



Universidad de **La Sabana**

Escuela Internacional de Ciencias Económicas y
Administrativas

Economía y Finanzas Internacionales

Trabajo de grado para optar por el título de:
Economista con Énfasis en Finanzas Internacionales

Modelación de los retornos de la tasa de cambio nominal de Colombia: Un enfoque no lineal

Presentado por: Ramiro Andres Lara A y Andrea Valentina Ortiz M

Directores:

Martha Alicia Misas Arango y Fredy Alexander Pulga Vivas

Chía, Noviembre 2018

Modelación de los retornos de la tasa de cambio nominal de Colombia: Un enfoque no lineal

Ramiro Andres Lara A y Andrea Valentina Ortiz M

9 de enero de 2019

Agradecimientos

Agradecemos a nuestras familias por todo el sacrificio que han hecho durante todo este tiempo y proceso de educación. Agradecemos a nuestros directores Martha Alicia Misas Arango y Fredy Alexander Pulga Vivas por el compromiso incondicional y valiosos aportes. Además, al profesor Álvaro Pedraza Morales por ayudarnos a enfocar parte de nuestras ideas. A la profesora Luz Elba Torres por su apoyo moral a lo largo de este trabajo. Por último, a todos nuestros compañeros de carrera por todo el apoyo brindado.

Resumen

La tasa de cambio nominal es primordial para el desarrollo de la economía de un país, dado el efecto que tiene en la productividad, inversión, comercio internacional, entre otros. El presente trabajo desarrolla una manera alternativa sobre la modelación de los retornos de la tasa de cambio nominal, mediante la implementación de un componente de riesgo medido por los precios de los *Credit Default Swaps*. Con el fin de determinar el comportamiento de esta variable, se hace uso de modelos de transición suave (STAR), para poder capturar el efecto que tendría la tasa de cambio en dos estados de la naturaleza distintos. El principal aporte de este trabajo es su carácter inédito en cuanto a estudios comparativos de la modelación de la tasa de cambio. Se encontró que:(I) hay existencia de una relación no lineal entre los *Credit Default Swaps* y los retornos de la tasa de cambio; (II) contrario a lo que sugiere la literatura, el modelo que mejor se ajustó fue un LSTAR.

Palabras clave: Tasa de cambio, Smooth Transition, Riesgo, STAR, CDS

Jel Classification: C24, C01, C58,G10

1. Introducción

A partir de la apertura económica que se dio en 1990, Colombia ha ido abriéndose paso dentro del comercio internacional ya que éste es uno de los factores que ha promovido en mayor medida el desarrollo de la economía mundial. La tasa de cambio nominal juega un papel fundamental en el entorno de la globalización, pues esta variable facilita la realización de diferentes tipos de operaciones de mercado. En este orden de ideas, para los agentes económicos resulta primordial contar con información suficiente que les permita entender el comportamiento del tipo de cambio tanto presente como futuro para la toma de decisiones de inversión y de política económica. Además, es bien sabido que el riesgo es un factor indispensable para entender el comportamiento de la tasa de cambio, sin embargo, existen ocasiones en las que la tasa de cambio subestima o sobre estima el efecto que este riesgo puede llegar a tener, por lo anterior, es indispensable entender aquellos momentos de la naturaleza en los que la tasa de cambio se ve afectada con mayor o menor medida. Así, los agentes del mercado podrán afrontar las fluctuaciones del tipo de cambio teniendo en cuentas los componentes antes mencionados.

Diversos estudios plantean que el uso de los fundamentales monetarios es indispensable para la modelación de la tasa de cambio nominal, sin embargo, [Patiño y Alonso \(2005\)](#) sugieren que en el corto plazo la tasa de cambio nominal no responde a estos factores.

Autores como [Altavilla y De Grauwe \(2010\)](#) argumentan que el comportamiento del tipo de cambio sigue un proceso no lineal, es por esto que el presente estudio tiene como objetivo la modelación de los retornos de la tasa de cambio nominal colombiana basada en la liquidez de mercado y las tasas de interés, identificando si existe o no una relación económica no lineal entre esta variable y el riesgo medido por los precios de los Credit Default Swaps (CDS) de los bonos de Colombia con una duración de diez años. Teniendo en cuenta los grandes avances econométricos respecto a la estimación y el pronóstico de los procesos no lineales, se utilizó un modelo autorregresivo de transición suave STAR, ya que éste permite capturar el efecto de una transición suave de la variable de estudio entre dos estados de la naturaleza, teniendo en cuenta la velocidad del cambio y su nivel óptimo.

El documento se divide en seis secciones, siendo esta introducción la primera. En la segunda sección se presenta una revisión detallada de literatura existente sobre la modelación no lineal de la tasa cambio. Los datos utilizados en este documento son explicados en la tercera sección, mientras que en la cuarta se explica detalladamente la metodología empleada para el estudio. En la quinta sección se exponen los resultados obtenidos. Finalmente, la última sección tendrá las conclusiones.

