiva y significativa, y su efecto se duplica tanto en periodos de alta devaluación como en periodos de alta volatilidad. En el primer escenario e independientemente del nivel esperado de la tasa de cambio, el impacto se diluye pasados tres meses después del choque, en contraste, en los modelos TVAR con la volatilidad como variable umbral el efecto es de mayor tamaño y duración, alcanzando un periodo superior a los doce meses.

De manera similar, un choque de volatilidad del tipo de cambio genera un empinamiento de la curva. En escenarios de baja devaluación la respuesta es hasta tres veces más alta que la generada por el choque de devaluación explicado anteriormente bajo el mismo escenario. No obstante, una mayor incertidumbre del valor del dólar no genera un impacto significativo sobre la pendiente ante expectativas de alta devaluación, esto se podría deber a que las tasas de interés responden más a sorpresas sobre otras variables que reflejan la aversión al riesgo como el VIX o la misma devaluación. Por el contrario, en escenarios de alta volatilidad un choque de esta variable tiene un efecto 1.5 veces más alto respecto a escenarios de baja volatilidad.

Las innovaciones de la deuda pública tienen un efecto positivo y significativo sobre la pendiente de la curva de rendimientos, dicho efecto es ligeramente mayor en presencia de altas volatilidades. Este comportamiento es consistente con los resultados anteriores, pues se espera que un mayor endeudamiento eleve el riesgo crediticio percibido por los inversionistas, que finalmente se compensaría con mayores rendimientos por la tenencia de la deuda especialmente en títulos de largo plazo. De acuerdo con los resultados, este impacto encuentra su pico más alto diez meses después del choque y se diluye cinco meses después.

Por su parte, la respuesta de la pendiente a un choque sobre el VIX es positivo y significativo. Esta

llega a ser hasta cuatro veces más alta en periodos de alta devaluación respecto a escenarios de baja devaluación, mientras que en regímenes de alta volatilidad la respuesta se duplica en comparación con uno de baja. Esto está explicado principalmente porque los efectos de un impacto sobre la aversión al riesgo global son igual de importantes en los regímenes en los que ambas variables sobrepasan el umbral, sin embargo el choque tiene un mayor efecto en el mercado de deuda local en periodos de baja volatilidad del tipo de cambio que en periodos de baja depreciación.

El impacto del nivel de la curva de rendimientos ante choques sobre las variables incluidas en el sistema para diferentes regímenes de devaluación y volatilidad se ilustran en los Gráficos 6 y 7, respectivamente.

Las estimaciones evidencian que choques positivos (negativos) sobre las expectativas de inflación y de la tasa de interés de política generan desvalorizaciones (valorizaciones) de la deuda pública, principalmente en presencia de niveles altos de devaluación como se muestra en el Gráfico 6, sin embargo, este efecto es similar ante diferentes niveles de volatilidad del tipo de cambio. En línea con los resultados del VAR, un choque de expectativas de crecimiento no genera impactos relevantes sobre el nivel de la curva en un régimen de alta devaluación, sin embargo en escenarios de baja devaluación un impacto de crecimiento positivo genera desvalorizaciones de los títulos probablemente por una mayor convicción sobre los movimientos de las tasas de corto plazo, esto posiblemente al ser el choque impulsado por factores reales y ajenos a un fortalecimiento nominal del tipo de cambio.

Los resultados indican que las innovaciones sobre la devaluación generan desvalorizaciones de los TES en escenarios en los que la volatilidad de la divisa es alta, duplicándose el efecto en presencia de niveles altos de depreciación del peso. Para ambos casos el choque se diluye aproximadamente en tres meses. Un impacto sobre la volatilidad genera incrementos en el nivel de la curva en ambos los regímenes, no obstante, la magnitud del impacto es más alta en escenarios de alta volatilidad y su permanencia en el tiempo es mayor si además la devaluación supera el umbral del TVAR.

