

Spillovers de volatilidad entre tasa de interés y tasa de cambio en Colombia, 2003-2009

Diana Carolina Mesa
Universidad del Rosario

Resumen

Este trabajo se concentra en el estudio de los mecanismos de transmisión de información entre las volatilidades del diferencial de tasas de interés de Colombia y Estados Unidos tanto en el corto como en el largo plazo y la tasa de cambio usando tres diferentes tipos de modelos GARCH multivariados, encontrando que hay evidencia de spillovers de volatilidad de los diferenciales de tasas de interés hacia la tasa de cambio, que esta transmisión de información persiste en el tiempo y que los choques exógenos a estos mercados no tienen carácter asimétrico.

Introducción

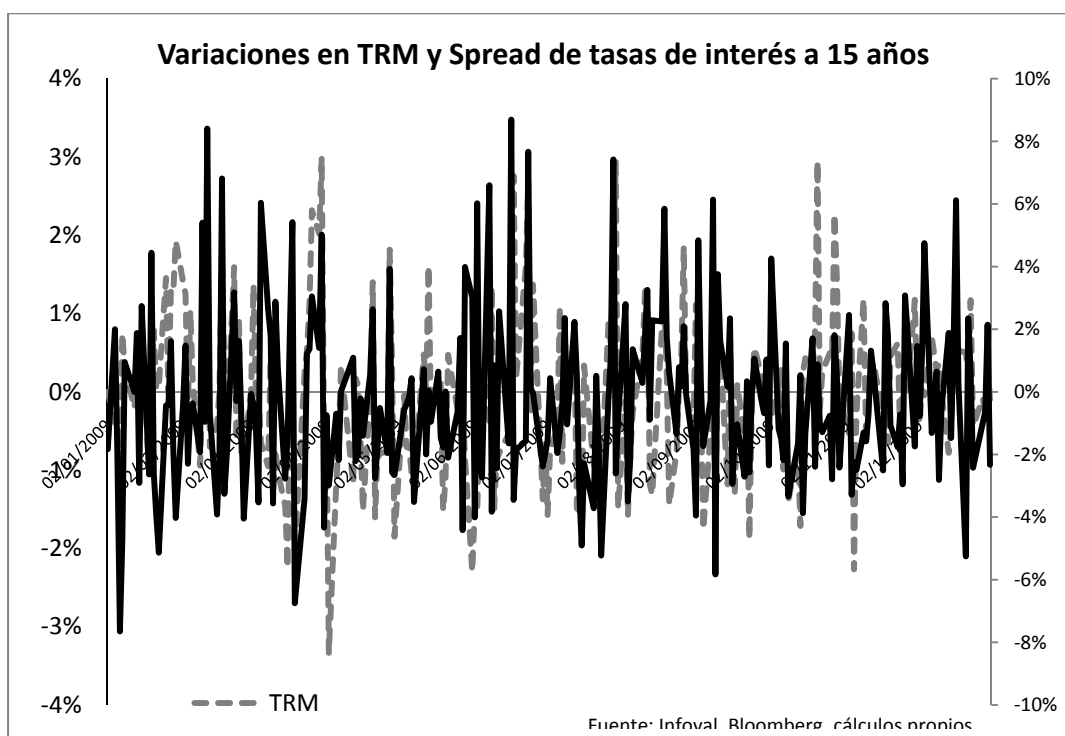
El desarrollo que el mercado de capitales mundial ha tenido desde la década de los setenta del siglo pasado y la apertura de los mercados de bienes y servicios que se agudizó para la mayoría de los países suramericanos en la década de los noventa, ha permitido tanto al sector financiero como al sector real ampliar las posibilidades para posicionarse en los mercados externos y del mismo modo encontrar nuevos instrumentos de inversión. Sin embargo, el incremento en las exportaciones y en las posiciones de inversión en monedas extranjeras tiene como consecuencia un crecimiento en la incertidumbre sobre el valor de los portafolios de inversión compuestos por estos activos y de los flujos de caja esperados por las empresas.

Si bien la tasa de cambio es un factor de riesgo considerable para el sector exportador de cualquier país, la integración de los mercados de capitales ha generado el desbordamiento de este tipo de riesgo en el sector financiero. Lo anterior ocurre porque la rentabilidad obtenida por un inversionista nacional en el extranjero está determinada

básicamente por dos factores, a saber, el diferencial existente entre las tasas de interés de los dos países y la variación esperada de la tasa de cambio de la moneda nacional respecto a la extranjera entre el momento del inicio y el final de la inversión.

La relación teórica entre estas dos variables, conocida como la paridad de intereses (cubierta y no cubierta) establece que la variación en la tasa de cambio entre dos períodos está determinada en su gran parte por la diferencia entre las tasas de interés nacionales y extranjeras, esta relación es un concepto de equilibrio y por lo tanto es una relación de largo plazo, que parte del supuesto de movilidad perfecta de capitales.

Ahora bien, aunque las relaciones de causalidad entre estos dos mercados evaluados en niveles han sido estudiadas extensamente tanto en la teoría (Aliber, 1973; Frenkel y Levich, 1975; Eaton y Turnovsky, 1983; Diez y Sentana, 2007, entre otros) como en la práctica para varios países (Chaboud y Wright, 2005; Melander, 2009; Chinn y Meredith, 2005, entre otros) y para Colombia por (Arango y Velandia, 2008; Ecahvarría *et al*, 2008; Rojas, 2008), la literatura dedicada a los mecanismos de transmisión de información entre estas dos variables a través de su segundo momento en Colombia es inexistente, a pesar de que en la práctica es posible encontrar una relación en la volatilidad de los dos mercados.



En la gráfica anterior es posible observar variaciones importantes en la tasa de cambio en períodos contemporáneos de cambios relevantes en los spreads de las tasas de interés internas respecto a las de Estados Unidos, evidenciando la relevancia que el estudio de las relaciones del segundo momento de estas dos variables tiene para establecer estrategias de cobertura tanto en el sector exportador como en el sector financiero en el país.

Este trabajo se concentra en el análisis de la dinámica de la relación de las volatilidades tanto de corto plazo como de largo plazo entre los mercados de tasa de cambio y tasa de interés en comparación con Estados Unidos para el período 2003-2009, ya que se considera solamente una etapa en la que Colombia se tiene régimen de tasa de cambio flotante, y el periodo en el que se conoce la curva cero cupón en el país de manera oficial.

Con este objeto y para evaluar si los resultados de la estimación son robustos se usaron tres tipos de modelos GARCH multivariados, a saber, el modelo EGARCH con correlación condicional constante (EGARCH-CCC), el modelo EGARCH con correlación condicional dinámica (EGARCH-DCC) y el modelo GJR (Glosten, Jagannathan y Runkle, 1993) con correlación condicional dinámica (GJR GARCH-DCC).

De los resultados obtenidos se destaca que bajo el modelo EGARCH-CCC no hay evidencia de la existencia de spillovers de volatilidad para el corto plazo. De otro lado, si se considera el escenario de correlación dinámica la evidencia de spillovers de volatilidad existe, a través de las especificaciones multivariadas EGARCH y GJR se puede afirmar que dichos spillovers existen de diferencial de tasas de interés a tasa de cambio, son persistentes en el tiempo, aunque la evidencia de las asimetrías de los choques se contradice según la metodología utilizada.

De esta forma, el documento está compuesto por cuatro secciones adicionales a esta introducción. En la primera se presentará el estado del arte sobre la relación existente entre las tasas de interés y la tasa de cambio, tanto en niveles como en su segundo momento. En la segunda sección se describirá la metodología a través de la cual se evalúa la existencia de spillovers de volatilidad, en la tercera se presentarán los resultados de las estimaciones y por último se presentarán las conclusiones.

Antecedentes

Paridad cubierta y no cubierta de intereses

La determinación de la tasa de cambio tradicionalmente se ha relacionado con la paridad de intereses cubierta y no cubierta de intereses, concepto que surgió en trabajos como Stein (1962) y Stoll (1966). La idea básica de estas relaciones es que cuando se decide hacer una inversión en activos denominados en moneda extranjera el rendimiento futuro del mismo está determinado por la tasa de interés que ofrece el activo pero además de la tasa de cambio a la que voy a convertir a la moneda nacional los rendimientos de la inversión al vencimiento de la misma.

Aunque los primeros autores que trabajaron en el tema no distinguieron entre la denominación de paridad cubierta y no cubierta de intereses Stein (1962) distingue dos tipos de decisión respecto a la incertidumbre que se afronta sobre la tasa de cambio vigente en el momento de convertir los rendimientos de la inversión a la moneda nacional.

De esta forma, el autor plantea que los individuos pueden eliminar el riesgo tasa de cambio mediante la compra de un contrato que le asegure el precio de la divisa en el horizonte necesario (*forward*). En este caso la tasa de interés ofrecida por un activo del mercado nacional debería igualar la rentabilidad de un activo de igual plazo en el exterior más la tasas de cambio pactada en el contrato *forward*. De lo anterior se deriva la paridad cubierta de intereses, que se expresa de la siguiente forma:

$$i = i^* + F \quad (1)$$

Donde F es la prima sobre el contrato forward de la tasa de cambio.

Por otro lado, aquellos individuos que no compran el forward sobre la tasa de cambio asumen el riesgo de que al final de su inversión la tasa de cambio tome cualquier valor. Lo que no necesariamente implica que solo este individuo tenga pérdidas ya que quien cubre su posición puede tener una pérdida en términos de costo de oportunidad en caso de que la tasa de cambio *spot* en el momento de la conversión de sus rendimientos a la moneda nacional fuera mayor a la pactada en el futuro.

De esta clase de exposición surge la paridad no cubierta de intereses, que establece que la tasa de interés del activo nacional es igual a la tasa externa más la devaluación esperada en el período de la inversión:

$$i = i^* + F \quad (2)$$

Donde $F = \left(\frac{\dot{E}}{E} \right)^e$, es decir, la prima forward será igual a la tasa esperada de

devaluación de la moneda extranjera.

Ahora bien, las relaciones descritas anteriormente descansaban en dos supuestos bastante rígidos, el primero de ellos era la movilidad perfecta de capitales, es decir que el arbitraje se podía dar libremente mediante la inversión en activos de cualquier país y el segundo es que las preferencias de los agentes están caracterizadas por la neutralidad hacia el riesgo.

Aunque el supuesto de la movilidad perfecta de capitales fue aceptado con el tiempo por las características que hoy subyacen a los mercados de capitales, el supuesto de neutralidad al riesgo fue considerado más tarde en trabajos como el de Aliber (1973). Según el autor los inversionistas incurren en dos tipos de riesgo cuando realizan una inversión en moneda extranjera, la primera clase de riesgo es el riesgo político que está relacionado con controles al movimiento de capitales o a las tasas impositivas que rigen en el país en el que se realiza la inversión y que en la actualidad es uno de los factores al riesgo país y la segunda clase es el riesgo tasa de cambio, que puede ser mitigado a través de la compra de *forwards* sobre la misma.

