

Modelación de la prima de riesgo que asumen los agentes en transacciones a plazo a través de los factores que influyen y explican el comportamiento de la tasa de cambio de la moneda colombiana con respecto a la de Estados Unidos.

Daniel Alejandro Marín Salazar

Julián Peláez González

Resumen:

En este trabajo se pretende establecer que factores fundamentales influyen en el movimiento de la tasa de cambio COP/USD en un periodo intra-diario de forma horaria, para así poder establecer un modelo que ayude a estimar la prima de riesgo de la tasa de cambio colombiana. Basados en Pantoja (2012)¹, se pretende la aplicación de un modelo VAR (vectores autorregresivos) para estimar la prima de riesgo de la tasa de cambio, donde se encontró que este modelo no es el modelo más adecuado para explicar la serie de datos utilizada, por lo que se propone un modelo GARCH para modelar la serie. Se encontró que hay factores fundamentales que explican la prima, como lo son el WTI, el S&P500 y la tasa de cambio EUR/USD.

Palabras claves: Prima de riesgo forward, tasa de cambio COP/USD, modelo VAR, modelo GARCH

JEL: G19

¹ Estima la prima de riesgo del mercado de energía colombiano, mediante un modelo VAR.

Introducción

Los derivados financieros han tomado gran importancia en los últimos tiempos, “estos son útiles para la administración de riesgos, pueden reducir los costos, mejorar los rendimientos, y permitir a los inversionistas manejar los riesgos con mayor certidumbre y precisión, aunque, con fines especulativos, pueden ser instrumentos muy riesgosos, puesto que tienen un grado alto de apalancamiento y son a menudo más volátiles que el instrumento subyacente. Las posiciones de los derivados especulativos pueden moverse en mayor medida (respecto al activo subyacente), lo que da por resultado grandes fluctuaciones en las ganancias y pérdidas” (Gray y Place, 2003)

En este trabajo investigativo se busca encontrar la prima de riesgo de la tasa de cambio colombiana con respecto a la de Estados Unidos (COP/USD). Todo surgió mediante el trabajo de Pantoja (2002), en el cual determinó la prima de riesgo del mercado energético en Colombia. Decidimos retomar la metodología planteada por Pantoja (2012) y adaptarlo para el caso de la tasa de cambio colombiana. En este trabajo se usó la tasa de cambio COP/USD intra-diario por series horarias, la TRM no fue utilizada, ya que ésta es un indicador del COP/USD. Se busca resolver la inquietud planteada en este trabajo por medio de variables fundamentales de los mercados financieros.

Hasta el momento no se han hecho investigaciones sobre la prima de riesgo de la tasa de cambio COP/USD, lo que nos motivó a tratar este tema, además en la actualidad se muestra que la tasa de cambio es de gran importancia en la coyuntura por la cual está atravesando el país.

Para poder estudiar el tema, se buscaron que factores influyen en la fluctuación intra-diaria del precio de la tasa de cambio COP/USD, los factores que se utilizaron para explicar las fluctuaciones de ésta fueron: el WTI, las tasas libres de riesgo de Colombia y Estados Unidos, los índices del mercado accionario de Colombia (Colcap) y Estados Unidos (S&P 500) y la tasa de cambio EURO/USD.

En este trabajo se explorará primero trabajos anteriores que trataron el tema de prima de riesgo y factores que determinan las fluctuaciones de la tasa de cambio, además del trabajo desarrollado por Pantoja (2012), luego se abarcarán los datos que se utilizaron para proponer el modelo, posteriormente se analizarán los resultados del modelo y finalmente se darán las conclusiones encontradas.

Estado del arte

El efecto de Fisher internacional sostiene que la variación porcentual en la tasa de cambio de las monedas de 2 países es igual a la diferencia entre las tasas de interés nominales de ambos países, por lo que la tasa spot se ajusta a cualquier cambio en la diferencia de ambas tasas de interés. Una derivación de esta teoría es la teoría de la paridad de tasas de interés, la cual sostiene que el diferencial de tasas de interés entre dos países es igual a la diferencia porcentual entre la tasa de cambio forward y la tasa de cambio spot, por lo que cuando las tasas de interés son altas, se origina una prima la cual compensará la tasa de interés más alta de inversiones comparables en esa divisa.

Trabajos se enfocaron en demostrar que la tasa forward es un estimador insesgado de los precios spot futuros de la tasa de cambio, entre ellos, Meese y Rogoff (1983) encontraron que un modelo de caminata aleatoria es mejor predictor de los precios spot futuros de la tasa de cambio en comparación a los modelos alternativos, incluyendo el modelo utilizado para determinar la tasa forward.

Sibert (1989) creó un modelo en el que la prima de riesgo era determinada por el consumo de bienes tanto de moneda local como extranjera entre países; cabe mencionar que los resultados encontrados fueron que: tanto el suministro de dinero como los prestamos son suficientes para generar primas de riesgo en el mercado cambiario, donde los contratos forward son usados para diversificar el riesgo.