Si bien un choque de deuda no tiene un impacto significativo sobre el nivel de la curva a partir del VAR, los resultados del modelo no lineal indican que éste sí es significativo en periodos de alta devaluación y volatilidad de la divisa, en mayor magnitud en el primer caso. Por su parte, variaciones no esperadas del VIX solamente tienen un efecto relevante sobre el nivel en presencia de niveles bajos de devaluación y volatilidad, en el primer caso llevando a una desvalorización de la deuda local hasta tres meses después de impacto, mientras que en el segundo a una valorización que se diluye en nueve meses. Esto último sugiere que, en presencia de un choque de volatilidad global, las decisiones de los inversionistas de incrementar la exposición en la renta fija colombiana son más influenciadas por una baja volatilidad de la divisa en comparación con una baja depreciación, al menos en el corto plazo.

Gráfico 6: Funciones impulso respuesta del nivel estimadas mediante el TVAR según regímenes de devaluación de la tasa de cambio

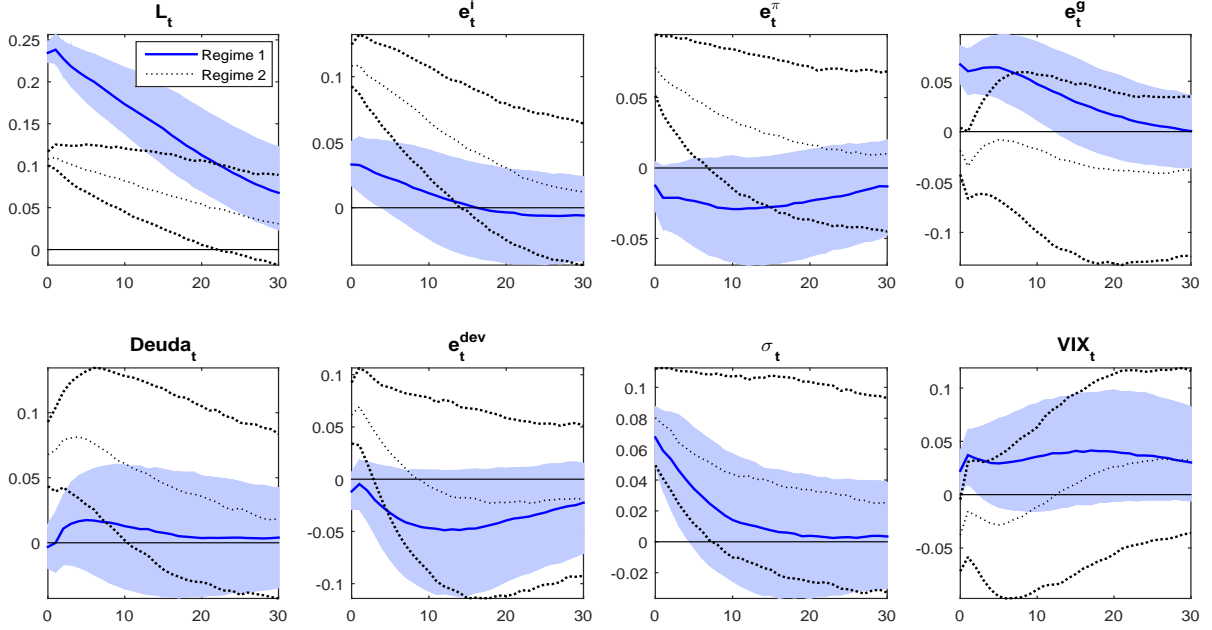
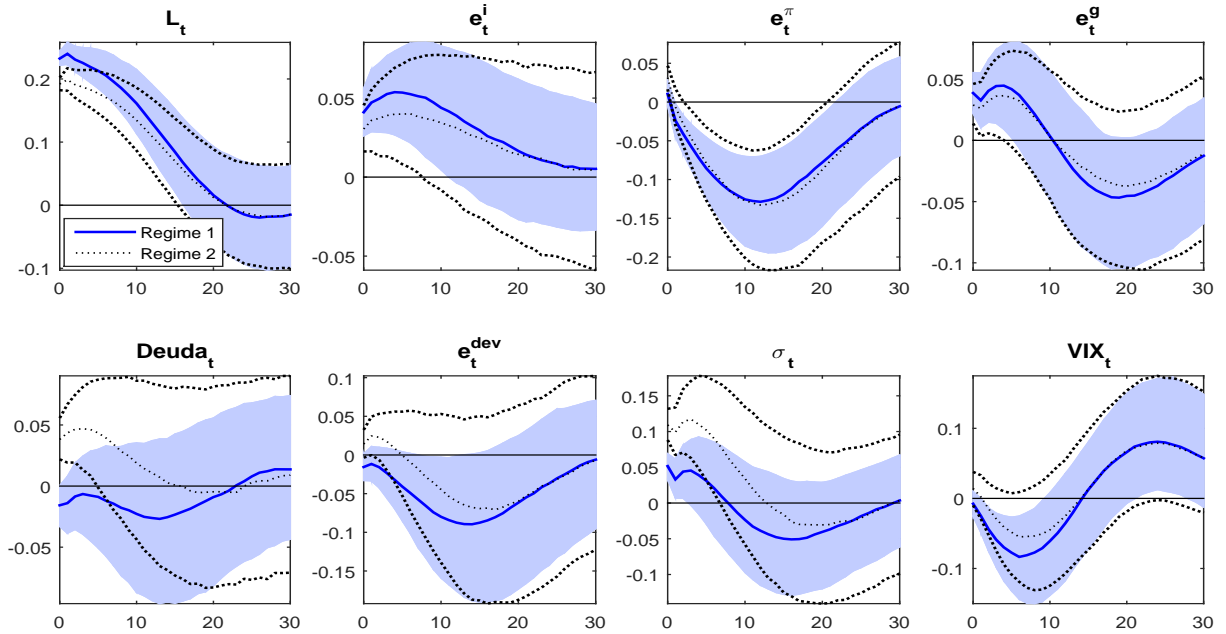