De acuerdo con el autor, los inversionistas racionales esperan que el mercado les pague una prima de riesgo por esta incertidumbre “política” que se espera exista dada la diferencia en la jurisdicción de la emisión del activo. De esta forma, las ecuaciones (1) y (2) se modifican para incorporar la prima de riesgo político así:

$$i_t = i_t^* + F_t + \rho_t \quad (3)$$

$$i_t = i_t^* + \left(\frac{\dot{E}}{E} \right)_t^e + \rho_t \quad (4)$$

Considerando que los individuos tampoco son neutrales al riesgo respecto a la incertidumbre en el mercado cambiario, la ecuación modificada de la paridad no cubierta considera la prima exigida por el inversionista en este caso.

Si bien puede afirmarse que tanto la paridad cubierta como no cubierta de intereses se convirtieron en la piedra angular del estudio de la relación entre tasa de cambio y tasa de interés, existe una vasta literatura teórica que incorpora a esta relación elementos que en algunos casos reafirman su validez y en otros parecen causar su pérdida total de vigencia.

Así por ejemplo se pueden encontrar trabajos como Branson (1969) en el que se reconoce que el mercado cambiario debe proveer al inversionista con un diferencial de tasas de interés suficiente para que el arbitraje de monedas fuera atractivo teniendo en cuenta el reconocimiento de la existencia de costos de transacción para estas operaciones; Prachowny (1970) establece dos causas por las que la de la prima forward sobre la tasa de cambio parecía en su momento no cumplir la paridad de intereses, a saber que en la época no se hubiese alcanzado el equilibrio o que la relación no estuviera correctamente especificada como un equilibrio, por lo que propuso una versión modificada de la relación en la que se incorporaban tasas de interés de préstamo y de inversión diferentes, y consideraciones sobre la elasticidad de la oferta de fondos de arbitraje que parecían darle sentido al cumplimiento de la paridad en el largo plazo,

Pippenger (1972) por su lado plantea que situando la teoría de arbitraje de tasas de interés en un marco fisheriano los elementos determinantes en los diferenciales de tasas de interés y de la prima forward sobre la tasa de cambio es la diferencia de las expectativas de inflación, por lo que la paridad de intereses podría cumplirse sin necesidad de observar arbitraje; Frenkel (1973) plantea que el hecho de que la paridad de intereses no se cumpla con igualdad no implica que el mercado no esté en equilibrio, puesto que hay una banda (determinada por los costos de transacción) que implica que el arbitraje entre activos denominados en diferentes monedas no sea rentable.

Frenkel y Levich (1975, 1977, 1979), quienes plantearon un modelo en el que incluían costos de transacción a la teoría de arbitraje entre monedas y concluyeron que teniendo estos costos en cuenta las desviaciones empíricas respecto a la paridad se disminuían notablemente; Froot y Thaler (1990) establecen que el sesgo que se presenta en la depreciación esperada de las monedas respecto a la tasa forward no se debe a las primas de riesgo estimadas en la literatura sino a los errores esperados, que a su vez pueden ser explicados por una ineficiencia del mercado; Frachot (1996) plantea una versión de la paridad no cubierta de intereses en la que la tasa de cambio spot del futuro es igual a la tasa

forward multiplicada por una prima que puede garantizar el cumplimiento de la versión tradicional de la paridad no cubierta de intereses en el caso de que las varianzas de los mercados sean constantes, entre muchos otros.

De la misma forma, hay un sin número de artículos que han intentado evaluar el cumplimiento de estas dos relaciones empíricamente teniendo en cuenta datos para economías industrializadas, para mercados emergentes, distintos regímenes de tasa de cambio y en períodos de calma y turbulencia en los mercados financieros y por supuesto usando diversas metodologías. Dentro de estos trabajos es posible encontrar a Auten (1963), quien tratando de explicar el diferencial de tasas entre Estados Unidos y el Reino Unido durante 1960 establece que el cumplimiento de la paridad de intereses depende de la cantidad de fondos disponibles para arbitrar en el mercado y de la respuesta que se da en los mercados a los diferenciales de tasas de interés; Ito (1988) quien a través de un modelo VAR plantea que los controles de capitales existentes en Japón en la década de los setenta generan el incumplimiento de la paridad en el período 1973 - 1977, mientras que en el período 1981 - 1985 catalogado como de libre movilidad, la paridad no cubierta de intereses entre el yen y el dólar y para la tasa de cambio Euro dólar utilizando como variable dependiente la tasa de cambio spot esperada se cumple, Ito y Quah (1989) prueban el cumplimiento de la paridad no cubierta para la tasa de cambio yen dólar desde 1975 bajo el supuesto de expectativas racionales usando matrices restringidas de densidad espectral.

Edison y Pauls (1991) plantean que en el período 1974 y 1990 para la tasa de cambio del dólar respecto de las 10 monedas más relevantes de su comercio no se presenta evidencia que apoye el cumplimiento de las paridades teniendo en cuenta que las variables en términos reales o nominales no tienen evidencia de cointegración y que la conclusión es robusta a sub períodos de análisis y medidas de expectativas de inflación, Boulos y Swanson (1994) evaluaron el cumplimiento de la paridad cubierta de intereses en el período de la guerra del golfo para la tasa de cambio libra esterlina/dólar encontrando que en períodos de turbulencia se pueden encontrar oportunidades de arbitraje en el mercado por lo que la paridad no se cumple bajo estas condiciones.

McCallum (1998) plantea en primer lugar que la posible capacidad de pronóstico de la tasa forward sobre la tasa de cambio spot futura no necesariamente es evidencia del cumplimiento de la paridad descubierta, por lo que plantea pruebas alternativas para medir

el sesgo de pronóstico y concluye que efectivamente puede analizarse con diferentes pruebas de hipótesis y que a través de ellas se puede hablar del cumplimiento de la paridad no cubierta de intereses, Flood y Taylor (1998), usaron un panel de datos de veinte países desarrollados para evaluar la capacidad de variables macroeconómicas como la inflación y los diferenciales de tasas de interés para pronosticar la tasa de cambio, concluyendo que en el corto plazo los fundamentales no son suficientes para explicar la volatilidad de tasa de cambio en el corto plazo y destacaron la importancia de explicar estas variaciones a través de un modelo microeconómico.

Meredith y Chinn (1998) usaron series de largo plazo para probar la paridad no cubierta de intereses encontrando que en este caso se daban menos desviaciones del equilibrio y es uno de los primeros trabajos que planteo un modelo que explica el incumplimiento de la paridad en el corto plazo; Flood y Rose (2001) usan datos para países desarrollados y en desarrollo y a través de regresiones lineales de las variaciones de la tasa de cambio respecto a los diferenciales de tasas de interés concluyen que la evidencia apoya el cumplimiento de la paridad en la década de los noventa respecto a otros períodos, que no se presentan diferencias en los resultados entre los países desarrollados y en desarrollo y que la paridad funciona mejor en los países en crisis comparándolos con los regímenes de tasa de cambio fija o flexible; Brüggeman y Lütkepohl (2005) evaluaron la paridad no cubierta entre el dólar y el euro tanto en el corto como en el largo plazo probando la estacionariedad de la serie del diferencial de tasas de interés y de esta forma evidenciando el cumplimiento de la paridad.

En relación a la revisión de las paridades en países emergentes la literatura no es tan extensa pero se encuentran trabajos como el de Sánchez (2005) en el que se incorpora el efecto *pass trough* en el cambio de los precios y distingue entre depreciaciones expansionistas y contraccionistas, concluyendo que cuando se aplica un shock adverso sobre la prima de riesgo, la correlación entre la tasa de cambio y la tasa de interés es negativa en los casos de depreciaciones expansionistas y positivas en el caso contrario. Según el autor las tasas de interés se incrementan para prevenir el efecto contraccionista de la depreciación.

Por otro lado, es necesario reconocer que fenómenos como los cambios de régimen de tasa de cambio y la adopción de la tasa de interés como instrumento de política

monetaria han traído consigo el cuestionamiento del cumplimiento de las paridades de intereses. Así por ejemplo, Basurto y Ghosh (2000) estudiaron la relación entre tasas de interés y tasas de cambio utilizando un modelo para la determinación de ésta última variable en tres países del este asiático en el período 1990-1998, encontrando que en términos reales la política monetaria restrictiva si está acompañada de una apreciación de las monedas en estudio.

En la misma línea Bautista (2005) examinó la correlación entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés para seis países del este asiático en el período 1986-2004 con el fin de comparar regímenes de tasa de cambio, utilizando como metodología un modelo GARCH multivariado y encontrando que en el período en que las tasas de cambio estuvieron fijas respecto al dólar la correlación entre las dos variables fue positiva mientras que en el período post crisis asiática en el que se liberó la determinación de la tasa de cambio la correlación es negativa.

Berument y Günay (2001), evaluaron la relación entre las tasas de interés y la varianza condicional de la tasa de cambio como indicador del riesgo de tasa de cambio para Turquía en el período 1986-2001, concluyendo que se da una correlación positiva entre estas dos variables. Por otro lado, Ibarra (2004) estudia la relación entre tasa de cambio y diferencial de tasas de interés en México en el período 1996-2001 (de tasa de cambio flotante) a través de un modelo de corrección de errores, encontrando evidencia de que el diferencial de tasas de interés está afectado positivamente por la depreciación del peso respecto al dólar.

Para el caso específico de Colombia solo se encuentran tres trabajos dedicados a evaluar la relación empírica entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés. Rowland (2003) examina el cumplimiento de la paridad no cubierta de intereses en el período 1994-2002, concluyendo que desde 1996 hasta el final del período de estudio existe evidencia del cumplimiento de la paridad aunque la evidencia es más robusta para el horizonte de 12 meses que el de 3 y 6 meses.

De otro lado, Echavarría, Vásquez y Villamizar (2008) evalúan el cumplimiento de las dos paridades (PC y PNC) para el período 2000-2007 usando los diferenciales de interés obtenidos por la curva cero cupón; los autores concluyen que las dos relaciones teóricas se cumplen en Colombia, teniendo en cuenta que en el caso de la paridad no cubierta es

necesario abandonar el supuesto de expectativas racionales, tomando en su remplazo, la encuesta sobre expectativas de devaluación realizada por el Banco de la República. Por último, Rojas (2008) prueba el cumplimiento de la paridad descubierta de intereses y la hipótesis de expectativas racionales respecto a la tasa de cambio peso/dólar para el período 2000-2005 y encuentra que no hay evidencia de que en el corto plazo se cumplan estas condiciones simultáneamente, mientras que para horizontes más largos sí.