Froot y Frankel (1990), usaron una encuesta sobre las expectativas de los precios de las tasas de cambio, en donde dividen el descuento de la forward en 2: depreciación esperada de la tasa de cambio y la prima de riesgo de las forwards. Esto con el fin de encontrar el sesgo de la predicción que tiene la tasa forward para

estimar los precios spot futuros. Encontraron que la mayoría de las variaciones en el descuento de la forward están explicadas por las expectativas de depreciación de una moneda y no por una prima de riesgo variable en el tiempo.

Por otro lado Canova e Ito (1991) estimaron la prima de riesgo de la tasa de cambio YEN/USD mediante la utilización de los modelos VAR y ARCH utilizando variables como la tasa libre de riesgo de ambos países, y los índices bursátiles S&P 500 y Nikkei 225. Encontraron que había una prima de riesgo pero que ésta era virtualmente constante en la muestra de datos con la cual trabajaron, concluyeron además que un modelo ARCH es el modelo más adecuado para estimar series financieras.

Ayuso y Restoy (1992) analizaron la peseta respecto a divisas como el yen, el dólar, la libra esterlina y otras monedas europeas. Descubrieron que los diferentes tipos de interés no sólo recogían las expectativas de depreciación de una moneda respecto a otra, tal como lo muestra la teoría de paridad descubierta, sino que también hay una prima de riesgo asociada con la incertidumbre de la evolución futura del tipo de cambio entre las monedas. Encontraron así que el mercado ha exigido una prima mayor a los activos denominados en pesetas que a la prima que exigían a otros activos similares denominados en otras monedas, esto demuestra que cuando la prima por riesgo de activos denominados en algunas monedas es baja, los inversionistas tienden a refugiarse en activos denominados en otras monedas más seguras, influyendo en los movimientos de capital entre los mercados presionando así el precio de la tasa de cambio de dichas monedas.

Hakkio y Sibert (1995) encontraron que existe la prima de riesgo en el mercado cambiario, además de que existe una prima de riesgo nominal y otra real, las cuales difieren, encontraron también que había una correlación negativa entre ambas. Encontraron además que cuando se asumen que los agentes son neutrales al riesgo, la prima de riesgo será igual a 0.

Posteriormente Boudoukh, Richardson y Whitelaw (2005), concluyeron que la forward de las tasas de interés es un buen predictor de las tasas futuras de interés

y de inflación, y la diferencia entre ambas predice el movimiento de la tasas de cambio, por lo que sus resultados son consistentes con el efecto internacional de Fisher. Encontraron además que la anomalía de la prima forward se comporta de forma inusual debido al comportamiento anormal de las tasa de interés a corto plazo.

Echavarría, Vásquez y Villamizar (2010), evidenciaron que en los países en los que se adopta el control de la inflación objetivo deben considerar el impacto que tiene la tasa de cambio sobre la inflación, no mediante un sistema de flotación pura sino mediante intervenciones por parte del Banco Central que permitan mantener la inflación objetivo, y controlar efectos adversos de volatilidad de la tasa de cambio, lo que supone que en los países que adoptan este tipo de intervenciones en el mercado cambiario aseguran una menor volatilidad de la tasa de cambio, lo que se traduce en una menor prima de riesgo.

Pantoja (2012) determina la existencia de primas de riesgo en el mercado de energía en Colombia. Para ello plantea un modelo VAR (Vectores Auto-Regresivos) en el cual trata de estimar el comportamiento del precio spot de la energía en un periodo intra-diario por series horarias, mediante variables como la presencia del fenómeno del niño, la historia del precio spot de la energía, la historia de las cantidades ofertadas en ese mercado. De este modelo deriva un modelo de pronóstico de la prima de riesgo de las tasas forward.

Murcia y Rojas (2013), encontraron que los determinantes de la tasa de cambio difieren según el plazo al cual se está estudiando, decidieron utilizar el BID-ASK spread como variable determinante de la liquidez para un análisis de corto plazo. Encontraron que en escenarios donde el mercado era de baja liquidez, se reflejaba en un spread alto, dado por el incremento de la volatilidad de la tasa de cambio. Además resaltan la influencia de algunos determinantes de la tasa de cambio como los términos de intercambio donde hacen especial referencial al petróleo, que es más un determinante macroeconómico de la tasa de cambio.

Cuando el precio spot futuro es igual al precio forward de mercado, quiere decir que los agentes tienen las mismas expectativas sobre el precio futuro. Al ser la tasa forward un estimador insesgado de los precios spot futuros, es decir que no es un buen estimador de las tasas futuras spot de la tasa de cambio, se presentan diferencias entre ambas, dando origen a las primas de riesgo.