Gráfico 7: Funciones impulso respuesta del nivel estimadas mediante el TVAR según regímenes de volatilidad de la tasa de cambio



La línea azul muestra la Función Impulso Respuesta (FIR) calculadas a partir de un choques positivos en los residuales del sistema, mientras el área sombreada representa el intervalo de confianza (± 2 S.E.). El eje X es el horizonte de pronóstico, mientras que el eje Y muestra el nivel de respuesta medido en desviaciones estándar.

4 Conclusiones

Este documento estudió el impacto de la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio sobre la estructura a plazos de las tasas de interés en Colombia para el periodo 2008 - 2020. Para cumplir con este objetivo, se estimó la pendiente y el nivel empíricos de la curva de rendimientos y posteriormente se calculó el efecto del primer y segundo momento de la tasa de cambio utilizando modelos lineales de series de tiempo univariados y multivariados. Adicionalmente se estimó el impacto no lineal de diferentes determinantes locales y externos mediante un modelo TVAR con la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio como variables umbral.

En los resultados del TVAR se observó un efecto asimétrico de la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio sobre el nivel y la pendiente de la curva. Específicamente, el empinamiento generado por un choque de devaluación se duplica en escenarios de alta devaluación y alta volatilidad, sin embargo, en este último el impacto es de mayor tamaño y duración. La dirección del efecto de las expectativas de tasa de interés, inflación y crecimiento económico es consistente con la de los modelos lineales, y aunque no registraron un efecto significativamente diferente ante diferentes niveles de volatilidad, la magnitud del impacto sí fue mayor en periodos de alta devaluación. Es de destacar que el impacto de un choque de inflación en periodos de baja incertidumbre se refleja en la curva como un mayor riesgo inflacionario proveniente de fenómenos de demanda u oferta locales, ocasionando un empinamiento durante los primeros tres meses.

Los resultados sobre el nivel indican que el efecto de sorpresas sobre las expectativas de tasa de política e inflación presentan la misma asimetría específicamente cuando la variable umbral es la devaluación. A diferencia de los modelos lineales, el efecto positivo de la deuda sobre el nivel resultó ser significativo en escenarios de alta volatilidad y alta devaluación y el impacto de un choque de crecimiento genera desvalorizaciones de los títulos en escenarios de baja devaluación posiblemente al ser el choque impulsado por factores reales.