Relación de volatilidad entre tasa de cambio y tasa de interés

Rose (1996) evaluó el hecho de que el cambio de régimen de tasa de cambio de fijo o bandas cambiarias a fijo provocaría un incremento de la volatilidad en la misma y persistencia en esta volatilidad, utilizó información de 21 países industrializados en el período 1959-1993 y a través de la estimación de un modelo monetario demostró que la evidencia apoyaba el hecho de que además de que el cambio de régimen causa un incremento de la volatilidad en la tasa de cambio genera también un aumento de la volatilidad de las tasas de interés (de corto y largo plazo), de los precios de los activos y de los precios en general.

Flood y Rose (1999) plantean que los cambios de régimen de tasa cambio efectivamente incrementan la volatilidad de la tasa de cambio pero que este fenómeno no necesariamente está relacionado con un cambio en los fundamentales macroeconómicos a excepción de países en los que se tienen inflaciones altas. En relación a las tasas de interés, los autores mencionan que el manejo de la política de tasas de interés podría ser totalmente independiente de la política cambiaria por lo que en este caso la transmisión de volatilidades no sería directo ni obligatorio.

Jeann y Rose (1999) construyeron un modelo que explica la volatilidad de las tasas de cambio en regímenes flexibles sin acudir al cambio de los fundamentales. El modelo tiene en cuenta el comportamiento especulador de los inversionistas del mercado cambiario que produce ruido sobre el comportamiento de la tasa de cambio. Sin embargo, reconocen que el ruido que introducen los traders en el mercado cambiario depende de las primas de riesgo que surgen por los diferenciales de tasas de interés.

Reinhart y Reinhart (2001) por su parte reconocieron que la volatilidad de las tasas de cambio de los países en desarrollo es causada por las variaciones que sobre esta variable se observan en los países industrializados por lo que discuten la posibilidad de que los países del G3 se comprometieran a formular una política que estabilizara sus tasas de cambio y de esta forma disminuir los efectos negativos que sobre variables como el comercio y el crecimiento tienen altas volatilidades del precio relativo de las monedas de los países en desarrollo. Con el fin de desarrollar esta política de estabilización sería necesario que los países del G3 estuvieran dispuestos a asumir una mayor volatilidad en las tasas de interés.

Estimando un modelo EGARCH multivariado, So (2001) estudia la relación entre tasa de cambio y tasas de interés tanto en su primer como en su segundo momento concluyendo que, los cambios en las tasas de interés tienen efectos positivos en las variaciones de la tasa de cambio aunque no se encuentra la misma relación en la direccionalidad de la tasa de cambio hacia la tasa de interés. Respecto a las relaciones de volatilidad, el autor encuentra que analizando datos del valor relativo del dólar respecto a las 10 monedas más importantes para el comercio de Estados Unidos y tasas de interés de corto y largo plazo hay evidencia de que los mecanismos de transmisión de volatilidad se dan de forma bidireccional entre los dos mercados.

Lahiri y Vegh (2001), plantean un modelo teórico para explicar el fenómeno de “*fear to floating*” del que hablaron Calvo y Reinhart (2000), entre otros y que consiste en que la política de los países emergentes se centra en minimizar la volatilidad de la tasa de cambio, aún cuando lo anterior implique un deterioro de las reservas internacionales y variaciones en las tasas de interés.

Ichiue y Koyama (2007), usaron un modelo de switching para determinar como la volatilidad de la tasa de cambio se relaciona con el incumplimiento de la paridad no cubierta de intereses y concluyen que el cambio de régimen sobre la tasa de cambio influye en la interacción de esta variable con las tasas de interés. Por lo anterior, encuentran que a causa del carry trade las monedas de los países que tienen de interés bajas se devalúan en contradicción con la paridad no cubierta de intereses. Adicionalmente, concluyen que el cumplimiento de la paridad esta correlacionada con ambientes de baja volatilidad.

Metodología

Datos

El objetivo principal de este trabajo es el estudio de las relaciones compartidas de volatilidad entre la tasa de cambio tanto en el corto plazo como en el largo plazo por lo que será necesario utilizar tasas de interés para vencimientos cercanos y lejanos de los títulos de deuda pública de Estados Unidos y Colombia.

Dado que los plazos de vencimiento de los títulos emitidos por los dos estados son distintos, para Colombia se tomará las tasas de interés de tres meses y 15 años obtenidas a partir de la curva de rendimientos publicada por la Bolsa de Valores de Colombia a través de Infoval¹. Para Estados Unidos se tendrán en cuenta los yields de los treasuries en los mismos plazos y para la tasa de cambio, se tomará la tasa representativa del mercado (TRM) publicada por la Superintendencia Financiera de Colombia.

La frecuencia de los datos es diaria y el período de estudio será del 3 de enero de 2003 hasta el 31 de diciembre de 2009. La razón por la que se eligió este período de estudio es porque en primer lugar sólo desde el año 2001 se observó un verdadero cambio en la estructura de financiamiento del gobierno nacional central al tener por primera vez una participación mayor la deuda interna que la externa aunque los TES circularon en el mercado desde 1990.

Por otro lado, solo a través de la Resolución 1004 de diciembre de 2002, el ministerio de hacienda y crédito público se autorizó a la Bolsa de Valores de Colombia para utilizar la metodología de Nelson y Siegel y publicar la curva de rendimientos para CDT's, TES UVR y TES en pesos, por lo que solo se dispone de la información oficial de la curva cero cupón de los TES B en pesos desde el año 2003².

Modelo estadístico

Si bien para los inicios de la última década del siglo pasado existía una literatura bastante extensa para la determinación o modelación de la volatilidad, basada en gran parte

¹ Se reconoce la crítica de ajuste que la metodología de Nelson y Siegel tiene para el caso Colombiano en el corto plazo. No obstante con el fin de tener referencias comparables entre Estados Unidos y Colombia en términos de riesgo de los títulos tendremos en cuenta los resultados obtenidos a través de esta metodología.

² El diferencial de tasas será calculado como $i - i^* \approx \ln((1 + i)/(1 + i^*))$

en diferentes extensiones de los modelos ARCH (Engle, 1982), la tendencia reciente se ha visto influenciada por el hecho de que así como las relaciones entre mercados se transfieren por el primer momento también se transmiten a través de la volatilidad de los mismos.

Con el fin de reconocer lo anteriormente mencionado surgieron los modelos ARCH multivariados como una extensión análoga a los modelos VAR para modelar la varianza. Según este tipo de modelos la volatilidad entre dos mercados se puede transmitir de forma directa, es decir, mediante su varianza condicional o indirectamente, a través de la matriz de covarianzas condicionales.

Es importante destacar que existen al menos tres enfoques para el diseño de los modelos GARCH multivariados. El primero de ellos basado en la generalización directa de los modelos GARCH univariados y dentro de estas especificaciones se pueden encontrar los modelos VEC y BEKK. De otro lado, se encuentran los modelos construidos como combinaciones lineales de modelos GARCH univariados como los modelos de factores ortogonales y por último se encuentran los modelos que se construyen a partir de combinaciones no lineales de modelos univariados dentro de los cuales se distinguen los modelos cópula GARCH³.

En este trabajo se utilizaron tres tipos de modelos GARCH multivariados que se clasifican dentro de la primera clase de especificaciones descritas en el párrafo anterior, adicionalmente, los tres modelos permiten evaluar los aspectos fundamentales del mismo, a saber, la existencia de spillovers de volatilidad entre el diferencial de tasas de interés y la tasa de cambio, la asimetría de estos los choques exógenos sobre la varianza condicional y la persistencia de la volatilidad de ambos mercados.

En este punto vale la pena señalar que si bien un modelo más general como el BEKK asimétrico permitiría medir todos los aspectos fundamentales del presente estudio, el mismo tiene algunas características para un entendimiento general a la transmisión de volatilidad son indeseadas, a saber, la estimación de este tipo de modelos tiene una carga computacional mayor y la interpretación de los coeficientes no puede realizarse de manera directa⁴.

³ Ver, Bauwens ; Vk Rombouts ; Laurent. (2006). “*Multivariate GARCH models: a survey*”. Pags 1-5.

⁴ Kroner and Ng (1998) propusieron la extensión asimétrica del modelo de Baba, Engle, Kroner y Kraft . Sin embargo, la especificación mantuvo la dificultad en la interpretación de los parámetros encontrada por Engle and Sheppard (2001).

La primera especificación a utilizar es la metodología propuesta por So (2001) que plantea un modelo VAR-EGARCH multivariado que permite caracterizar la relación entre los dos mercados tanto en niveles como en sus volatilidades y extraer abstracciones acerca de la asimetría en la misma⁵.

De esta forma, la representación del modelo a estimar sobre los retornos de la tasa de cambio y las tasas de interés tanto de corto como de largo plazo es la siguiente:

$$\begin{pmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{1,0} \\ \beta_{2,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{1,1} & \beta_{1,2} \\ \beta_{2,1} & \beta_{2,2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} \ln(\sigma_{1,t}^2) \\ \ln(\sigma_{2,t}^2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{1,0} \\ \alpha_{2,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11,t-p} & \alpha_{12,t-p} \\ \alpha_{21,t-p} & \alpha_{22,t-p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_1(Z_{1,t-p}) \\ f_2(Z_{2,t-p}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11,t-q} & \gamma_{12,t-q} \\ \gamma_{21,t-q} & \gamma_{22,t-q} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln(\sigma_{1,t-q}^2) \\ \ln(\sigma_{2,t-q}^2) \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$\begin{pmatrix} f_1(Z_{1,t-1}) \\ f_2(Z_{2,t-1}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} |Z_{1,t-1}| \\ |Z_{2,t-1}| \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} E|Z_{1,t-1}| \\ E|Z_{2,t-1}| \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 & 0 \\ 0 & \delta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_{1,t-1} \\ Z_{2,t-1} \end{pmatrix} \quad (7)^6$$

La ecuación (5) describe la dinámica de las variaciones de la tasa de cambio y las tasas de interés de manera que si $\beta_{1,2}$ es estadísticamente significativo (teniendo en cuenta que 1= tasa de cambio y 2 = tasa de interés) traduciría que los movimientos de la tasa de interés influyen sobre las variaciones de la tasa de cambio.

De otro lado la ecuación (6) describe el comportamiento de las varianzas condicionales mediante la representación EGARCH multivariada en la se permite reconocer dos hechos centrales para este trabajo. El primero de ellos es que esta especificación permite determinar si existen spillovers de volatilidad entre los mercados estudiados si se cumple que $\alpha_{i,j} \neq 0$ siendo $i \neq j$ y por otro lado que los choques negativos tienen un mayor impacto sobre las varianzas condicionales de cada uno de los mercados.

En este caso los subíndices p y q representan el número de rezagos necesarios en la parte ARCH y GARCH, respectivamente, que son necesarios para explicar el comportamiento de las variables de interés por lo que un rezago adicional en cada uno de

⁵ Esta metodología fue planteada por Koutmos y Booth (1995) en “*Journal of International Money and Finance*”, Vol. 14, No. 6, pp. 747-762, 1995

⁶ $E(|Z_{i,t}|) = (2/\pi)^{1/2}$

los componentes mencionados anteriormente incrementan en cuatro unidades el número de parámetros a estimar.