Metodología y datos

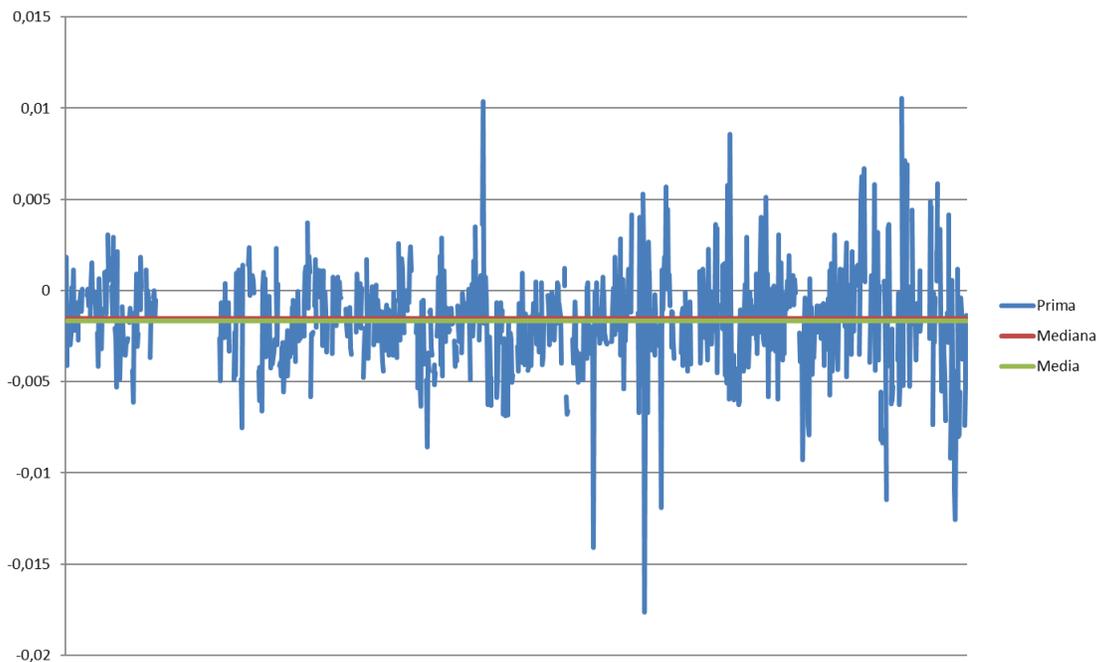
Para esta investigación se utilizaron las siguientes variables, que fueron extraídas en su totalidad de la base de datos de Bloomberg; la periodicidad de la base de datos es intradiario de forma horaria, de 8:00 am hasta la 12:00 pm desde 24/04/2014 hasta 20/04/2015.

Como variable dependiente se usó la Forward Risk Premia (FRP), para construir esta variable se usó el precio de cierre del COP/USD como precio spot, esta variable aparece con el nemotécnico de “USD/COP”, y como precio forward se seleccionó el precio de cierre del futuro de la TRM. Para este futuro se usó su genérico el cual permite tener una mayor historia de la variable a la hora de obtener los datos, este aparece con el nemotécnico de “TRS1”. Una vez obtenidos los datos se creó la variable FRP mediante la siguiente fórmula:

$$FRP_{j,t} = E_t \left[\frac{Spot_{j,t+i} - Forward_{j,t}}{Forward_{j,t}} \right]$$

Esta fórmula representa la prima de riesgo forward, ésta está dada en porcentaje y muestra que tanto difieren los precios spot y futuros en un periodo. Al tratar de obtener los datos de la tasa forward, se encontró que había dificultad, debido a que las tasas forward son calculadas por cada banco o institución financiera de una forma separada y no hay un sistema de información en Colombia que recoja estos datos, es decir que la tasa forward de cada banco o institución financiera (que ofrece este instrumento) es diferente entre sí, además esta información no es abierta al público en general. Por este motivo se decidió trabajar con los precios de los futuros genéricos de la TRM.

Gráfico 1. Prima de riesgo durante el periodo de análisis²



Como se puede apreciar en la gráfica, la prima de riesgo durante el periodo de estudio es negativa, esto quiere decir que el precio del futuro en un periodo t está por encima del precio spot de la tasa de cambio. Con un valor medio de -0.001679 y una mediana de -0.00154775 y una desviación estándar de 0.002716 . La diferencia entre la media y la mediana es muy cercana a 0 (0.00013127), lo que muestra que la prima de riesgo es una prima típica, es decir, el mercado de futuros de la tasa de cambio COP/USD es un mercado más de coberturas que de operaciones de especulación.

Además se puede apreciar en la gráfica que existe clúster de volatilidad, es decir que la prima posee periodos en los que su varianza es alta, seguidos por otros periodos en los que la varianza es baja. Se puede ver también que la serie de la prima tiene datos atípicos donde hay puntas muy pronunciadas (colas gordas).

Como variables independientes se utilizaron:

² Fuente: elaboración propia

- El precio de cierre de la yield to maturity (YTM) de los bonos soberanos de Colombia con un plazo al vencimiento de 10 años, se decidió utilizar los TES Julio 24, los cuales son los bonos soberanos colombianos más representativos del mercado de renta fija de este mercado, estos bonos tienen el nemotécnico de GTCOP10Y.
- El precio de cierre de la yield to maturity (YTM) de los bonos soberanos de Estados Unidos con un plazo de 10 años, con el nemotécnico de USDG10YR.