Por último, se encontró que los inversionistas valoran más niveles bajos de volatilidad que bajas devaluaciones ante un incremento en la aversión al riesgo global, pues un choque sobre el VIX genera valorizaciones en el primer caso, mientras que en el segundo genera desvalorizaciones paralelas sobre la curva y un mayor empinamiento.

Nuestros hallazgos aportan al entendimiento de los efectos no lineales del riesgo del tipo de cambio sobre las tasas de interés, que sirve a los agentes del mercado como herramienta para la medición y gestión del riesgo de sus inversiones y a los hacedores de política en la implementación de medidas encaminadas a garantizar la estabilidad financiera.

Este trabajo deja un precedente importante en el estudio de las asimetrías de la devaluación y la volatilidad de la tasa de cambio sobre el nivel y la pendiente de la curva de rendimientos, sin embargo, esta línea de investigación tiene varias vertientes sujetas a estudios que pueden enriquecer la dinámica y la interrelación de las variables anteriormente mencionadas. Un ejemplo de ellos sería incluir variables que controlen la incertidumbre financiera y macroeconómica y analizar su papel conjunto sobre la

devaluación y las tasas de interés del mercado. Estos temas quedan sujetos para nuevos trabajos de investigación.

Referencias

- Adrian, T., Crump, R. K., Mills, B., y Moench, E. (2014). Treasury Term Premia: 1961-Present. Liberty Street Economics 20140512, Federal Reserve Bank of New York.
- Alessandri, P. y Mumtaz, H. (2017). Financial conditions and density forecasts for US output and inflation. *Review of Economic Dynamics*, 24:66–78.
- Ardic, O., Fendoglu, S., y Alper, C. (2009). The economics of the uncovered interest parity condition for emerging market. *Journal of Economic Surveys*, 23:115–138.
- Ardila-Dueñas, C. D. y Rincon-Castro, H. (2019). ¿Cómo y qué tanto impacta la deuda pública a las tasas de interés de mercado? Technical report, Banco de la República, Bogotá.
- Balke, N. S. (2000). Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2):344–349.
- Bansal, R. y Dahlquist, M. (2000). The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, 51(1):115–144.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., y Lumsdaine, R. L. (2002). The Dynamics of Emerging Market Equity Flows. *Journal of International Money and Finance*, 21:295–350.
- Caporale, G. M., Menla Ali, F., y Spagnolo, N. (2015). Exchange rate uncertainty and international portfolio flows: A multivariate GARCH-in-mean approach. *Journal of International Money and Finance*, 54(C):70–92.
- Chen, C. W. S. (1998). A Bayesian analysis of generalized threshold autoregressive models. *Statistics & Probability Letters*, 40(1):15–22.
- Chen, C. W. S. y Lee, J. C. (1995). Bayesian inference of threshold autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 16(5):483–492.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M., y Garcia Pascual, A. (2003). What Do We Know about Recent Exchange Rate Models? In-Sample Fit and Out-of-Sample Performance Evaluated. Santa cruz center for international economics, working paper series, Center for International Economics, UC Santa Cruz.
- Chinn, M. (2006). The (Partial) Rehabilitation of Interest Rate Parity in the Floating Rate Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, and Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, 25:7–21.
- Choi, J. J. y Rajan, M. (1997). A Joint Test of Market Segmentation and Exchange Risk Factor in International Capital Market. *Journal of International Business Studies*, 28(1):29–49.
- Cochrane, J. H. (2001). *Asset pricing*. Princeton University Press, Princeton [u.a.].