Esta asimetría en los spillovers se especifica en la ecuación (7) en la que

$z_{j,t-1} = \frac{\varepsilon_{j,t-1}}{\sigma_{j,t-1}}$, es decir, los residuales estandarizados en $t-1$ y se puede determinar por el

comportamiento de las derivadas parciales de esta ecuación:

$$\frac{\partial f_j(z_{j,t})}{\partial z_{j,t}} = 1 + \delta_j \text{ para } z_j > 0 \quad (8) \quad \text{y} \quad \frac{\partial f_j(z_{j,t})}{\partial z_{j,t}} = -1 + \delta_j \text{ para } z_j < 0 \quad (9)$$

De esta forma, se puede afirmar que la asimetría existe si $\delta_j < 0$ y significativo estadísticamente, la importancia relativa de la asimetría se puede medir a través del radio $\frac{|-1 + \delta|}{(1 + \delta)}$ de manera tal que cuanto más negativo sea δ este radio será mayor lo que indica que el efecto de choques negativos sobre la volatilidad condicional tienen mayor relevancia que aquellos positivos.

Además de evaluar los efectos asimétricos de los spillovers de volatilidad, se pretende identificar la existencia de patrones de persistencia en las volatilidades. Cuando γ toma valores cercanos a 1, se puede afirmar que existe persistencia en el patrón de volatilidad, aunque es importante destacar que nunca puede ser igual a 1, ya que en este caso la varianza no condicional no existe.

Siguiendo a So (2001) y a Koutmos y Booth (1995), se asume la siguiente especificación para los residuales:

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \Big| \Psi_{t-1} \sim N(0, H), \text{ donde } H_t = D_t \rho D_t \quad (8)$$

$$D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{2,t}^2} \end{pmatrix} \text{ y } \rho = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{pmatrix}$$

Además se tiene el supuesto de que la correlación entre las varianzas condicionales de los dos mercados se mantiene constante por lo que la covarianza está dada por $\rho_{i,j}\sigma_i\sigma_j = \sigma_{i,j}$.

Con el fin de relajar el supuesto de correlación condicional constante y mantener de esta forma la concordancia con la realidad se propone hacer uso de la especificación DCC⁷ EGARCH, utilizada con otros propósitos por Asai y McAleer (2009), Savva, Osborn y Gill (2005) y Wei (2008). A la luz de esta especificación la matriz de covarianza toma la forma

$$\text{de } H_t = D_t \rho_t D_t, D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{1,t}^2} \end{pmatrix} \text{ y } \rho_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}.$$

En este caso Q_t explica el patrón autorregresivo de la correlación entre los dos mercados, específicamente como:

$$q_{ij,t} = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \omega_2 q_{ij,t-1} \quad (9)$$

Donde q_{ij} es el elemento ij de la matriz Q_t , $i=1$ y $j=2$ y los ε_i son los residuales de un modelo GARCH (1,1) estimado sobre cada una de las variables, ya que la estimación del modelo multivariado DCC se realiza en dos etapas⁸ y Q_t^* es una matriz diagonal cuyos elementos son la raíz cuadrada de los elementos de la diagonal de Q_t ⁹.

Ahora bien, en aras de establecer si los resultados obtenidos bajo la especificación EGARCH son robustos se utilizara la generalización al caso multivariado del modelo GJR¹⁰ Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993) a través de la especificación DCC, usada por Asai y McAleer (2009) y Bekiros y Georgoutsos (2006). Se considerará que el primer momento de las variables seguirá el mismo descrito en la ecuación (5) y la varianza tendrá la siguiente especificación:

⁷ Artículos como Chou *et al* (2005), (2009) comparan las metodologías DCC y CCC, estableciendo que en términos de pronóstico especialmente fuera de la muestra, el modelo DCC presenta mayor ajuste. Engle y Colacito (2006), concluye que la metodología DCC es mejor que la CCC para estimar la matriz de covarianzas de un portafolio de acciones y bonos de Estados Unidos.

⁸ Si bien se ha demostrado que la estimación en dos o varias etapas de este tipo de modelos implica una pérdida de eficiencia, los estimadores resultan ser consistentes y asintóticamente adoptan una distribución normal (Engle and Sheppard (2001)), además se logra disminuir la carga computacional.

⁹ De la anterior ecuación se tiene que la covarianza entre los dos mercados esta explicada por $\sigma_{i,j,t} =$

$\rho_{i,j,t} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$

¹⁰ Las propiedades asintóticas de este modelo se describen y prueban en Hoti, Chan y McAleer (2003)

$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} \sigma_{1,t}^2 \\ \sigma_{2,t}^2 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \alpha_{1,0} \\ \alpha_{2,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11,t-p} & \alpha_{12,t-p} \\ \alpha_{21,t-p} & \alpha_{22,t-p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-p}^2 \\ \varepsilon_{2,t-p}^2 \end{pmatrix} \\
&+ \begin{pmatrix} \delta_{1,1} & \delta_{1,2} \\ \delta_{2,1} & \delta_{2,2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 I_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 I_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11,t-q} & \gamma_{12,t-q} \\ \gamma_{21,t-q} & \gamma_{22,t-q} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{1,t-q}^2 \\ \sigma_{2,t-q}^2 \end{pmatrix}
\end{aligned}
\tag{10}$$

Como en los dos modelos anteriormente presentados la existencia de los spillovers de volatilidad se evaluara a través de la significancia estadística de los coeficientes $\alpha_{i,j}$ cuando $i \neq j$. En la ecuación (12) $I_{i,t-1}$ es una función indicadora que toma el valor de 1 cuando $\varepsilon_{i,t-1}$ sea negativo por lo que cuando el parámetro $\delta_{i,j} \neq 0$ cuando $i \neq j$ y especialmente según la especificación de este modelo cuando $\delta_{i,j} > 0$ será señal de la asimetría de los choques de un mercado hacia el otro, en este caso del diferencial de tasas de interés y la tasa de cambio entre Colombia y Estados Unidos. Al igual que en la ecuación (6) el parámetro γ_i determina la persistencia de la volatilidad para cada uno de los mercados y se mantendrá la especificación de los residuales descrita en la ecuación (8).

En consecuencia de las especificaciones descritas anteriormente, la función de verosimilitud a estimar está dada por:

$$L(\theta) = -\left(\frac{1}{2}\right)(NT) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \left(\ln |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \right) \tag{11}$$

Dado que la función de verosimilitud es no lineal en los parámetros a estimar, se debe utilizar un método numérico para llevar a cabo la estimación. De esta forma, será utilizado el método de cuasi máxima verosimilitud (QML) mediante el algoritmo BHHH propuesto en Berndt *et al.* (1974).

El método QML permite la estimación simultánea de las ecuaciones de media y varianza condicional mediante la búsqueda del vector de parámetros que maximiza el logaritmo de la función de verosimilitud presentada en la ecuación 11, bajo el supuesto de

que $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}$ siguen una distribución normal bivariada.

Una de las mayores ventajas de este método es que permite la estimación de parámetros consistentes partiendo de una función de verosimilitud que asume distribución normal aún cuando la distribución de las variables en estudio tenga características diferentes a dicha distribución como en este caso, si se cumplen las condiciones establecidas por Bollerslev y Wooldridge (1992), a saber,

$$E_{t-1}\left(\frac{\varepsilon_{j,t}}{\sigma_{j,t}}\right) = 0 \quad \text{y} \quad E_{t-1}\left(\frac{\varepsilon_{j,t}^2}{\sigma_{j,t}^2}\right) = 1 \quad (12)$$

Resultados

Aspectos Generales

A través de las estadísticas descriptivas de las series de retornos de los diferenciales de tasas de interés a tres meses (DIF3M), a quince años (DIF15Y) y de la tasa de cambio (TRM) es posible observar que los diferenciales de tasas tanto de corto como de largo plazo presentan una mayor volatilidad, medida en este caso como la desviación estándar, que la tasa de cambio. Respecto al coeficiente de asimetría se encuentra que el diferencial de tasas de interés a tres meses presenta asimetría significativa a la izquierda mientras que para la TRM la asimetría se da a la derecha. De otro lado, para las tres series se presenta un exceso de curtosis significativo coherente con los resultados del estadístico de Jarque Bera, según el cual, ninguna de las series tiene una distribución normal.

De otro lado y como se mencionó en la sección de metodología serán utilizadas tres especificaciones de modelos VAR-GARCH multivariados por lo que en la **Tabla 1** también se presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria de Phillips Perron para cada una de las series¹¹; Según estos resultados existe evidencia suficiente para afirmar que ninguna de las series en estudio tiene raíz unitaria por lo que se acepta el uso de la especificación VAR por encima de los modelos VECH.

¹¹ Es necesario aclarar que se presenta la prueba de raíz unitaria de Phillips Perron ya que esta versión es robusta a la heterocedasticidad de las series en estudio. Además vale la pena aclarar que para esta prueba no se incluyeron intercepto ni tendencia dadas las características de las series.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas¹²

Estadística	DIF3M	DIF15Y	TRM
Media	-0,000041	-0,00057	-0,000267
Desviación Estándar	0,085285	0,028396	0,007561
Máximo	0,531183019	0,153868283	0,048046559
Mínimo	-0,687542724	-0,178307101	-0,05621935
Asimetría	-0,82395*	0,066204	0,169266*
Curtosis	12,904053*	3,704002*	7,95054*
Jarque-Bera	12854,441273*	1043,451825*	4810,113468*
Test ARCH(30)	61,95914*	12,92364*	33,14105*
Phillips Perron	-40,693*	-39,44908*	-33,26738*

De la misma forma, con el fin de verificar si el uso de modelos GARCH es apropiado para este estudio se presentan los resultados de la prueba de Engle (test ARCH), de los que se puede concluir que las tres series presentan dentro de treinta períodos evidencia suficiente de efecto ARCH.

Tabla 2. Matriz de correlaciones

	DIF3M	DIF15Y	TRM
DIF3M	1		
DIF15Y	-0,049955	1	
TRM	-0,022221	0,342859	1

En la **tabla 2** se presentan los coeficientes de correlación de las variables en estudio de los que se destaca que la correlación entre la serie de retornos de la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés corto plazo es bajo y negativo mientras entre el diferencial de tasas de interés a quince años y la tasa representativa del mercado es positivo y relativamente alto, lo que apoya a grandes rasgos que en niveles los mercados de tasas de interés y de tasa de cambio comparten una cantidad mayor de información que en el corto plazo.

¹² En la tabla el signo (*) señala la significancia estadística al 1%, (**), significancia al 5% y (***) al 10%.