En base a estos datos se generó la variable CRP (Country Risk Premium), la cual indica el spread entre la tasa libre de riesgo colombiana y la norteamericana, calculada así:

$$CRP = YTM_{COP_t} - YTM_{US_t}$$

- El precio de cierre del petróleo WTI con el nemotécnico CL1. Este activo es fundamental en la determinación de la tasa de cambio COP/USD debido a que este es el producto que más vende Colombia en los mercados internacionales y según la ANDI (2015) las exportaciones de crudo en 2014 fueron USD 25.479 millones, lo que representa cerca del 54,03% del total de las exportaciones colombianas. Esto significa que los cambios en los precios del petróleo se traducen en grandes cambios en los flujos de entrada de dólares al mercado colombiano, los cuales presionan al alza o baja la tasa de cambio.
- El precio de cierre del índice bursátil más representativo del mercado norteamericano, el Standard and Poors 500 que aparece con el nemotécnico SPX.
- El precio de cierre de la tasa EURO/USD con el nemotécnico EUR, esta moneda se utilizó como moneda sustituta al peso colombiano.

Gráfico 2: Tasa de cambio Euro/USD³

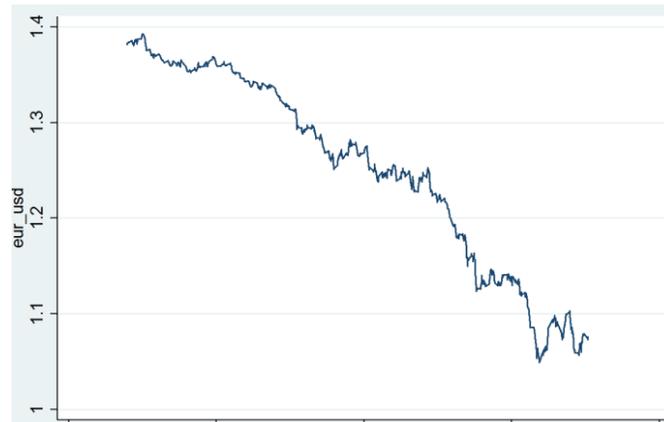


Gráfico 3: Precio de cierre WTI⁴

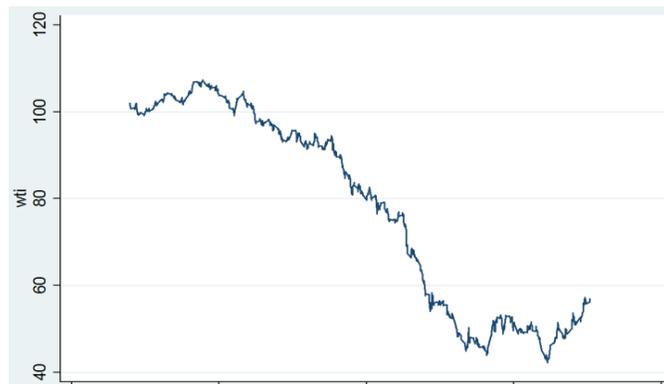
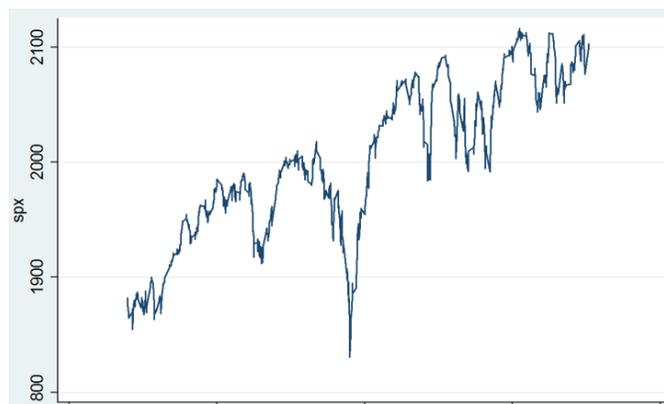


Gráfico 4: Precio de cierre S&P 500⁵



³ Fuente: Elaboración propia

⁴ Fuente: Elaboración propia

⁵ Fuente: Elaboración propia

Para estas variables se determinó sus rendimientos respecto a sus precios de cierre anteriores, esto con el fin de eliminar las tendencias que puedan presentar estas variables y así poder volver estas series estacionarias. Estos rendimientos están medidos en capitalización continua, y fueron calculadas mediante la diferencia de sus logaritmos, así:

$$\text{Rendimiento } X_t = \text{Ln}(X_t) - \text{Ln}(X_{t-1})$$

Donde X son las variables medidas en sus precios de cierre en la hora t.