2. Revisión de Literatura

Recientemente, en temas económicos y financieros el estudio de la tasa de cambio nominal ha tomado un gran auge debido a los efectos de la globalización y el comercio internacional. Se ha reconocido fuertemente la importancia de esta variable gracias a sus impactos en la economía de la mayoría de los países que permiten un flujo de capitales masivo. Según [Tambi et al. \(2005\)](#), en el entorno financiero es bien sabido que el análisis

de los movimientos de las tasas de cambio nominales es primordial a la hora de tomar decisiones de inversión, es por esto, que el pronóstico del comportamiento de ésta genera alto interés para muchos de los grandes agentes de la economía: Para un gobierno y organismos de control como el Banco Central, es imperativo prever los posibles escenarios de la tasa de cambio, ya que esta puede llegar a reflejar el bienestar y la robustez de la economía de su país; compañías que busquen diversificar sus portafolios con inversiones en el extranjero, necesitan tener certeza de que esto les permitirá alcanzar las utilidades deseadas o cubrirse de un tipo de riesgo particular; e incluso, empresas que no tengan interés en participar activamente del mercado de capitales internacional, pueden encontrar un buen indicador del rumbo que tomará su sector de negocio a través del análisis de la tasa de cambio.

Para alcanzar los objetivos de pronosticar de manera adecuada y precisa la tasa de cambio nominal, es necesario partir de definir cuáles son los fundamentales que rigen el comportamiento de esta variable. Si bien esto resulta ser arbitrario y particular de cada estudio y en específico de cada tasa de cambio, tal y como plantean [Patiño y Alonso \(2005\)](#), en la caso colombiano se ha podido comprobar mediante diversas pruebas econométricas que cuando se establecen correctamente los determinantes de la tasa de cambio, los pronósticos que surgen pueden ser más precisos que aquellos realizados mediante caminata aleatoria. En este orden de ideas, proponen como variable explicativa la paridad del poder adquisitivo, intentando recoger el efecto del consumo y de los precios relativos; la paridad de tasas de interés, sugerida por [Faust, Rogers, y Wright \(2003\)](#) como variable independiente tiene el objetivo de capturar el efecto de los flujos de capital debido a la diferencia de tasas de crédito e inversión.

[Della Corte, Sarno, Schmeling, y Wagner \(2016\)](#) realizan un estudio empírico con el fin de analizar el nexo entre el riesgo soberano y el comportamiento del tipo de cambio, encontrando una relación negativa entre estas dos variables. Además, sugieren como medida de riesgo los *spreads* de los *Credit Default Swaps* (CDS), ya que la implementación de esta variable presenta una ventaja frente a otras como la calificación crediticia, los rendimientos de los bonos soberanos y el índice VIX (*Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*) debido a que el mercado de los CDS tiende a ser más líquido y el tipo de cambio responde en mayor medida a cambios en estos que a cambios en el VIX. Asimismo, [Fender, Hayo, y Neuenkirch \(2012\)](#) manifiestan que los *spreads* de los CDS incluyen el efecto del comportamiento de los mercados accionarios y en países emergentes, reflejan el impacto de choques económicos globales y regionales y no a medidas macroeconómicas propias de cada país. Además, [Reinhart \(2002\)](#) muestra que en los países en vías de desarrollo hay una fuerte conexión entre crisis monetarias y situaciones de incumplimiento de la deuda soberana, sugiriendo que los cambios en las calificaciones crediticias fallan en el intento de predecir crisis del tipo de cambio.

Desde sus inicios, trabajos como el de [Meese y Rogoff \(1983\)](#) muestra que los pronósticos realizados mediante modelos estructurales no superan los valores obtenidos mediante una caminata aleatoria. De esta manera, empiezan a surgir trabajos como el de [Hsieh \(1989\)](#) el cual evalúa el comportamiento no lineal de la tasa de cambio, encontrando que los datos presentan correlaciones no lineales, evidencia suficiente para aceptar la hipótesis de no linealidad. Por lo anterior, surge la pregunta si mediante una modelación no lineal se podría llegar a superar los valores obtenidos mediante una caminata aleatoria.

Siguiendo la idea de no linealidad de la serie, diversos autores han profundizado en el estudio los modelos no lineales de transición suave. Cabe resaltar el estudio de [Kräger y Kugler \(1993\)](#) el cual emplea un modelo SETAR para modelar las tasas de cambio, argumentando que éstas podrían tener un comportamiento de cambio de régimen, especialmente en economías de tipo de cambio flotante.

Otro estudio que vale la pena resaltar es el [Taylor y Peel \(2000\)](#) los cuales utilizan dos tasas de cambio nominal y, mediante un modelo ESTAR miden la desviación del equilibrio de largo plazo asociado a sus fundamentales monetarios. Encontrando que hay un comportamiento no lineal al equilibrio en el largo plazo. Por otra parte, [Murcia y Rojas \(2013\)](#) argumentan que en el corto plazo la tasa de cambio colombiana no reacciona a sus fundamentales monetarios, y afirman que en el corto plazo la tasa de cambio reacciona es a la microestructura de mercados.

[Liew, Baharumshah, y Lau \(2002\)](#) exponen que la modelación no lineal de la tasa de cambio es usualmente abordada mediante un modelo ESTAR, dado el comportamiento de esta. Sin embargo, realizan la estimación mediante un modelo LSTAR, para poder contrastar la hipótesis que los valores obtenidos mediante un ESTAR son superiores a los de un LSTAR. Encuentran que la hipótesis es teórica y no hay suficiente evidencia para estar a favor de esta.