Resultados corto plazo

Los resultados de la aplicación de las metodologías descritas en la sección anterior en el intento de caracterizar los mecanismos de transmisión de volatilidad entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés a corto plazo entre Colombia y Estados Unidos son significativamente distintos, especialmente para el modelo EGARCH-CCC, por lo que en primer lugar se comentaran los resultados de esta metodología y luego se presentaran y comentarán los de los modelos restantes.

La característica más importante de los resultados obtenidos a partir del modelo EGARCH con correlación constante es que no se logra una descripción de la dinámica de la transmisión de información entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés a 3 meses; lo anterior se demuestra con los resultados de las pruebas de diagnóstico presentadas en la **Tabla 3 del Anexo 1** en las que se evidencia que en los residuos estandarizados del modelo tienen patrones de correlación y de efecto ARCH. Aunque fueron incluidos diferentes rezagos tanto en la parte ARCH y GARCH, estos no fueron estadísticamente significativos por lo que la especificación no logra modelar la estructura de transmisión de información a través del segundo momento de estos dos mercados. Por lo anterior, los resultados de este modelo no son presentados en el documento.

Modelos EGARCH-DCC y GJR GARCH-DCC

Los resultados de las estimaciones obtenidas a través de las especificaciones VAR(1)-EGARCH(3,5)-DCC y VAR(1)-GJR GARCH(3,5)-DCC para la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés a tres meses entre Colombia y Estados Unidos se presentan en la **Tabla 2 del Anexo 1**.

El primer rasgo a destacar es que teniendo en cuenta que la matriz de covarianzas cambia en el tiempo con la estructura de la ecuación (9), cuyos resultados se muestran en la **Tabla 1 del Anexo 1**, bajo los dos modelos se encuentra evidencia de spillovers de volatilidad entre los dos mercados, de esta forma, cuando se examina el primer rezago de la parte ARCH se encuentra que un incremento en la volatilidad futura de la tasa de cambio reduce la del diferencial de tasas de interés de corto plazo. El mismo efecto se evidencia

sobre la volatilidad de la tasa de cambio cuando la volatilidad rezagada en el diferencial de tasas se incrementa bajo el modelo EGARCH.

Considerando dos rezagos, bajo el modelo GJR GARCH un incremento en la volatilidad del diferencial de tasas de interés tendría una influencia positiva importante sobre la varianza de la tasa de cambio, lo que contradice el modelo EGARCH. Sin embargo, a la luz de los dos modelos se encuentra evidencia de que una mayor varianza en la tasa de cambio tendría efectos positivos de la volatilidad del diferencial de tasas de interés. Incluir un tercer rezago permite inferir que los efectos cruzados entre los mercados con respecto a spillovers de volatilidad se refiere bajo el modelo GJR son positivos mientras que a través de la metodología EGARCH son negativos.

Como alternativa para evaluar la transmisión de información del segundo momento entre estas dos variables se consideraron los efectos cruzados de cinco rezagos de la parte GARCH (h) que evalúan la persistencia de la volatilidad, de los cuales se tiene evidencia para los dos modelos que un incremento en la varianza del diferencial de tasas a tres meses aumenta la volatilidad futura (en cinco períodos) de la tasa de cambio. De la misma forma el primer rezago de la volatilidad de la tasa de cambio influye positivamente sobre la varianza del diferencial de tasas de interés a tres meses un período después y aunque de los rezagos 2 a 4 los resultados entre las metodologías se contradicen, vuelven a ser significativos y de signo negativo en el quinto rezago.

Ahora bien, en términos de la diferencia de los efectos que las noticias negativas tuvieran sobre la volatilidad respecto a los choques positivos, bajo la metodología GJR no se encuentra evidencia de esta asimetría ya que los coeficientes relacionados con este aspecto no son significativos estadísticamente, De otro lado, bajo la metodología EGARCH, los coeficientes son significativos pero tienen el signo contrario al esperado (negativo), lo que implicaría que noticias negativas en cada mercado disminuirían la varianza del mismo.

Resultados largo plazo

Mediante los modelos VAR(1)-EGARCH(1,1)-CCC, VAR(1)-EGARCH(1,1)-DCC y VAR(1)-GJRGARCH(1,1)-DCC, se encontró en la muestra utilizada evidencia estadística

suficiente para apoyar la existencia de transferencia de información entre la tasa de cambio y el diferencial de tasas de interés a 15 años de los títulos de deuda pública de Estados Unidos y Colombia tanto en niveles como en lo concerniente a sus volatilidades, como se muestra en la **Tabla 1 del Anexo 2**.

Si bien vale la pena destacar la consistencia de la identificación de los modelos para la descripción del mecanismo de transmisión de información entre los dos mercados, también es importante aspectos específicos relevantes para la comparación de los modelos propuestos. En primer lugar, los resultados obtenidos bajo el modelo EGARCH-CCC no muestran evidencia de transmisión de información de las dos variables en niveles y en términos de volatilidad solo apoyan el hecho de que al incrementarse la volatilidad sobre el diferencial de tasas de interés a largo plazo, se da una disminución en la volatilidad de la tasa de cambio, hecho que se apoya en los resultados de los modelos EGARCH-DCC y GJR GARCH -DCC.

De otro lado, bajo los dos últimos modelos mencionados se tiene evidencia de transferencia de información entre estos mercados en su primer momento y de que forma análoga, cuando se presenta un incremento en la volatilidad en el mercado cambiario se reduce la volatilidad en el diferencial de tasas de interés de 15 años.

En referencia a la persistencia de la volatilidad y sus efectos cruzados, es necesario señalar que los tres modelos reconocen su relevancia estadística, aunque discrepan en el signo de la relación, de esta forma los resultados sugieren que en todos los casos un incremento en la volatilidad rezagada un período del diferencial de tasas de largo plazo influye positivamente sobre la volatilidad futura. Este resultado se replica para la tasa de cambio, con excepción del coeficiente obtenido mediante la metodología GJR GARCH-DCC ya que en este caso el coeficiente es negativo por lo que un incremento en la volatilidad rezagada causaría una reducción en la futura.

A la luz de los dos modelos EGARCH (CCC y DCC) un incremento de la volatilidad rezagada de la tasa de cambio tiene influencia positiva sobre la volatilidad futura del diferencial de tasas de interés a 15 años, efecto que contradice el resultado del modelo GJR. De otro lado, según los modelos EGARCH-DCC y GJR GARCH-DCC un incremento de la volatilidad rezagada del diferencial de tasas de interés tiene influencia negativa sobre la volatilidad futura de la volatilidad de la tasa de cambio.

En términos de los efectos que sobre las volatilidades de los mercados tendría un choque exógeno es posible afirmar que para los modelos EGARCH (CCC y DCC) los resultados son los esperados, dado que los δ_j resultan negativos, de manera que las noticias negativas en el mercado tienen un efecto de incremento de la volatilidad del mismo contrario a lo que se tiene con noticias positivas, aunque es necesario destacar que solo para la especificación DCC los coeficientes son significativos.

Respecto a los coeficientes que miden la asimetría de los choques sobre las volatilidades en el modelo GJR, aunque significativos, se destaca que no tienen los signos esperados, sólo el coeficiente que mide el efecto de las noticias negativas en la volatilidad del diferencial de tasas de interés a 15 años sobre la volatilidad de tasas de cambio es positivo, lo que refleja el hecho de que choques negativos en el primer mercado tendrían un efecto positivo sobre la volatilidad futura del segundo.

Conclusiones

La literatura dedicada a explicar la determinación de la tasa de cambio a partir de su relación con el diferencial de tasas de interés de los países entre los cuales se intenta determinar es bastante extensa tanto teórica como empíricamente. Sin embargo, los mecanismos de transmisión de volatilidades entre estos mercados han sido poco explorados.

Este trabajo presenta tres metodologías, a saber el modelo EGARCH con correlación condicional constante (EGARCH-CCC), el modelo EGARCH con correlación condicional dinámica (EGARCH-DCC) y el modelo GJR con correlación condicional dinámica (GJR GARCH-DCC) para caracterizar estos mecanismos tanto para el corto como para el largo plazo, obteniendo los siguientes resultados.

Teniendo en cuenta la relación de corto plazo, es decir, del diferencial de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos a tres meses y la TRM se encontró que asumir que la correlación entre los mercados es constante es poco plausible a la realidad y que removiendo este supuesto el modelo GJR GARCH-DCC presenta un mayor ajuste en términos de las pruebas de diagnóstico para describir la relación entre los dos mercados.

A la luz de esta especificación se encuentra evidencia de la existencia de spillovers de volatilidad, particularmente para el primer rezago de la parte ARCH se encuentra que un incremento en la volatilidad de la tasa de cambio reduce la del diferencial de tasas de interés de corto plazo en el futuro. Considerando dos rezagos, un incremento en la volatilidad del diferencial de tasas de interés tendría una influencia positiva importante sobre la varianza de la tasa de cambio. De la misma forma, se encuentra evidencia de que una mayor varianza en la tasa de cambio tendría efectos positivos de la volatilidad del diferencial de tasas de interés e incluir un tercer rezago permite inferir que los efectos cruzados entre los mercados con respecto a spillovers de volatilidad son positivos.

Como alternativa para evaluar la transmisión de información del segundo momento entre estas dos variables se consideraron los efectos cruzados de cinco rezagos de la parte GARCH (h) que evalúan la persistencia de la volatilidad, de los cuales se tiene evidencia de que un incremento en la varianza del diferencial de tasas a tres meses aumenta la volatilidad futura (en cinco períodos) de la tasa de cambio. De la misma forma el primer rezago de la volatilidad de la tasa de cambio influye positivamente sobre la varianza del diferencial de tasas de interés a tres meses un período después.

En términos de la diferencia de los efectos que las noticias negativas tuvieran sobre la volatilidad respecto a los choques positivos, bajo la metodología GJR no se encuentra evidencia de esta asimetría.

Respecto a los resultados obtenidos para la relación de largo plazo, es decir, del diferencial de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos a quince años y la TRM vale la pena destacar en primer lugar que a diferencia de la caracterización de la relación de corto plazo, fue necesaria solo una especificación análoga para los tres modelos planteados para obtener resultados comparables. Los resultados obtenidos a través de la aplicación de las tres metodologías apoyan el hecho de que al incrementarse la volatilidad sobre el diferencial de tasas de interés a largo plazo, se da una disminución en la volatilidad de la tasa de cambio.

De otro lado, bajo los modelos EGARCH-DCC y GJR-DCC se encontró que cuando se presenta un incremento en la volatilidad en el mercado cambiario se reduce la volatilidad en el diferencial de tasas de interés de 15 años. En referencia a la persistencia de la volatilidad y sus efectos cruzados, los resultados sugieren que en todos los casos un

incremento en la volatilidad rezagada un período del diferencial de tasas de largo plazo influye positivamente sobre la volatilidad futura. Este resultado se replica para la tasa de cambio, con excepción del coeficiente obtenido mediante la metodología GJR GARCH DCC ya que en este caso el coeficiente es negativo por lo que un incremento en la volatilidad rezagada causaría una reducción en la futura.