A continuación se presenta un cuadro de resumen de la estadística descriptiva de las variables utilizadas en la investigación:

Tabla 1: Estadística descriptiva de los datos⁶

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
prima	922	-.001679	.002716	-.0176267	.0105503
crp	550	.0434698	.0054823	-.026054	.052651
r_wti	1265	-.0004805	.0090954	-.0534719	.088929
r_spx	1070	.0000767	.0027753	-.0155074	.0136346
r_eur_usd	1281	-.0001967	.0022328	-.013086	.0151179

Uno de los objetivos que se buscaba en este trabajo era adaptar el modelo propuesto por Pantoja (2012), el cual consistió en modelar a través de un modelo VAR (vectores auto regresivos) la prima de riesgo de los precios spot del mercado de energía colombiano. Cuando se corrió el modelo (ver tabla 2), se encontró que éste tiene un r2 bajo lo que quiere decir que el modelo no es globalmente significativo, es decir que las variables independientes explican muy poco los movimientos de la prima de riesgo durante el periodo de análisis. Cabe mencionar que las variables usadas están en términos de rendimientos para así volver estacionaria la serie con el fin de manipular mejor el modelo. Como se puede ver cada una de las variables es significativa ya que el p-value ($p > |z|$), es menor 0.05.

⁶ Fuente: Elaboración propia

Tabla 2: Estimación del modelo VAR⁷

```

Vector autoregression
Sample: 24apr2014 10:00:00 - 20apr2015 12:00:00, but with gaps
Log likelihood = 1487.711          No. of obs   =      326
FPE           = 6.52e-06          AIC          = -9.10252
Det(Sigma_ml) = 6.36e-06          HQIC        = -9.083978
                                           SBIC        = -9.056055

Equation      Parms    RMSE    R-sq    chi2    P>chi2
-----
prima         4      .002538  0.4331  249.0313  0.0000

-----

```

prima	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
prima						
L1.	.3147383	.0501713	6.27	0.000	.2164044	.4130722
crp	-.0292682	.0036696	-7.98	0.000	-.0364606	-.0220759
r_eur_usd	-.2278234	.0901972	-2.53	0.012	-.4046067	-.0510402
r_wti	-.0957907	.019052	-5.03	0.000	-.133132	-.0584494

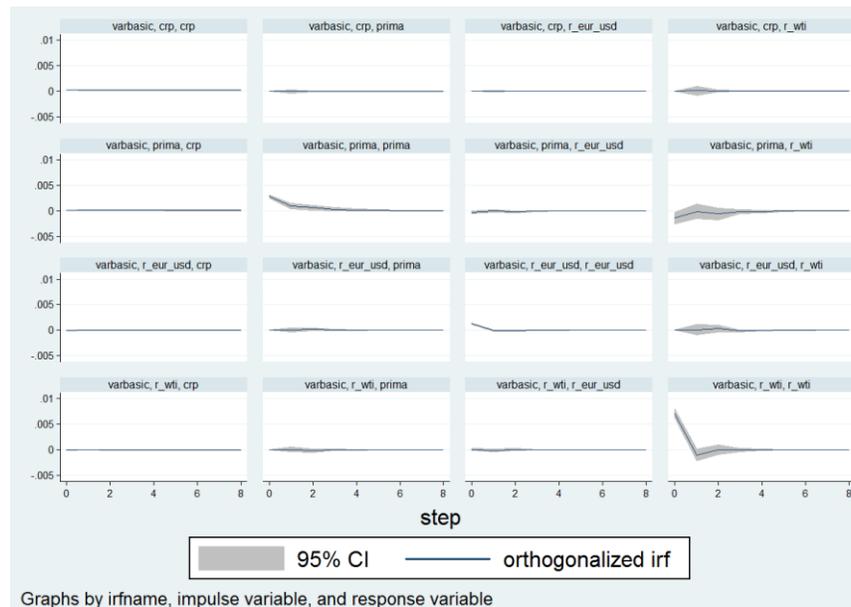
Una vez obtenido el modelo se deben hacer unas pruebas pertinentes con el fin de darle robustez al modelo. Se hizo una prueba de auto correlación mediante el multiplicador de Lagrange, donde se encontró no hay problemas de auto correlación en el modelo (ver anexos).

Otra prueba fundamental es la prueba de Jarque Bera, la cual muestra la normalidad de los residuales, donde se sabe que una serie normal tiene un sesgo igual a 0, y una kurtosis igual a 3. La prueba confirma que los residuales del modelo no distribuyen de manera normal, estos tienen un sesgo negativo de -.98522 y una kurtosis de 10.053. Esto quiere decir que hay información que se queda en los residuales, por lo que el modelo no explica en su totalidad los movimientos de la prima durante el periodo de estudio (ver anexos).

Otra prueba que se realizó fue el test de causalidad de Granger, la cual concluye que las variables independientes no causan en el sentido de Granger a la prima, es decir la historia de las variables no explican la prima.