3. Datos

Con el objetivo de estudiar el comportamiento de los retornos de la Tasa de Cambio Dólar-Peso, se construyó una base de datos la cual comprende un periodo que inicia el 3 de enero de 2008 hasta el 31 de octubre del 2016, teniendo en cuenta únicamente los días transables de Colombia. La frecuencia de las observaciones es diaria debido a la naturaleza financiera de la variable a estudiar, y considerando que el enfoque de la investigación es en el corto plazo.

La investigación incluye 3 variables independientes: Un ratio de liquidez, un ratio de tasas de interés y los precios de los Credit Default Swaps (CDS) para Colombia a 10 años.

El ratio de liquidez es una variable construida medida en términos continuos a partir de la diferencia entre la tasa de intervención del Banco de La República y la tasa interbancaria, mediante el cual se identifica la cantidad de dinero disponible que tienen los bancos para realizar diferentes operaciones interbancarias. Ambas series de datos fueron tomadas del Banco de La República.

El ratio de tasas de interés es una variable construida, que busca capturar el efecto del cambio en las tasas de interés de los tesoros a 10 años de Estados Unidos frente a las tasas de interés de los títulos de deuda pública doméstica de Colombia (TES) al mismo plazo. De esta manera, se puede evidenciar el efecto de condición de equilibrio entre ambos tipos de interés, indispensable para identificar posibles oportunidades de arbitraje. Los datos fueron tomados de Bloomberg en términos de interés continuo.

Por último, los Credit Default Swaps (CDS) son contratos de tipo contingente que

ofrecen un seguro frente a posibles eventos crediticios a los que se puede enfrentar una entidad, por lo tanto, pueden reflejar el riesgo soberano en términos de la deuda adquirida por un país. Para analizar dicho efecto, la variable utilizada fue el precio de los CDS a 10 años para Colombia. Estos datos fueron tomados de Bloomberg. La estadística descriptiva correspondiente a las variables utilizadas en el estudio se encuentra en el anexo 1.

3.1. Transformaciones aplicadas a las variables

Para la tasa de cambio dólar peso, se aplicó una transformación de logaritmo con el fin de reescalar la serie, además se aplicó la primera diferencia respecto a la observación del día anterior. Así la forma de la variable es:

$$\Delta \log USDCOP = \log(USDCOP_t) - \log(USDCOP_{t-1}). \quad (1)$$

La variable ratio de liquidez se construyó de la siguiente forma:

$$RTL = \frac{\log(1 + i_{interb})}{\log(1 + i_{interv})}. \quad (2)$$

A la variable de ratio de tasas de interés se le aplicó la primera diferencia respecto a la observación del día anterior, con el objetivo de que siga un proceso estacionario, construida de la siguiente manera:

$$\Delta RTI = \frac{\log(1 + TES_t)}{\log(1 + Tesoros_t)} - \frac{\log(1 + TES_{t-1})}{\log(1 + Tesoros_{t-1})}. \quad (3)$$

4. Metodología

4.1. Modelo Autorregresivo de Transición Suave (STAR)

El desarrollo reciente de la econometría ha permitido evaluar desde diferentes enfoques las variables económicas y financieras con el fin de explicar cada vez mejor el comportamiento de estas.

Hinich y Patterson (1985), Scheinkman y LeBaron (1989), Brooks (1996), entre otros, han realizado estudios sobre el comportamiento de los retornos de acciones y de tasas de cambio, encontrando relaciones no lineales entre las variables explicativas de los modelos realizados mediante tests estadísticos. Los modelos STAR (Smooth transition autorregresivo) introducidos por Tong (1990), Granger, Terasvirta, et al. (1993) ayudan a incorporar la explicación no lineal a los modelos de regresión básica a través de la implementación de una función que representa la transición suave entre dos regímenes de la variable dependiente. Teniendo la siguiente forma:

$$y_t = \beta'_1 x_t (1 - F(s_t; \gamma, c)) + \beta'_2 x_t F(s_t; \gamma, c) + \epsilon_t. \quad (4)$$

Como se puede apreciar en la ecuación anterior, la función F depende de las variables $(s_t; \gamma, c)$, donde s_t es la variable encargada de realizar la transición normalmente conocida como variable *delay*, γ es la que determina la velocidad de cambio, por ultimo c es aquel nivel óptimo de s_t que genera un cambio en los estados de la naturaleza. [Dijk, Teräsvirta, y Franses \(2002\)](#) mencionan que en los recientes desarrollos econométricos sugieren que las formas funcionales más populares son la logística y la exponencial. Cuando la función del modelo se comporta de la siguiente manera,

$$F(s_t; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-1} - \frac{1}{2}, \gamma > 0. \quad (5)$$

El modelo resultante ha tomado el nombre de LSTAR, en donde el parámetro γ determina la suavidad del cambio en el valor de la función. Por otra parte, el modelo se convierte en un ESTAR, con la función tomando la siguiente forma:

$$F(s_t; \gamma, c) = [1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)], \gamma > 0. \quad (6)$$

Este modelo ha sido frecuentemente utilizado para explicar el comportamiento de la tasa de cambio real escogiendo como variable *delay* la misma tasa de cambio real rezagada en d periodos.