En términos de los efectos que sobre las volatilidades de los mercados tendría un choque exógeno es posible afirmar que para el modelo EGARCH- DCC los resultados son los esperados, dado que los δ_j resultan negativos, de manera que las noticias negativas en el mercado tienen un efecto de incremento de la volatilidad del mismo contrario a lo que se tiene con noticias positivas. Para el modelo GJR-DCC se encontró que solo para el caso del efecto de las noticias negativas en la volatilidad del diferencial de tasas de interés a 15 años sobre la volatilidad de tasas de cambio se puede reconocer una asimetría.

Los resultados presentados anteriormente permiten inferir que hay una relación clara entre la varianza de los retornos de la Tasa Representativa del Mercado y la del diferencial de tasas de interés de Colombia y Estados Unidos tanto en el corto como en el largo plazo, teniendo en cuenta los efectos positivos del incremento de la volatilidad del diferencial de tasas de interés sobre la varianza de la tasa de cambio Peso/Dólar por lo que sería posible afirmar que las paridades de intereses encuentran apoyo en el comportamiento del segundo momento de las variables involucradas y que las estrategias de derivados de cubrimiento respecto a la tasa de cambio no deberían incluir sólo pronósticos de esta variable sino de la volatilidad de los diferenciales de tasas de interés.

No obstante, es necesario señalar que este trabajo tiene un amplio espacio de desarrollo ya que si bien se logró demostrar la relación de volatilidad existente entre los dos mercados es necesario para extensiones como estrategias de cubrimiento de derivados cambiarios que se avance en una metodología que permita interpretar de una manera clara las magnitudes de dicha relación.

Bibliografía

Aliber, R. “*The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation*”. The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 6 (Nov. - Dec., 1973), pp. 1451-1459.

Arango, L; Velandia, D. “*Cambios de las tasas de política, paridad cubierta de intereses y estructura a plazo*”. Borradores de Economía. No 503. 2008.

Asai, M; McAleer, M. “*Dynamic Conditional Correlations for Asymmetric Processes*”. Faculty of Economics, University of Tokyo series CIRJE F-657

Auten, J. “*Forward Exchange Rates and Interest-Rate Differentials*”. The Journal of Finance, Vol. 18, No. 1 (Mar., 1963), pp. 11-19.

Baba, Y; Engle, R; Kraft, D; Kroner, K. 1989. “*Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*” .Mimeo, University of California at San Diego.

Basurto, G; Ghosh, A. “*The interest exchange rate nexus in the asian crises countries*”. IMF working paper No 19. 2000.

Bautista, C. “*The exchange rate-interest differential relationship in six East Asian countries*”.

Bekiros, S; Georgoutsos, D. 2006. “*Estimating the correlation of international equity markets with multivariate extreme and garch*”. Universiteit van Amsterdam, Center for Nonlinear Dynamics in Economics and Finance in its series CENDEF Working Papers with number 06-17.

Belke, A; Geisslreither, K; Gros, D. “*On the relationship between exchange rates and interest rates:evidence from the southern cone*”. Cuadernos de Economía, Vol. 41 (Abril), pp. 35-64, 2004

Berndt, E; Hail, H; Hall, R; Hausman, J. “*Estimation and inference in nonlinear structural models*”. Annals of Economic and Social Measurement, 1974, 4: 653-666.

Berument, H; Günay, A. “*Exchange Rate Risk and Interest Rate: A Case Study for Turkey*”.

Bollerslev, T; Wooldridge, J. 1992. “*Quasi maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances*, Econometric Reviews. Vol 11, pp 143-172.

Boulos, N; Swanson, P. “*Interest rate parity in times of turbulence: the issue revisited*”. Journal Of Financial And Strategic Decisions Volume 7 Number 2 Summer 1994.

Branson, W. “*The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity*”. The Journal of Political Economy, Vol. 77, No. 6 (Nov. - Dec., 1969), pp. 1028-1035.

Brüggenman, R; Lütkepohl, H. “*Uncovered interest rate parity and the expectations hypothesis of the term structure: Empirical results for the U.S. and Europe*”. European University Institute working paper No 8. 2005.

Calvo, G; Reinhart; C. “*Fixing fo your life*”. NBER Working Papers 8006, National Bureau of Economic Research, Inc. 2000.

Chaboud, A; Wright, J. “*Uncovered interest parity: it works, but not for long*”. Journal of International Economics, Vol. 66 No 2 (July, 2005), pp. 349-362.

Chinn, M; Meredith, G. “*Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era*” NBER Working Papers 11077, National Bureau of Economic Research, Inc. 2009.

Chou, R; Wu, C; Liu, N. 2009. “*Forecasting time-varying covariance with a range-based dynamic conditional correlation model*”. Review of Quantitative Finance and Accounting, Springer, vol. 33(4), pages 327-345, November.

Diez, A; Sentana, E. “*Testing Uncovered Interest Parity: A Continuous-Time Approach*”. CEPR Discussion Paper No 6515 (2007)

Eaton, J; Turnovsky, S. “*Covered Interest Parity, Uncovered Interest Parity and Exchange Rate Dynamics*”. The Economic Journal, Vol. 93, No. 371 (Sep., 1983), pp. 555-575.

Echavarría, J; Vásquez, D; Villamizar, M. “*Expectativas, Tasa de Interés y Tasa de Cambio. Paridad Cubierta y no Cubierta en Colombia 2000-2007*”. Borradores de Economía. No 486. 2008.

Edison, H; Pauls, D. “*A re- assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990*”. International Finance Discussion Paper, No 408, August 1991.

Engle, R; Colacito, R. 2006. “*Testing and Valuing Dynamic Correlations for Asset Allocation*”. Journal of Business & Economic Statistics. Vol. 24, pp 238-253, April.

Engle, R; Sheppard, K. 2001. “*Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*”. NBER Working Papers 8554.

Flood, R; Taylor, M. “*Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?*” . In The Microstructure of Foreign Exchange Markets, University of Chicago Press, January 1996.

Flood, R; Rose, A. “*Uncovered Interest Parity in Crisis*”. IMF Staff Papers, vol. 49, No. 2. (2001).

Flood, R; Rose, A. “*Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomics*” 1999.

Frachot, A. “*A reexamination of the uncovered interest rate parity hypothesis*”. Journal of International Money and Finance, Vol. 15, No. 3, pp. 419-437, 1996.

Frenkel, J; Levich, R. “*Covered Interest Arbitrage: Unexploited profits?*”. The Journal of Political Economy, Vol. 83, No. 2 (April, 1975), pp. 325-338.

Frenkel, J. “*Elasticities and the Interest Parity Theory*”. The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3 (May - Jun., 1973), pp. 741-747.

Frenkel, J; Levich, R. “*Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods*”. The Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 6 (Dec., 1977), pp. 1209-1226.

Frenkel, J; Levich, R. “*Covered Interest Arbitrage and Unexploited Profits? Reply*”. The Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 2 (Apr., 1979), pp. 418-422.

Froot, K; Thaler, R. “*Anomalies: Foreign Exchange*”. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, No. 3. (Summer, 1990), pp. 179-192.

Glosten, R; Jagannathan, R; Runkle, D. (1993). “*On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*”. Journal of Finance, vol. 48(5), pp. 1779-1801.

Hoti, S; Chan, F; McAleer, M. (2003). “*Structure and Asymptotic Theory for Multivariate Asymmetric Volatility: Empirical Evidence for Country Risk Ratings*”. Faculty of Economics, University of Tokyo series CIRJE F-203

Ibarra, C. “*The interest exchange rate link in the Mexican float*”. Economía Mexicana, Vol XIII- No 001. pp 5-28.

Ichiue, H; Koyama, K. “*Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity*”. Bank of Japan Working Paper Series. 2007

Ito, T. “*Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity*”. The Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 2 (May, 1988), pp. 296-305.

Ito, T; Quah, D. “*Hypothesis Testing with Restricted Spectral Density Matrices, with an Application to Uncovered Interest Parity*”. International Economic Review, Vol. 30, No. 1 (Feb., 1989), pp. 203-215.

Koutmos, G; Booth, G. "Asymmetric volatility transmission in international stock markets". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 6, pp. 747-762, 1995.

Kroner, K; Ng, V. (1998) "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns". *Review of Financial Studies*, Vol. 11, No. 4, pp. 817-844.

Lahiri, A; Végh, C. "Living with fear of floating: an optimal policy perspective". NBER Working Papers 8391, National Bureau of Economic Research, Inc. 2001.

McCallum, B. "A reconsideration of the uncovered parity relationship". NBER Working Papers 4113, National Bureau of Economic Research, Inc. 1992.

Melander, O. "Uncovered Interest Parity in a Partially Dollarized Developing Country: Does UIP Hold in Bolivia? (And If Not, Why Not?)" Working Paper Series in Economics and Finance 716, Stockholm School of Economics, revised 30 Jul 2009.

Prachowny, M. "A Note on Interest Parity and the Supply of Arbitrage Funds". *The Journal of Political Economy*, Vol. 78, No. 3 (May - Jun., 1970), pp. 540-545.

Pippenger, J. "Spot Rates, Forward Rates, and Interest-Rate Differentials". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 4, No. 2 (May, 1972), pp. 375-383.

Reinhart, V; Reinhart, C. "What hurts most? $g-3$ exchange rate or interest rate volatility". NBER Working Papers 8535, National Bureau of Economic Research, Inc. 2001.

Rojas, J. "Estructura a plazo, hipótesis de expectativas y paridad descubierta de intereses en Colombia". Universidad del Rosario, Facultad de Economía, Documentos de trabajo. 46. 2008.

Rose, A. "After de deluge: Do fixed Exchange rates allow intertemporal volatility tradeoffs?". NBER Working Papers 5219, National Bureau of Economic Research, Inc. 1995.

Rowland, P. "Uncovered Interest Parity and the USD/COP Exchange Rate". Borradores de Economía. No 227. 2003.

Savva, C; Osborn, D; Gill, L. 2005. "Spillovers and Correlations between US and Major European Stock Markets: The Role of the Euro". Centre for Growth and Business Cycle Research, Economic Studies, University of Manchester Discussion Paper Series 064.

So, R. "Price and Volatility spillovers between interest rate and exchange value of the US dollar". *Global finance Journal* Vol 12 (2001), pp 95-107.

Stein, J. "The Nature and Efficiency of the Foreign Exchange Market", *Essays in International Finance* No 40, 1962.

Stoll, H. "The Determinants of Forward Foreign *Exchange Rates*" unpublished Ph.D. dissertation, University of Chicago, 1966.

Wei, C. 2008. "An *Empirical Analysis of the Effect of China Interest Rate to Industrial Production and Stock Markets Index by Using the DCC-MEGARCH Model*". International Research Journal of Finance and Economics, Issue 18.