- Cook, D. (2009). The puzzling dual of the uncovered interest parity puzzle evidence from Pacific Rim capital flows. *International Review of Economics & Finance*, 18(3):449–456.
- Domowitz, I. y Hakkio, C. (1985). Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market. *Journal of International Economics*, 19(1-2):47–66.
- English, W. B. y Loretan, M. (2000). Evaluating “correlation breakdowns” during periods of market volatility. Technical report.
- Erdemlioglu, D. (2007). A new Test of Uncovered Interest Rate Parity: Evidence from Turkey.
- Farhi, E. y Gabaix, X. (2015). Rare Disasters and Exchange Rates *. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1):1–52.
- Fidora, M., Fratzscher, M., y Thimann, C. (2007). Home bias in global bond and equity markets: The role of real exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 26(4):631–655.
- Francis, B., Hasan, I., y Hunter, D. (2002). Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance*, 21:931–956.
- Frankel, J. A. (1992). Measuring International Capital Mobility: A Review. *American Economic Review*, 82(2):197–202.
- Gadanecz, B., Miyajima, K., y Shu, C. (2014). Exchange rate risk and local currency sovereign bond yields in emerging markets. BIS Working Papers 474, Bank for International Settlements.
- Guarín López, A., Moreno Gutiérrez, J., y Vargas-Herrera, H. (2014). An empirical analysis of the relationship between US and Colombian long-term sovereign bond yields. In Settlements, B. f. I., editor, *The transmission of unconventional monetary policy to the emerging markets*, volume 78, pages 129–158. Bank for International Settlements.
- Hansen, B. (1999). Testing for Linearity. *Journal of Economic Surveys*, 13(5):551–576.
- Hofmann, B., Shim, I., y Shin, H. S. (2016). Sovereign yields and the risk-taking channel of currency appreciation. BIS Working Papers 538, Bank for International Settlements.
- Ismailov, A. y Rossi, B. (2018). Uncertainty and deviations from uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, 88(C):242–259.
- Kasman, S., Vardar, G., y Tunç, G. (2011). The impact of interest rate and exchange rate volatility on banks’ stock returns and volatility: Evidence from Turkey. *Economic Modelling*, 28(3):1328–1334.
- Lily, J., Kogid, M., Karim, M., Asid, R., y Mulok, D. (2011). Empirical Testing on Uncovered Interest Rate Parity in Malaysia. *Journal of Applied Finance and Banking*, 1:95–114.
- Lo, M. y Zivot, E. (1999). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. Working papers, University of Washington, Department of Economics.

- Melo, L., Ramos, J., y Zárate, H. (2013). Sovereign bond markets and financial stability in an emerging economy: an application of directed acyclic graphs and SVAR models. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(3):306–319.
- Ojeda-Joya, J. N. y Sarmiento, G. (2018). Sovereign risk and the real exchange rate: A non-linear approach. *International Economics*, 156(C):1–14.
- Orlowski, L. (2004). Exchange rate risk and convergence to the Euro. ZEI Working Papers B 25-2004, University of Bonn, ZEI - Center for European Integration Studies.
- Ozcelebi, O. (2018). Impacts of Exchange Rate Volatility on Macroeconomic and Financial Variables: Empirical Evidence from PVAR Modeling. In Bobek, V., editor, *Trade and Global Market*, Chapters. IntechOpen.
- Ozmen, M. U. y Yilmaz, E. (2017). Co-movement of exchange rates with interest rate differential, risk premium and FED policy in “fragile economies”. *Emerging Markets Review*, 33(C):173–188.
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7):1389–1408.
- Urrutia, M. y Llano, J. (2011). La crisis internacional y cambiaria de fin de siglo en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, pages 11–48.

Anexos

Anexo 1: Volatilidad Condicional

Se asume que la primera diferencia de los logretornos diarios de la tasa de cambio r_t , siguen un proceso autorregresivo de media móvil, $ARIMA(p, q)$., así:

$$r_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

Donde φ_i es el parámetro del modelo autorregresivo (AR) asociado al rezago i de los logretornos con $i = 1, \dots, q$, $\theta_{s,j}$ corresponde al parámetro del modelo de media móvil (MA) asociado al rezago j de los residuales del modelo, donde $j = 1, \dots, p$, c corresponde a la constante y $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$, donde σ_t es la volatilidad condicional. Se asume además que $z_t \xrightarrow{idd} N(0, 1)$. La volatilidad condicional de los residuales del modelo anterior, sigue un proceso $GARCH(p, q)$, de la siguiente forma:

$$\sigma^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j \sigma_{t-j}^2$$

Donde a_i corresponde al parámetro ARCH asociado al rezago i de los residuales del modelo de media, con $i = 1, \dots, q$, b_j es el parámetro del componente GARCH asociado al rezago j de la varianza condicional, con $j = 1, \dots, p$, ω es la constante del modelo de volatilidad condicional. La no negatividad de la varianza condicional se garantiza con $\omega > 0$ y $a_i, b_i \geq 0$, mientras que la varianza no condicional está dada por:

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - \sum_{i=1}^q a_i - \sum_{j=1}^p b_j}$$

Lo que implica que para que ésta se encuentre definida, necesariamente se tiene que cumplir que $\sum_{i=1}^q a_i - \sum_{j=1}^p b_j < 1$.

Anexo 2: Pruebas de Estacionariedad de las series utilizadas

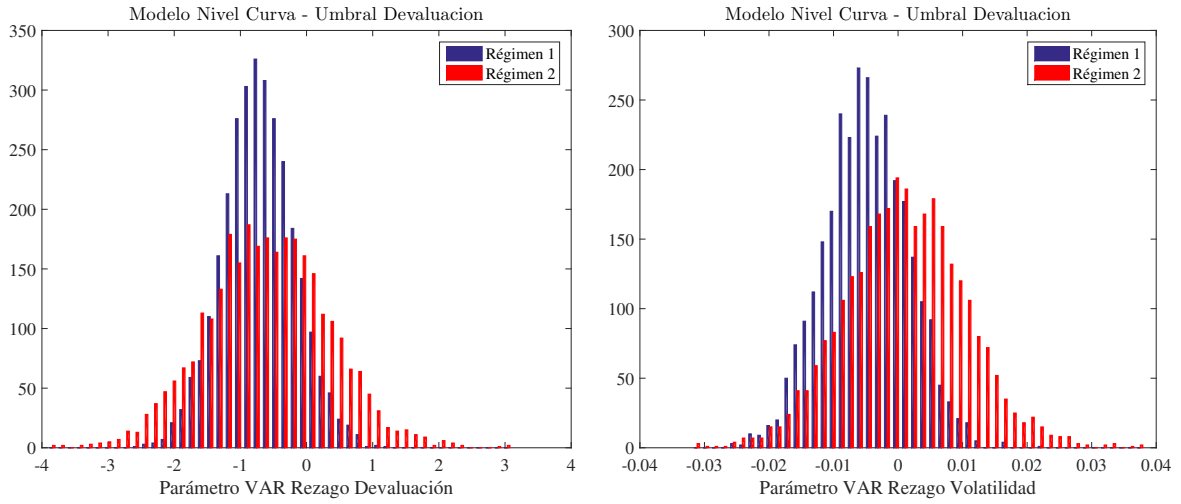
Variables	ADF		Phillips-Perron	
	Test stats	p-valor	Test stats	p-valor
L_t	-3.089	0.029 **	-2.700	0.076 *
S_t	-3.041	0.033 **	-2.654	0.084 *
vol_t	-2.743	0.069 *	-4.179	0.001 ***
e_t^{dev}	-2.681	0.007 ***	-2.443	0.014 **
$vi x_t$	-3.451	0.011 **	-3.532	0.008 ***
e_t^i	-3.381	0.013 **	-1.675	0.089 *
e_t^π	-2.952	0.041 **	-2.035	0.120
e_t^g	-1.214	0.205	-1.174	0.218
DL_t	-3.544	0.008 ***	-3.421	0.012 ***
$term_t$	-3.565	0.036 **	-3.652	0.029 **