4.2. Pruebas de estacionariedad

Los modelos STAR parten de la suposición de que la variable dependiente sigue un proceso estocástico estacionario, es decir, con media constante, varianza finita que no es función del tiempo y efectos transitorios de las perturbaciones sobre el nivel de la variable. Para que esto se de y efectivamente y_t sea $I(0)$, todas las variables explicativas incluidas en el modelo deben ser integradas de grado 0, pues la combinación lineal de procesos estacionarios resultan en un proceso estacionario también. Para comprobar la estacionariedad de las variables y siguiendo la metodología propuesta por [Dickey y Fuller \(1979\)](#), es necesario realizar pruebas estadísticas que plantean la existencia de raíz unitaria a través de los siguientes modelos de regresión de DFA (Dickey Fuller Aumentado):

Modelo 1:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Modelo 2:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Modelo 3:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (9)$$

Los estadísticos resultantes de las pruebas tienen un comportamiento tipo “F” debido a la existencia de parámetros molestos bajo la hipótesis nula (Ver anexo 2). Dichos estadísticos se comparan con los valores críticos establecidos por [Dickey y Fuller \(1979\)](#). En cada uno de los modelos, se establece el valor de p que haga que el parámetro correspondiente sea significativo.

4.3. Pruebas de linealidad

Teniendo en cuenta que los modelos STAR parten de la premisa de que existe un parámetro que se comporta de manera no lineal dentro del modelo, es necesario construir un test de linealidad para corroborar si esta característica está presente en la relación entre la variable dependiente y la variable *delay*. [Teräsvirta \(1994\)](#) propone realizar estos test partiendo de las siguientes ecuaciones de regresiones auxiliares basadas en aproximaciones de Taylor, donde el objetivo principal es encontrar la significancia de alguno de los parámetros de la siguiente ecuación :

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0} x_t s_t^2 + \beta_{3,0} x_t s_t^3 + \varepsilon_t. \quad (10)$$

La ecuación (10) se analiza a través de una prueba tipo F que tiene como hipótesis nula $H_0 : \beta_1 = 0 | \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0$, que en caso de existir evidencia suficiente para ser rechazada implicaría no linealidad bajo un modelo LSTAR.

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0} x_t s_t^2 + \beta_{3,0} x_t s_t^3 + \beta_{4,0} x_t s_t^4 \varepsilon_t. \quad (11)$$

La ecuación (11) propuesta por [Escribano y Jordá \(2001\)](#) se basa en una aproximación de Taylor de segundo orden ya que los autores consideraron necesario agregar el término para que se tuvieran en cuenta de manera concisa los puntos de inflexión que se pueden llegar a dar en un modelo ESTAR. Esta regresión también se analiza mediante una prueba tipo F con hipótesis nula $H_0 : \beta_1 = \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = \beta_{4,0} = 0$, frente a una hipótesis alterna que plantea que al menos uno de los parámetros sea diferente de cero, de igual manera, si existe evidencia para rechazar la nula implica la no linealidad bajo un modelo ESTAR. La prueba tipo F contra ambos modelos se calcula de la siguiente forma siguiendo a [Dijk et al. \(2002\)](#) :

$$LM_3 = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3(p+1)}{SSR_1/(T - 4(p+1))}. \quad (12)$$

4.4. Pruebas de modelo

Partiendo de que la relación entre los retornos de los precios de cierre de la tasa de cambio USDCOP y los precios de los CDS para Colombia, tiene un comportamiento no lineal, es necesario establecer el modelo (LSTAR o ESTAR) que se ajuste mejor a la naturaleza de dicha relación. [Teräsvirta \(1994\)](#) sugiere un proceso de selección de modelo a través del análisis de una prueba anidada tipo F que surge a partir del siguiente modelo de regresión lineal:

$$y_t = \delta_0 + \delta'_1 \tilde{x}_t + \beta_1 \tilde{x}_t z_{t-d} + \beta_2 \tilde{x}_t z_{t-d}^2 + \beta_3 \tilde{x}_t z_{t-d}^3 + v_{3t}. \quad (13)$$

La primera hipótesis que se plantea en la prueba F_3 es $H_{03} : \beta'_3 = 0$ frente a una hipótesis alterna $H_{13} : \beta'_3 \neq 0$ en caso de que exista evidencia para rechazar la hipótesis nula, se rechaza que el modelo adecuado sea un ESTAR. Si no hay evidencia para rechazar la hipótesis H_{03} , se debe evaluar en la prueba F_2 cuya hipótesis nula es $H_{02} : \beta'_2 = 0 | \beta'_3 = 0$ frente a una hipótesis alterna $H_{12} : \beta'_2 \neq 0 | \beta'_3 \neq 0$, la no existencia de evidencia para rechazar la hipótesis nula se puede interpretar como un mejor ajuste de un modelo LSTAR. Sin embargo, el rechazo de la hipótesis nula no es suficiente para seleccionar alguno de los dos modelos. Finalmente, mediante la prueba F_1 cuya hipótesis nula $H_{01} : \beta'_1 = 0 | \beta'_2 = \beta'_3 = 0$ frente a la hipótesis alterna $H_{13} : \beta_1 \neq 0 | \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$, si no existe evidencia para rechazar H_{02} ni H_{01} el modelo sugerido es un ESTAR. Por el contrario, el rechazo de H_{01} una vez se haya rechazado H_{02} confirma que el modelo adecuado para la estimación es un LSTAR.