Anexo 1

Tabla 1. Regresión correlación dinámica

	Corto Plazo	Largo Plazo
ω_1	0.0883*	0.0395*
	(0.0011)	(0.0008)
ω_2	-0.1423*	0.6577*
	(0.0087)	(0.0099)

En la tabla entre paréntesis se encuentra el error estándar del coeficiente. el signo (*) señala la significancia estadística al 1%, (**), significancia al 5% y (***) al 10%.

Tabla 2. Resultados metodologías VAR-EGARCH-DCC VAR- GJR GARCH-DCC para el diferencial de tasas de interés a tres meses y la tasa de cambio.

DIF3M y TRM(DIF3M=1 Y TRM=2)					
	EGARCH-DCC	GJR DCC		EGARCH-DCC	GJR DCC
β_{10}	0.3217*	0.0049	δ_{21}		-0.1006
	(0.0554)	(0.0195)			(1.6656)
β_{11}	-0.1269*	-0.0964*	δ_{22}	0.1057*	0.0188
	(0.0174)	(0.0051)		(0.0138)	(0.9978)
β_{12}	-0.0334	-0.2059*	$\gamma_{11,t-1}$	0.2636*	0.0136*
	(0.0712)	(0.0315)		(0.0027)	(0.0032)
β_{20}	-0.0193*	-0.1076*	$\gamma_{12,t-1}$	0.4812*	0.0646*
	(0.0025)	(0.0018)		(0.0027)	(0.0036)
β_{21}	0.0006*	0.0002	$\gamma_{21,t-1}$	0.4937*	0.0022*
	(0.0002)	(0.0002)		(0.0027)	(0.0001)
β_{22}	0.215*	0.2391*	$\gamma_{22,t-1}$	0.5473*	0.0021*
	(0.0047)	(0.0054)		(0.0026)	(0.0001)
$\alpha_{10,t-1}$	0.1552*	72.81*	$\gamma_{11,t-2}$	0.0908*	0.0195*
	(0.0189)	(7.4185)		(0.0032)	(0.0027)
$\alpha_{11,t-1}$	0.567*	72.8533*	$\gamma_{12,t-2}$	0.1204*	0.0345*
	(0.0317)	(0.8912)		(0.0032)	(0.0029)
$\alpha_{12,t-1}$	-0.0343	1.8784	$\gamma_{21,t-2}$	-0.339*	0.0013
	(0.0318)	(7.3743)		(0.0023)	(0.056)
$\alpha_{20,t-1}$	-0.0257*	0.7065*	$\gamma_{22,t-2}$	-0.4621*	-0.0013
	(0.0099)	(0.0015)		(0.0023)	(0.0678)
$\alpha_{21,t-1}$	-0.1426*	-0.0014*	$\gamma_{11,t-3}$	-0.2185*	-0.1802*
	(0.0127)	(0.0003)		(0.0078)	(0.0022)
$\alpha_{22,t-1}$	0.3493*	200.8224*	$\gamma_{12,t-3}$	0.0061	0.1508*
	(0.0042)	(1.6946)		(0.0078)	(0.0022)

$\alpha_{11,t-2}$	0.0019	-1.2072**	$\gamma_{21,t-3}$	0.165*	-0.0077*
	(0.0418)	(0.6296)		(0.0026)	(0.0001)
$\alpha_{12,t-2}$	-0.0855**	59.6035**	$\gamma_{22,t-3}$	0.3013*	0.0078*
	(0.0335)	(27.0886)		(0.0026)	(0.0001)
$\alpha_{21,t-2}$	0.0191*	0.0001*	$\gamma_{11,t-4}$	0.0942*	0.1058*
	(0.0046)	(0.001)		(0.0025)	(0.0028)
$\alpha_{22,t-2}$	0.0195*	23.7259*	$\gamma_{12,t-4}$	0.109*	0.1423*
	(0.0033)	(1.7711)		(0.0025)	(0.0028)
$\alpha_{11,t-3}$	-0.2635	-3.1409*	$\gamma_{21,t-4}$	0.2726*	-0.0031*
	(0.0425)	(0.4227)		(0.0021)	(0.0002)
$\alpha_{12,t-3}$	-0.0423**	39.9168**	$\gamma_{22,t-4}$	0.1504*	0.0031*
	(0.0215)	(16.1797)		(0.0023)	(0.0002)
$\alpha_{21,t-3}$	-0.1327*	0.002*	$\gamma_{11,t-5}$	0.0216**	0.0652*
	(0.0122)	(0.0002)		(0.0098)	(0.0026)
$\alpha_{22,t-3}$	0.2623*	49.3714*	$\gamma_{12,t-5}$	-0.0069	0.1100*
	(0.0056)	(0.1166)		(0.0098)	(0.0026)
δ_{11}	0.1745*	-1.6423	$\gamma_{21,t-5}$	-0.134*	-0.0031*
	(0.0389)	(2.6177)		(0.0021)	(0.0002)
δ_{12}		-1.6368	$\gamma_{22,t-5}$	-0.0751*	0.0034*
		(2.5716)		(0.0018)	(0.0002)

En la tabla entre paréntesis se encuentra el error estándar del coeficiente. el signo (*) señala la significancia estadística al 1%, (**), significancia al 5% y (***) al 10%.

Tabla 3. Pruebas de diagnóstico de los modelos para el diferencial de tasas de interés a tres meses y la tasa de cambio.

Tests de Diagnóstico multivariado modelos Corto Plazo			
Test	EGARH CCC	EGARH DCC	GJR DCC
Portmanteau Test (30)	204.6952	48.68746	44.39476
P value	0.0000	0.0297	0.0713
Portmanteau Test (60)	363.2924	142.561700	86.65807
P value	0.0000	0.0783	0.2861
LM test (5)	0.6273	2.127201	1.368353
P value	0.9600	0.7124	0.8497
LM test (10)	4.5674	3.359942	2.596392
P value	0.3346	0.4995	0.6275
ARCH test(10)	75.3712	20.88268	17.4634
P value	0.0006	0.1831	0.3923

En esta tabla 3, Portmanteau Test (30) y Portmanteau Test (60) representan los estadísticos de Ljung-Box sobre los residuales estandarizados al rezago 30 y 60, respectivamente. LM (5) y LM(10) representan los estadísticos de autocorrelación a 5 y 10 rezagos y ARCH test(10) es el resultado de la prueba de Portmanteau a 10 rezagos sobre el cuadrado los residuos estandarizados.

Anexo 2

Tabla 1. Resultados metodologías VAR-EGARCH-DCC,VAR-EGARCH-DCC, VAR-GJR GARCH-DCC para el diferencial de tasas de interés a quince años y la tasa de cambio.

DIF315YM y TRM(DIF15Y=1 Y TRM=2)							
	EGARH CCC	EGARH DCC	GJR DCC		EGARH CCC	EGARH DCC	GJR DCC
β_{10}	-0.0394 (0.0361)	-0.4353* (0.0166)	-8.8046* (0.0164)	α_{21}	0.0555 (0.0836)	-8.6595* (0.0095)	-2.8886* (0.001)
β_{11}	-0.1058 (0.0493)	-0.4198* (0.012)	0.0355** (0.0177)	α_{22}	0.5101* (0.1279)	-0.1172* (0.0115)	6.9006* (0.4517)
β_{12}	-0.0517 (0.1014)	0.5099* (0.028)	9.7229* (0.2253)	δ_{11}	-0.0581 (0.132)	-0.072* (0.0079)	-0.0389 (0.0407)
β_{20}	-0.0163 (0.0275)	-0.1882* (0.003)	-1.4975* (0.0027)	δ_{12}			0.1342* (0.0407)
β_{21}	0.0044 (0.0106)	-0.0182* (0.0007)	0.0629* (0.0021)	δ_{21}			-8.7679* (0.4526)
β_{22}	0.2223* (0.0767)	-0.2259* (0.0149)	1.4452* (0.0407)	δ_{22}	-0.144 (0.0984)	-0.3859* (0.0114)	-14.1129* (0.4529)
α_{10}	0.4162* (0.1196)	9.7179* (0.0063)	17390.4321* (8.4011)	γ_{11}	0.3716* (0.0368)	0.1884* (0.0011)	0.1466* (0.0002)
α_{11}	0.4789* (0.0798)	-2.2305* (0.0092)	-118.2202* (0.0521)	γ_{12}	0.3666* (0.0368)	-0.5104* (0.0011)	-0.1445* (0.0001)
α_{12}	-0.271** (0.1092)	-1.3864* (0.0121)	-611.2072* (51.3709)	γ_{21}	0.395* (0.022)	0.2238* (0.0031)	-0.1866* (0.0002)
α_{20}	-0.1642** (0.0847)	0.6418* (0.0069)	424.6116* (0.144)	γ_{22}	0.5198* (0.0229)	-0.4634* (0.0031)	0.1895* (0.0002)

En la tabla entre paréntesis se encuentra el error estándar del coeficiente, el signo (*) señala la significancia estadística al 1%, (**), significancia al 5% y (***) al 10%.

Tabla 2. Pruebas de diagnóstico de los modelos para el diferencial de tasas de interés a quince años y la tasa de cambio.

Tests de diagnóstico multivariado modelos Largo Plazo			
Test	EGARH CCC	EGARH DCC	GJR DCC
Portmanteau Test (30)	120.6325	103.5737	60.95232
P value	0.0453	0.1229	0.099300
Portmanteau Test (60)	217.8077	193.7508	148.723700
P value	0.0672	0.229	0.291000
LM test (5)	3.647878	2.101484	1.488386
P value	0.4558	0.7171	0.828700
LM test (10)	7.713634	7.364965	3.951106
P value	0.1026	0.1178	0.412700
ARCH test(10)	43.4921	46.01039	15.655860
P value	0.2369	0.389	0.477200

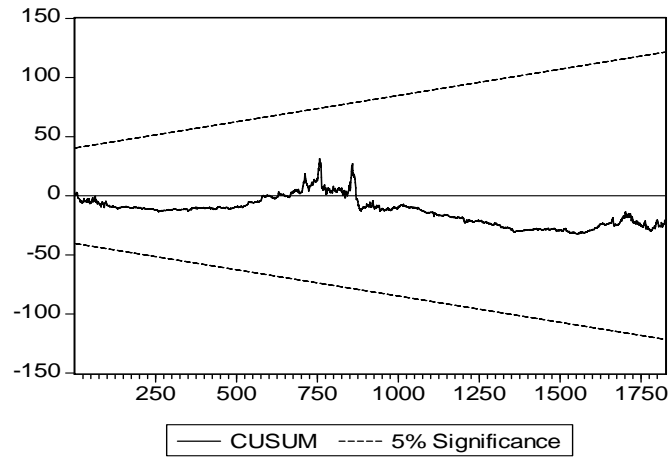
En esta tabla 2, Portmanteau Test (30) y Portmanteau Test (60) representan los estadísticos de Ljung-Box sobre los residuales estandarizados al rezago 30 y 60, respectivamente. LM (5) y LM(10) representan los estadísticos de autocorrelación a 5 y 10 rezagos y ARCH test(10) es el resultado de la prueba de Portmanteau a 10 rezagos sobre el cuadrado los residuos estandarizados.