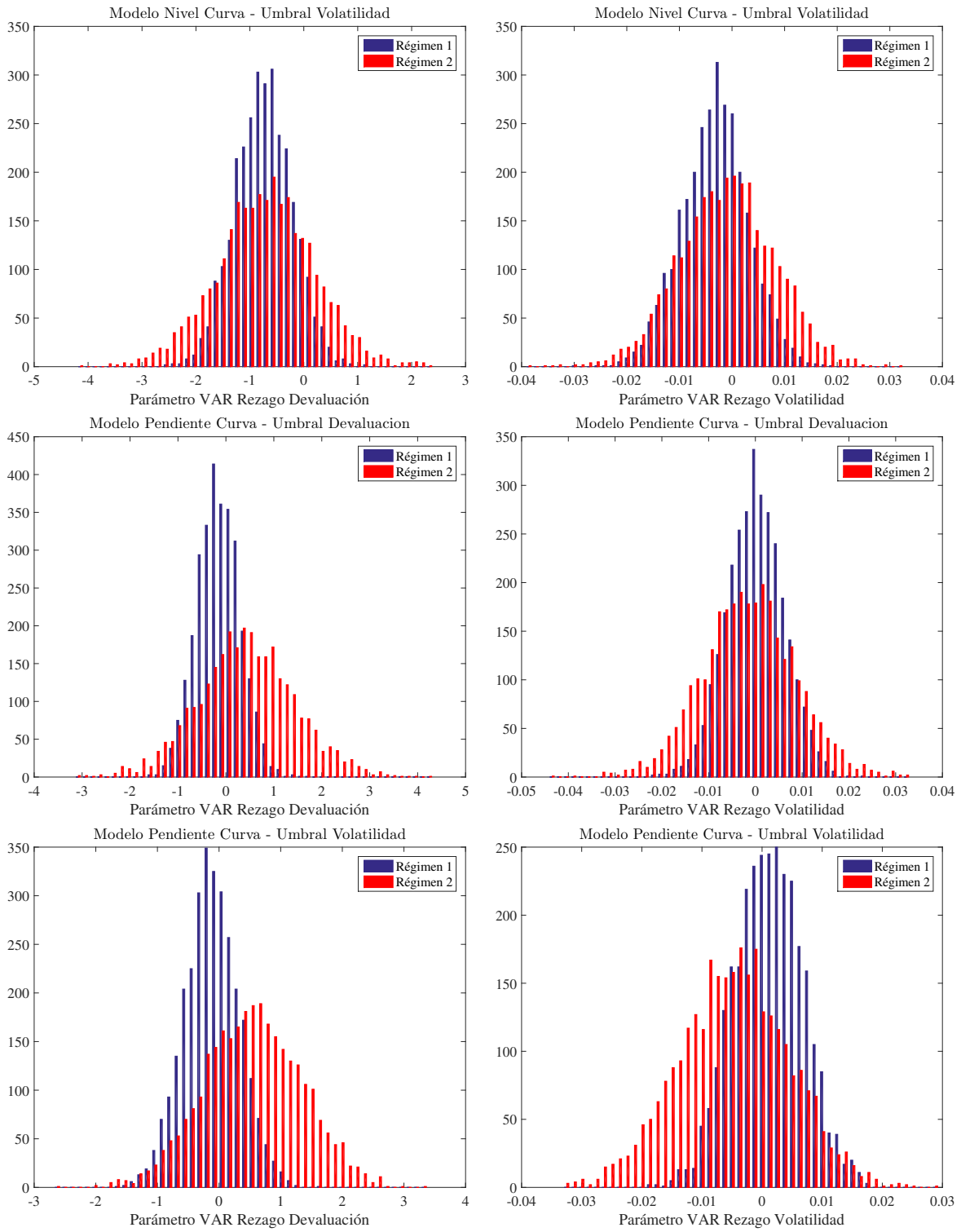
Para el contraste estadístico se usaron los valores críticos de MacKinnon (1996).

El número de rezagos para el test de Dickey-Fuller (ADF) se hizo con base en el Criterio de Información de Schwarz.

Nivel significancia estadística al 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

Anexo 3: Distribuciones posterior para cada modelo y régimen





Anexo 4: Cadenas de Markov Umbral