Teniendo en cuenta los posibles problemas asociados a este tipo de pruebas, ya que el comportamiento de la regresión en (13) evaluado en la función tiende a subestimar la selección de los modelos ESTAR, [Escribano y Jordá \(2001\)](#) sugieren una regresión incluyendo un término adicional que corrige este error. La regresión que plantean es la siguiente:

$$y_t = \delta_0 + \delta'_1 \tilde{x}_t + \beta_1 \tilde{x}_t z_{t-d} + \beta_2 \tilde{x}_t z_{t-d}^2 + \beta_3 \tilde{x}_t z_{t-d}^3 + \beta_4 \tilde{x}_t z_{t-d}^4 + v_{3t}. \quad (14)$$

Una vez identificada la existencia de no linealidad, los autores también sugieren el análisis de una prueba tipo F para la selección del modelo mediante el siguiente procedimiento: Realizar la prueba F_L cuya hipótesis nula es $H_{0L} : \beta'_2 = \beta'_4 = 0$ y una prueba F_E cuya hipótesis nula es $H_{0E} : \beta'_1 = \beta'_3 = 0$. En caso de que el p -value correspondiente a F_E sea menor que el correspondiente a F_L , el modelo seleccionado sería un LSTAR y un ESTAR en caso contrario.

4.5. Estimación

Considerando la no linealidad, la estimación se puede realizar a través de Mínimos Cuadrados No Lineales (*NLS*). Este método consiste en aproximar un modelo no lineal por medio de uno lineal, realizando interacciones propuestas por el algoritmo de Gauss-Newton. De esta manera, la función

$$y_t = \beta' x_t + \beta' x_t F(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad (15)$$

es linealizada alrededor de un conjunto de valores iniciales obtenidos por un método de mínimos cuadrados ordinarios. Dado que $F(s_t; \gamma, c)$ depende de los parámetros γ, c y s_t , es necesario realizar simulaciones uniformes de los valores de γ y c , evaluándolos en la regresión de la ecuación 15. Este proceso se repite hasta cumplir el criterio de convergencia, dicho criterio es alcanzado cuando la diferencia entre la suma de los cuadrados de la iteración anterior y la presente, es inferior a un valor crítico generalmente cercano a cero. Para el caso particular de este estudio, la ecuación (15) toma la forma:

$$\begin{aligned}
\Delta \log USDCOP_t = & \beta_1 + \beta_2 \Delta \log USDCOP_{t-1} + \beta_3 RTL_{t-2} + \beta_4 \Delta RTI_{t-2} \\
& + \beta_5 F(CDS_{t-2}; \gamma, c) + \beta_6 \Delta \log USDCOP_{t-1} F(CDS_{t-2}; \gamma, c) \\
& + \beta_7 RTL_{t-2} F(CDS_{t-2}; \gamma, c) + \beta_8 \Delta RTI_{t-2} F(CDS_{t-2}; \gamma, c) + \varepsilon_t,
\end{aligned} \tag{16}$$

en donde,

$$F(CDS_{t-2}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(CDS_{t-2} - c))}. \tag{17}$$

así, los retornos del tipo de cambio de hoy $\Delta \log USDCOP_t$, se ven afectados por un intercepto, además por los mismos retornos rezagados un periodo $\Delta \log USDCOP_{t-1}$, un ratio de liquidez rezagado dos periodos RTL_{t-2} y un ratio de tasas de interés rezagada dos periodos ΔRTI_{t-2} .

5. Resultados

A partir de la econometría requerida para la modelación de la tasa de cambio nominal, los principales resultados obtenidos mediante el desarrollo de las pruebas descritas en la sección anterior son los siguientes:

5.1. Pruebas de estacionariedad

Con el fin de establecer el orden de integración de los retornos de la tasa de cambio dólar-peso, se analizó de manera individual si el comportamiento de cada una de las variables explicativas sigue un proceso estacionario. De esta manera y siguiendo los resultados plasmados en la siguiente tabla, las variables $\Delta \log USDCOP$, RTL y ΔRTI y CDS son estacionarias, dado que el valor obtenido por el estadístico en valor absoluto es mayor al valor crítico propuesto por la prueba, así hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula que plantea la existencia de raíz unitaria. En este orden de ideas, la variable explicada adopta el comportamiento estacionario de las variables independientes.

Tabla 1. Resultados de las pruebas de Dickey-fuller.

La siguiente tabla muestra los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller para todas las variables, antes y después de sus respectivas transformaciones. Donde el *Estadístico* representa el esquema utilizado para calcular el *Valor T-estadístico*. El *Valor Critico* es el valor de comparación para determinar si rechaza o se acepta la hipótesis. El *Lag* representa el numero de rezago utilizado para calcular los valores mencionados anteriormente. Por Ultimo, los *Resultados* representan el orden de integración de las variables, donde I(1) quiere decir que la variable es integrada de orden uno y I(0) significa que la variable es integrada de orden cero.