⁷ Fuente: Elaboración propia

Gráfico 5: Prueba de estímulos modelo VAR⁸



Ya con los resultados obtenidos con estas pruebas se puede ver que el modelo tiene problemas, los cuales se reafirman con la prueba de impulsos en el que se busca estimular la variable dependiente mediante choques con las variables independientes. Donde se puede apreciar que hay respuestas nulas, esto se debe a que el modelo VAR está diseñado para variables económicas con bajas frecuencias de tiempo, ya que si se utilizan altas frecuencias de tiempo como es propuesto en esta investigación el modelo tiende a tener problemas, como los mostrados por los tests, concluyendo así que el modelo VAR no tiene buen ajuste para modelar esta serie de datos.

Luego de demostrar que el modelo VAR no es aplicable a esta serie de datos, se decidió trabajar un modelo GARCH, debido a la variabilidad en la volatilidad que presentan las series financieras como las que se está estudiando. “La volatilidad es una característica inherente a las series de tiempo financieras. En general, no es constante y en consecuencia los modelos de series de tiempo tradicionales que

⁸ Fuente: Elaboración propia

suponen varianza homocedástica, no son adecuados para modelar series de tiempo financieras” (Casas, 2008).

Tabla 3: Test de raíces unitarias de Dickey Fuller⁹

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 694		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-19.325	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Al ser la variable prima un rendimiento, se realizó un test de raíces unitarias el Dickey Fuller que demuestra que éste es un proceso estacionario, lo que permite modelar la serie bajo un modelo de series de tiempo.

Al hacer el correlograma pudimos observar que la prima tiene problemas de auto correlación, es decir esta esta explicada por su mismo pasado.

Gráfico 6: Correlograma de la prima¹⁰

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.2484	0.3329	57.089	0.0000						
2	0.1156	0.1412	69.453	0.0000						
3	0.0302	0.0140	70.297	0.0000						
4	0.0072	0.0786	70.345	0.0000						
5	0.0000	.	70.345	0.0000						
6	0.0000	.	70.345	0.0000						
7	0.0000	.	70.345	0.0000						
8	0.0000	.	70.345	0.0000						
9	0.0000	.	70.345	0.0000						
10	0.0000	.	70.345	0.0000						
11	0.0000	.	70.345	0.0000						
12	0.0000	.	70.345	0.0000						
13	0.0000	.	70.345	0.0000						
14	0.0000	.	70.345	0.0000						
15	0.0000	.	70.345	0.0000						
16	0.0000	.	70.345	0.0000						
17	0.0000	.	70.345	0.0000						
18	0.0000	.	70.345	0.0000						
19	0.0000	.	70.345	0.0000						
20	-0.0019	.	70.348	0.0000						
21	-0.0062	.	70.385	0.0000						
22	0.0383	.	71.775	0.0000						
23	0.0991	.	81.091	0.0000						
24	0.0636	.	84.929	0.0000						

⁹ Fuente: Elaboración propia

¹⁰ Fuente: Elaboración propia

El test definitivo que permitió saber si la prima podía ser modelada por un modelo ARCH, fue el siguiente:

Tabla 4: Test de efectos ARCH¹¹

Number of gaps in sample: 227

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	21.321	1	0.0000

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

El cual muestra que la prima tiene efectos ARCH y problemas en el segundo momento. De esta manera se propone un modelo ARCH generalizado (GARCH), modelo que fue introducido por Bollerslev (1986). El modelo GARCH propuesto es el siguiente:

$$prima_t = \beta_0 + \beta_1 prima_{t-1} + \beta_2 r_wti_t + \beta_3 r_spx_t + \beta_4 r_eur_usd_t + \epsilon_t + \epsilon_{t-1}$$

$$Var(\epsilon_t) = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \alpha_1 \sigma^2_{t-1}$$

Una vez corrido el Modelo GARCH (ver tabla 5) se puede ver que el modelo tiene significancia, al modelo ser un ARMA de grado uno quiere decir que la prima es explicada por el pasado de la variable en el periodo t-1, además del pasado de los residuales en ese periodo.

¹¹ Fuente: Elaboración propia

Tabla 5: Resultados modelo GARCH¹²

Sample: 24apr2014 09:00:00 - 20apr2015 12:00:00, but with gaps
 Distribution: Gaussian
 Log likelihood = 3516.813
 Number of obs = 759
 Wald chi2(5) = 177.28
 Prob > chi2 = 0.0000

prima	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
prima						
r_wti	-.0273939	.0111086	-2.47	0.014	-.0491664	-.0056214
r_spx	-.1471198	.0396723	-3.71	0.000	-.224876	-.0693636
r_eur_usd	-.3537181	.0550409	-6.43	0.000	-.4615963	-.2458399
_cons	-.0016772	.000111	-15.11	0.000	-.0018949	-.0014596
ARMA						
ar						
L1.	.8660468	.1581709	5.48	0.000	.5560375	1.176056
ma						
L1.	-.5266465	.1851764	-2.84	0.004	-.8895855	-.1637075
ARCH						
arch						
L1.	.2827266	.0514343	5.50	0.000	.1819173	.3835359
garch						
L1.	.5297031	.1767462	3.00	0.003	.1832869	.8761192
_cons	1.07e-06	9.58e-07	1.12	0.263	-8.06e-07	2.95e-06

Como se puede apreciar en la tabla 5, todas las variables explican el modelo. El WTI tiene un coeficiente negativo, esto se debe a que cuando aumenta el precio del petróleo, las ventas de petróleo colombianas se ven afectadas positivamente, aumentando así la entrada de dólares al mercado colombiano, de esta manera la tasa de cambio COP/USD disminuye, aumentando así el diferencial entre el precio spot de ésta y el futuro generando así una mayor prima (negativa); además se puede apreciar que la prima es explicada por su mismo pasado.