Anexo 3

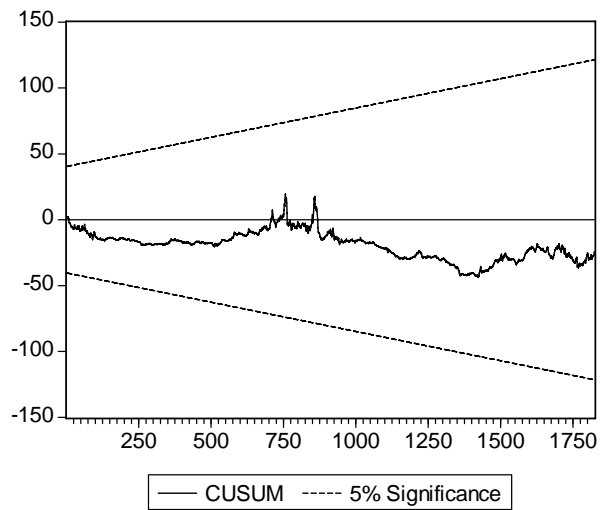
1. Pruebas de Estabilidad de los residuos estandarizados por modelo para el corto plazo.

Modelo EGARCH-DCC

Diferencial de tasas de interés entre Colombia y estados Unidos a tres meses

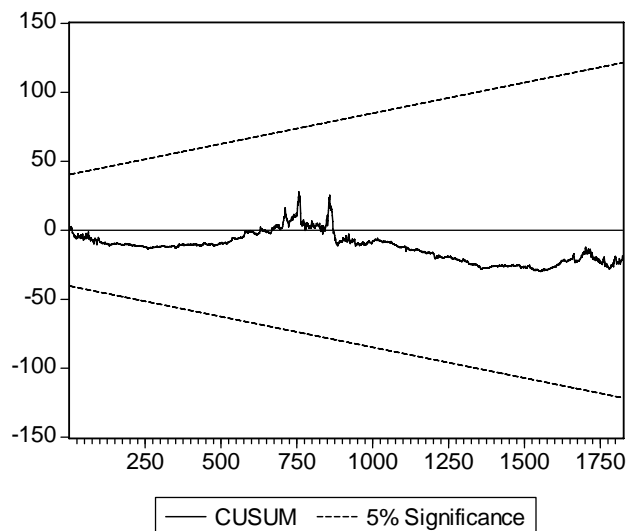


Tasa de cambio

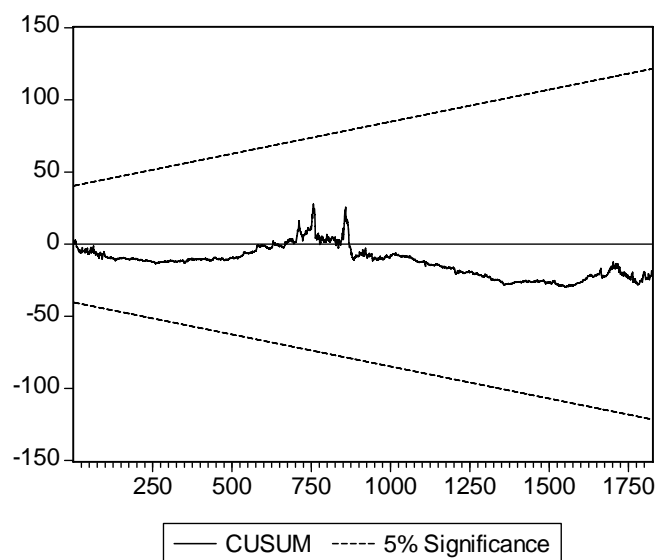


Modelo GJR GARCH-DCC

Diferencial de tasas de interés entre Colombia y estados Unidos a tres meses



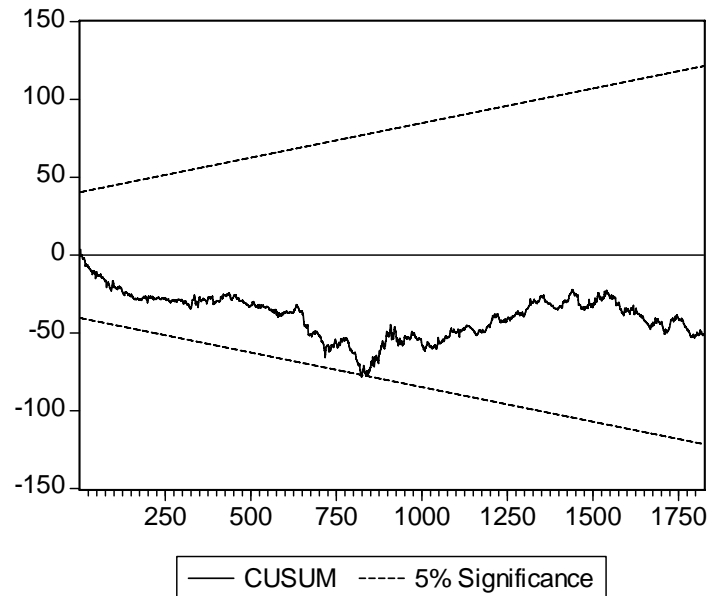
Tasa de cambio



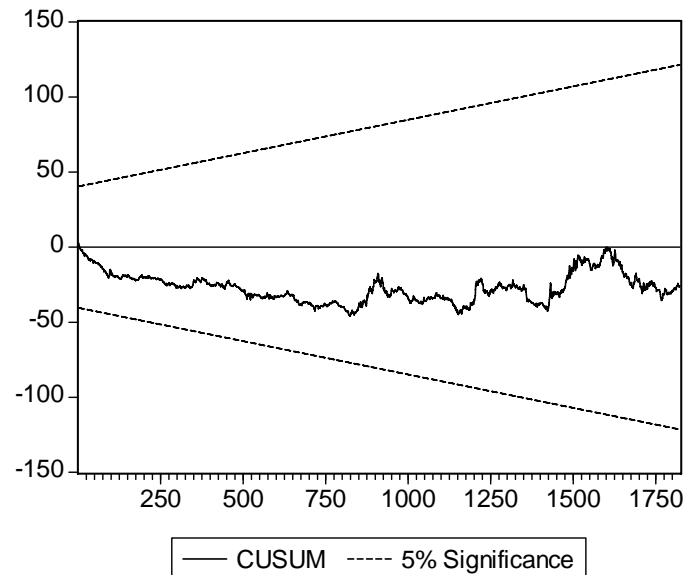
2. Pruebas de Estabilidad de los residuos estandarizados por modelo para el largo plazo.

Modelo EGARCH-CCC

Diferencial de tasas de interés entre Colombia y estados Unidos a quince años

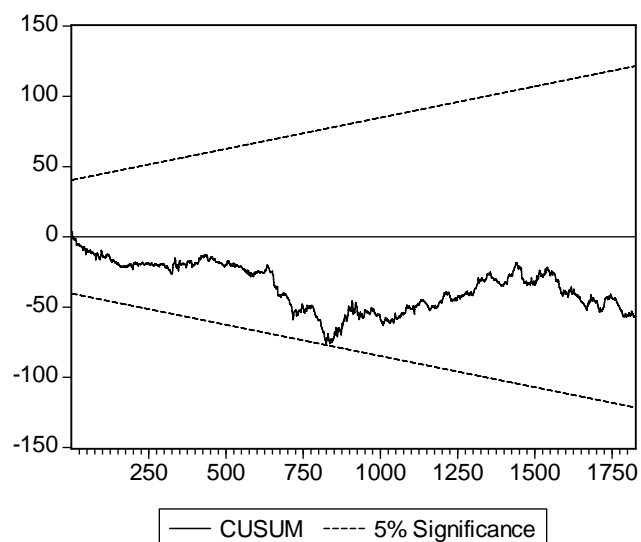


Tasa de cambio

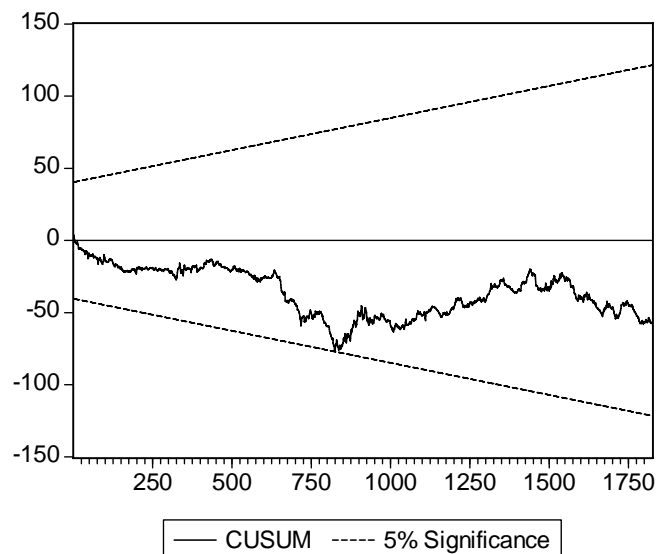


Modelo EGARCH-DCC

Diferencial de tasas de interés entre Colombia y estados Unidos a quince años

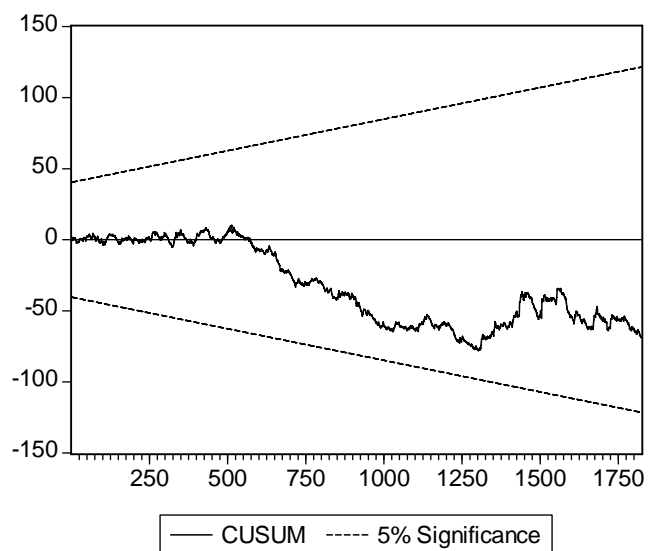


Tasa de cambio



Modelo GJR GARCH-DCC

Diferencial de tasas de interés entre Colombia y estados Unidos a quince años



Tasa de cambio