<i>Variables</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor T-estadístico</i>	<i>Valor critico</i>	<i>Lag</i>	<i>Resultado</i>
<i>logUSDCOP</i>	τ_1	0,95900	-1,95	3	I(1)
Δ <i>logUSDCOP</i>	τ_1	-40,90430	-1,95	0	I(0)
<i>RTL</i>	τ_2	-5,1148	-2,86	10	I(0)
<i>RTI</i>	τ_1	-0,7856	-1,95	2	I(1)
Δ <i>RTI</i>	τ_1	-35,1675	-1,95	1	I(0)
<i>CDS</i>	τ_2	-3,1416	-2,86	3	I(0)

5.2. Pruebas de linealidad

Las pruebas de linealidad, tienen como propósito identificar la existencia de una relación económica lineal o no lineal entre la variable dependiente y la variable de transición. Así, se procedió a realizar las regresiones de las ecuaciones (10) y (11) evaluando la hipótesis nula correspondiente mediante la prueba tipo F propuesta en la ecuación (12). Adicionalmente, fue necesario incluir un rezago de la variable dependiente con el fin de garantizar que no existe auto correlación en los residuales. En consecuencia, el valor del estadístico resultó ser mayor que el valor crítico correspondiente a la prueba F con $T - 4(p+1)$ grados de libertad, siendo T el número total de observaciones y p el número de parámetros estimados por el modelo, lo que implica no linealidad bajo LSTAR y ESTAR. La siguiente tabla representa los valores obtenido por las pruebas antes mencionadas

Tabla 2. Resultado de pruebas de linealidad y valores críticos de contraste.

La siguiente tabla representa los resultados de las pruebas de linealidad. Donde la columna *Estadístico* representa el resultado de la ecuación (12) para ambos modelos. El *valor critico* es el valor de comparación para determinar la existencia de un mundo lineal o no. Por ultimo, *Grados de libertad*, representa los grados de libertad utilizados en las pruebas tipo T para obtener los datos anteriores.

<i>LSTAR</i>			<i>ESTAR</i>		
Estadístico	Valor crítico	Grados de libertad	Estadístico	Valor crítico	Grados de libertad
3,286646	1,648372	2.081	3,004807	1,648381	2.077

Como se observa en la tabla existe una relación económica no lineal entre la variable dependiente y la variable de transición. Además, la relación no lineal es predominante en ambos modelos, dado que los valores de prueba son superiores a los valores críticos,

es decir, hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula lo que implica que por lo menos uno de los parámetros $\beta_i \forall i : 1, 2, 3, 4$ es diferente de cero. Por otra parte, el rezago óptimo de las variables RTL , ΔRTI y CDS fue $t - 2$ ya que en dicho rezago, se encontró la existencia de no linealidad.

5.3. Pruebas de modelo

Con el objetivo de identificar cual es el modelo que mejor se ajusta al proceso generador de datos, se emplearon las pruebas sugeridas por [Escribano y Jordá \(2001\)](#) para la identificación de dicho modelo. Así, se procedió a realizar una serie de pruebas tipo F descritas anteriormente teniendo en cuenta la regresión de la ecuación (14). De esta forma se encontró que el modelo que mejor se ajusta es un LSTAR, dado que el p -value obtenido de la prueba $F_E(0,000021357)$ fue inferior al p -value obtenido en el $F_L(0,002602344)$, es decir, hay evidencia suficiente para identificar la existencia del LSTAR.

5.4. Estimación

Teniendo en cuenta los resultados de las pruebas anteriormente establecidas, que garantizan el cumplimiento de los requerimientos para realizar la estimación mediante Mínimos Cuadrados No Lineales. Esta estimación fue realizada con base en la ecuación (16), arrojando los resultados que se plasman en la tabla 3.

Tabla 3. Resultados de la estimación del modelo LSTAR.

La tabla muestra los resultados obtenidos de la estimación del modelo LSTAR a través de el método de mínimos cuadrados no lineales. Así, β_1 representa el intercepto, β_2 la variable dependiente rezagada un periodo, β_3 RTL y β_4 ΔRTI . Además, la parte no lineal está comprendida por los parámetros $\beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ que corresponden a las variables anteriormente mencionada en el mismo orden multiplicadas por $F(s_t; \gamma, c)$. adicionalmente, los valores óptimos de γ y $threshold$ alcanzado por el algoritmo.

Parámetros	Estimados	Error estándar aproximado	Valores iniciales	95 % límite de confianza
β_1	-0,0107	0,0117	-0,009727	-0,0338 / 0,0123
β_2	0,1672	0,0337	0,159042	0,101 / 0,2334
β_3	0,0112	0,0118	0,010106	-0,0119 / -0,0343
β_4	-0,0866	0,0317	-0,117189	-0,1488 / -0,0245
β_5	0,0431	0,0299	0,052904	-0,0156 / 0,1018
β_6	-0,1141	0,0565	-0,1325945	-0,2249 / -0,00323
β_7	-0,0443	0,0301	-0,054585	-0,1034 / 0,0147
β_8	-0,3275	0,07269	-0,0279792	-0,4784 / -0,1766
γ	3,6168	2,5935	0,266005	-1,4693 / 8,7028
THRESHOLD	252	16,4079	277,532	219,9 / 284,2

De acuerdo a los valores obtenidos, los parámetros que resultaron ser significativos, según el criterio de que el valor de cero no esté contenido dentro de los límites aproximados para un nivel de confianza del 95 %, son el rezago de la variable dependiente, ΔRTI , el rezago de la variable dependiente en la función no lineal y ΔRTI en la función no lineal. El parámetro γ no se analiza bajo dicho criterio ya que el valor es obtenido mediante

simulaciones. El *threshold* debe tomar un valor estrictamente positivo ya que el valor óptimo debe encontrarse dentro de los límites del mínimo y máximo precio correspondientes a la variable CDS.