El coeficiente de la tasa de cambio EUR/USD es negativo, lo que es coherente con los resultados encontrados por Ayuso y Restoy (1992), esto se debe a que como en estos momentos las economías emergentes se están viendo muy afectadas por la caída en los precios de los commodities, lo que está generando una pérdida de la confianza en estas economías. Cuando los inversionistas ven que la prima de riesgo que dan sus inversiones en los países emergentes disminuye, éstos se refugian en

¹² Fuente: Elaboración propia

mercados que estén dando mayor prima de riesgo, como lo son los mercados europeos.

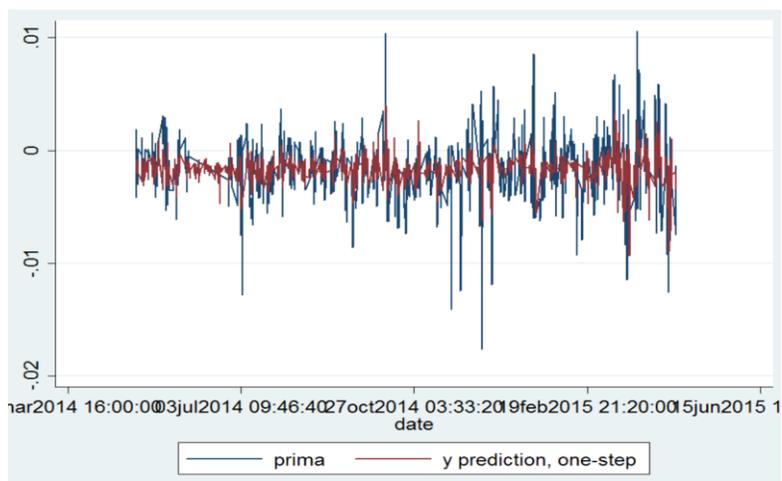
Esta mayor prima de riesgo en Europa está siendo generada debido a que el Banco Central Europeo está llevando a cabo una política de estímulos monetarios, mediante compras en el mercado de renta fija, generando así una migración de capitales inversionistas hacia los mercados de renta variable europeos lo que está ocasionando subidas en los principales índices accionarios europeos. Esto está haciendo que haya una entrada de dólares al mercado europeo apreciando el euro frente al dólar. Al generarse una salida de capitales desde Colombia y otros mercados emergentes (buscando una prima de riesgo mayor o justa) hacia otros mercados como el europeo, se generan aumentos inusuales del precio spot COP/USD y la diferencia entre el precio spot de la tasa de cambio frente al futuro se disminuye, volviendo la prima más pequeña.

En el caso del índice Standard & Poors 500 se puede apreciar que tiene un coeficiente negativo, este no es el resultado que se espera encontrar, debido a que es de esperar en condiciones normales que un aumento en el Standard & Poors 500 provoque una salida de capitales hacia los Estados Unidos debido a que los activos norteamericanos están generando una mayor prima. El resultado del coeficiente negativo del Standard & Poors se puede explicar por varios factores: El primero tiene que ver con la finalización de los estímulos monetarios de la Reserva Federal en Estados Unidos, lo que genera una migración masiva de capital desde el mercado de renta variable hacia inversiones en renta fija en ese mismo mercado.

Otro factor influyente es que se está considerando que el S&P 500 tiene un valor muy alto en este momento por lo que se está desincentivando las inversiones en el mercado de renta variable. Además de la migración de capital hacia los mercados de renta variable europeos dada la percepción de mejores primas de riesgo generadas por los estímulos monetarios del Banco Central Europeo en esa economía.

Con el fin de corroborar si el modelo planteado explica la prima se graficó los datos que se estiman en el modelo con respecto al comportamiento real de la prima (ver gráfico 6). En la gráfica se corrobora que el modelo explica los movimientos de la prima, pero no tiene predicción de los datos atípicos, es decir los datos que están muy alejados de la media.

Gráfico 6: Estimación del modelo vs. datos reales de la prima¹³



Como se puede ver en el gráfico 5, el modelo (línea de color rojo), no alcanza a predecir en su totalidad a la prima de riesgo del mercado, ya que hay puntas pronunciadas donde la volatilidad es muy alta, por lo que no se predicen las “colas gordas”. Estas colas gordas se pueden explicar por factores de especulación que se pueden dar por reacciones de la tasa de cambio colombiana dadas por factores tales como: las noticias sorpresas sobre los mercados norteamericano y colombiano, la liquidez, expectativas de los movimientos futuros de la tasa de cambio, entre ellos está la posible compra de ISAGEN por parte de compañías extranjeras; además por otros factores como la intervención del Banco de la República en el mercado cambiario, entre otros más. Además se hizo una prueba en la que se hallaban las diferencias elevadas al cuadrado entre la serie de la prima y la serie estimada por el modelo donde se encontró que éstas eran muy cercanas a cero (ver anexos).