La figura 1 representa el gráfico de la transición de la variable *delay* (CDS) entre dos estados de la naturaleza. Teniendo en cuenta que *threshold* tiene un valor de 252, implicando que valores previos a este no afectan de manera substancial los retornos de la tasa cambio dólar-peso, contrario a lo que sucede cuando se sobrepasa dicho valor (252).

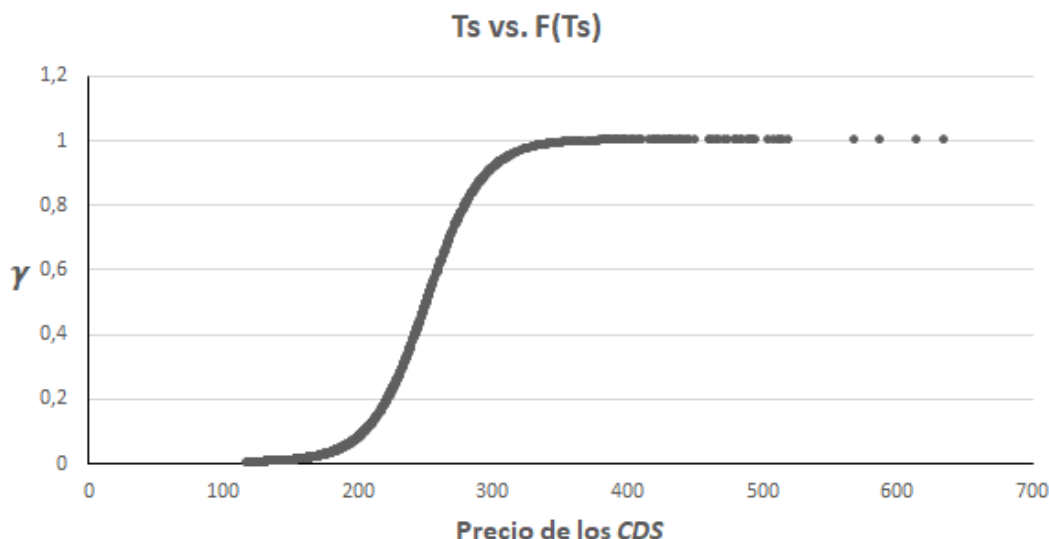


Figura 1: Transición de la variable *CDS*

6. Conclusiones

Estudiando el comportamiento de los retornos de la tasa de cambio colombiana, mediante un modelo de transición suave utilizando el riesgo como variable *delay*, se encontró que el modelo de mejor ajuste es un LSTAR, difiriendo con los trabajos realizados por diversos autores como [Sarno \(2000\)](#) y [Taylor y Peel \(2000\)](#), quienes optan por emplear un modelo ESTAR debido a que la simetría en la distribución encaja con la simetría de ajuste en el comportamiento de la tasa de cambio ([Shangodoyin, Adebile, y Arnab, s.f.](#)). Esto puede estar explicado porque el presente trabajo no emplea un modelo autorregresivo puro.

A partir del comportamiento observado en la figura 1, se puede inferir que hay presencia de datos atípicos en la serie. Esto debido al efecto que han tenido las épocas de crisis en el precio de los CDS, como la crisis financiera del 2008 y la caída de los precios del petróleo en 2015. Sin embargo, uno de los criterios para incluir estos datos en la serie es establecer una clara diferencia entre los dos posibles estados de la naturaleza de la variable de transición.

En línea con lo identificado por [Lothian y Taylor \(1996\)](#), el hecho de incluir un rezago determinado de la tasa de cambio dentro del modelo proporciona una mejor estimación.

Esto, a razón de que la tasa de cambio depende en gran medida de su observación anterior.

Con respecto a la velocidad del cambio, si bien el parámetro se encuentra dentro del rango que conlleva a una transición suave, al momento de obtener los valores iniciales en el modelo pseudo-lineal se evidenció que la función de transición realizaba el cambio entre estados de manera drástica, lo que sugiere que el modelo adecuado a utilizar sería un Markov-Switching, dado que este implica transiciones abruptas.

Por otra parte, la significancia de los parámetros indican que el impacto del cambio en las tasas de interés de los bonos de deuda pública, ya sea para Estados Unidos o Colombia, tiene repercusiones importantes en el comportamiento de los retornos de la tasa de cambio. Cuando hay elevados niveles de riesgo, reflejados en precios altos de los CDS, este efecto se acentúa debido a los choques de demanda, positivos para los activos seguros como los Tesoros estadounidenses y negativos para activos financieros de mayor riesgo como los bonos de países emergentes. En estos casos, los flujos salientes de capitales extranjeros en países como Colombia produce devaluación de la moneda local.

Se podría argumentar que el uso de la cotización en tasa de interés de los TES de Colombia y los CDS logran capturar el mismo efecto de riesgo, causando un problema de especificación en el modelo utilizado. Sin embargo, autores como [Longstaff, Pan, Pedersen, y Singleton \(2011\)](#) argumentan que los CDS son más apropiados para medir el riesgo debido a los posibles efectos de liquidez y de flujos monetarios sobre los spreads de los bonos soberanos. Con el fin de garantizar la no linealidad en los retornos de la tasa de cambio, se realizaron pruebas de robustez en las pruebas de no linealidad en las cuales se eliminó la variable ΔRTI (Ratio de tasas de interés). Los resultados de dichas pruebas confirmaron la existencia de una relación no lineal entre la variable dependiente y la variable delay.

Referencias

- Altavilla, C., y De Grauwe, P. (2010). Forecasting and combining competing models of exchange rate determination. *Applied Economics*, 42(27), 3455–3480.
- Brooks, C. (1996). Testing for non-linearity in daily sterling exchange rates. *Applied Financial Economics*, 6(4), 307–317.
- Della Corte, P., Sarno, L., Schmeling, M., y Wagner, C. (2016). Exchange rates and sovereign risk.
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- Dijk, D. v., Teräsvirta, T., y Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric reviews*, 21(1), 1–47.
- Escribano, A., y Jordá, O. (2001). Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential star models. *Spanish Economic Review*, 3(3), 193–209.
- Faust, J., Rogers, J. H., y Wright, J. H. (2003). Exchange rate forecasting: the errors we’ve really made. *Journal of International Economics*, 60(1), 35–59.
- Fender, I., Hayo, B., y Neuenkirch, M. (2012). Daily pricing of emerging market sovereign cds before and during the global financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 36(10), 2786–2794.
- Granger, C. W., Terasvirta, T., y cols. (1993). Modelling non-linear economic relationships. *OUN Catalogue*.
- Hinich, M. J., y Patterson, D. M. (1985). Evidence of nonlinearity in daily stock returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 3(1), 69–77.
- Hsieh, D. A. (1989). Testing for nonlinear dependence in daily foreign exchange rates. *Journal of Business*, 339–368.
- Kräger, H., y Kugler, P. (1993). Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 195–208.
- Liew, V. K.-S., Baharumshah, A. Z., y Lau, S.-H. (2002). Forecasting performance of logistic star exchange rate model: the original and reparameterised versions.
- Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H., y Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75–103.
- Lothian, J. R., y Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of political economy*, 104(3), 488–509.
- Meese, R., y Rogoff, K. (1983). The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification? En *Exchange rates and international macroeconomics* (pp. 67–112). University of Chicago Press.
- Murcia, A., y Rojas, D. (2013). Determinantes de la tasa de cambio en colombia: un enfoque de microestructura de mercados. *Borradores de Economía; No. 789*.
- Patiño, C., y Alonso, J. (2005). *Determinantes de la tasa de cambio nominal en colombia: evaluación de pronósticos* (Inf. Téc.). Universidad ICESI (Mimeo). Disponible en: <http://www.icesi.edu.co/~jcalonso/Contact/tcn2005.pdf>.
- Reinhart, C. M. (2002). Default, currency crises, and sovereign credit ratings. *the world bank economic review*, 16(2), 151–170.
- Sarno, L. (2000). Real exchange rate behaviour in high inflation countries: empirical evidence from turkey, 1980-1997. *Applied Economics Letters*, 7(5), 285–291.

- Scheinkman, J. A., y LeBaron, B. (1989). Nonlinear dynamics and stock returns. *Journal of business*, 311–337.
- Shangodoyin, D., Adebile, O., y Arnab, R. (s.f.). Specification of logistic star model: An alternative representation of the transition function.
- Tambi, M. K., y cols. (2005). Forecasting exchange rate: A univariate out of sample approach. *The IUP Journal of Bank Management*, 4(2), 60–74.
- Taylor, M. P., y Peel, D. A. (2000). Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals. *Journal of international Money and Finance*, 19(1), 33–53.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american Statistical association*, 89(425), 208–218.
- Tong, H. (1990). *Non-linear time series: a dynamical system approach*. Oxford University Press.

Anexos

A.1

Estadística Descriptiva de las variables.

La siguiente tabla representa la estadística descriptiva de de todas la variables utilizada en el modelo.

	$\Delta \text{ Log USDCOP}$	RTL	$\Delta \text{ RTI}$	CDS
<i>Media</i>	0,000191941	0,997939369	-5,34526E-05	202,978422
<i>Mediana</i>	2,44155E-05	1,001856763	0	177,023
<i>Desviación estándar</i>	0,008728737	0,018245633	0,008925513	74,81864123
<i>Curtoisis</i>	4,903493575	5,564937323	3,446761688	3,454990076
<i>Mínimo</i>	-0,064937656	0,864875704	-0,076453532	118,231
<i>Máximo</i>	0,052547079	1,088566831	0,042774809	635,573

A.2

Esquemas de Dickey y Fuller.

La siguiente tabla representa los esquemas de Dickey-fuller, donde la columna de modelo representa las ecuaciones empleadas según su esquema. La columna prueba representa a que esquema pertenecen las ecuaciones. Por ultimo, se exponen las hipótesis de cada uno de los esquemas.

Modelo	Prueba	Hipótesis
$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	τ_1	$H_0 : \gamma = 0$ $H_0 : \gamma \neq 0$
$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	τ_2	$H_0 : \gamma = 0$ $H_1 : \gamma \neq 0$
	ϕ_1	$H_0 : \alpha = \gamma = 0$ $H_1 : \alpha \neq \gamma \neq 0$
$\Delta Y_t = \alpha + \delta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	τ_3	$H_0 : \gamma = 0$ $H_1 : \gamma \neq 0$
	ϕ_2	$H_0 : \delta = \gamma = 0$ $H_1 : \delta \neq \gamma \neq 0$
	ϕ_3	$H_0 : \alpha = \delta = \gamma = 0$ $H_1 : \alpha \neq \delta \neq \gamma \neq 0$