¹³ Fuente: Elaboración propia

Conclusión

El periodo de estudio muestra que la prima fue negativa durante la mayor parte del tiempo, lo que muestra que los agentes en el mercado están comprando a precios más baratos en el mercado spot que en el mercado de futuros; además de esto, durante el periodo de estudio se presentaron comportamientos atípicos de alta volatilidad en los precios spot de la tasa de cambio COP/USD, dada la coyuntura del mercado mundial.

Al comparar la media y la mediana de la prima se puede ver que la diferencia entre ambas es muy cercana a 0, lo que quiere decir que el mercado de futuros de la tasa de cambio del peso colombiano respecto a la dólar americano sirve más para operaciones de coberturas y no para posiciones de especulación

Revisando los resultados del estudio se puede concluir que un modelo VAR no es el modelo más adecuado para estimar la prima, debido a que éste no es utilizado usualmente para modelar series de tiempo de alta frecuencia, por otro lado se demostró que la prima puede ser modelada mediante un modelo GARCH como lo concluyeron Canova e Ito (1991).

Se demostró que factores fundamentales como los rendimientos del precio del petróleo (WTI), los rendimientos de índice Standard & Poors 500 y los rendimientos de la tasa de cambio EUR/USD explican de una forma acertada los movimientos de la diferencia entre de la tasa de cambio COP/USD y los futuros de la TRM en periodos de tiempo intra-diarios de forma horaria en el periodo estudiado.

Factores fundamentales como la prima de riesgo país no explican los movimientos de la prima en el muy corto plazo, esto se debe a que estos factores son explicativos de las variaciones de la tasa de cambio en el largo plazo (Murcia y Rojas, 2013). Se concluye además que existen factores diferentes a los factores fundamentales que no fueron tenidos en cuenta y que explican estas diferencias en el corto plazo, entre ellos se encuentran las expectativas del mercado sobre los movimientos futuros de la tasa de cambio, ejemplo de ello es la expectativa en el mercado de una caída fuerte de la tasa de cambio por la puja de grupos extranjeros en la venta de ISAGEN,

donde el pago generaría una entrada muy grande de dólares al mercado colombiano; las noticias sorpresa que afectan los mercados en general, entre otras. Estos factores ayudan a explicar la aparición de colas gordas en las series de la prima.

Referencias

Asociación Nacional de Industriales. (2015). 15 de Abril 2015. Colombia: Balance 2014 y perspectivas 2015. Sitio web:

<http://www.andi.com.co/SitEco/Documents/Balance%202014%20y%20perspectivas%202015.pdf>

Ayuso, J. y Restoy, F. (1992). Eficiencia y Primas de Riesgo. Banco de España.

Boudoukh, J., Richardson, M. y Whitelaw, R. (2005), The Information in Long-Maturity Forward Rates: Implication for Exchange Rates and the Forward Premium Anomaly.

Canova, F. e Ito, T. (1991). The Time-Series Properties of the Risk Premium in the Yen/Dollar Exchange Market. Journal of Applied Econometrics, Vol. 6.

Casas, M. (2008). 20 de Mayo de 2015. Modelos ARCH, GARCH Y EGARCH: Aplicaciones a Series Financieras. Sitio web: http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0121-47722008000100011&script=sci_arttext

Chin, M. (2007). Forward Premium Puzzle: Definitions and Related Concepts Princeton Encyclopedia of the World Economy.

Echavarría, J., Vásquez, D., & Villamizar, M. (2010). Impacto de las Intervenciones Cambiarias sobre el nivel y la volatilidad de la tasa de cambio en Colombia. Ensayos Sobre Política Económica.

Eiteman, D., Stonehill, A. & Moffett, M. (2010). Multinational Business Finance. 12th Edition. Pearson.

Froot, K.A. y J.A. Frankel. (1989). Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium? *Quarterly Journal of Economics* 104(1) (February): 139-161.

Gourieroux. C, (1997). *ARCH Models and Financial Applications*. Springer-Verlag: New York.

Gray S. y Place, J. (2003). *Derivados Financieros. Ensayos: Centre for Central Banking Studies, Bank of England*.

Hakkio, C. y Sibert, A. (1995). The Foreign Exchange Risk Premium: Is It Real? *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27.

Jacobs, R. (1982). The Effect of Errors in Variables on Tests for a Risk Premium in Forward Exchange Rates. *The Journal of Finance*, Vol. 37.

Meese, R. y Rogoff K. (1983), Empirical Exchange Rate Models of Seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, XIV: 3-24

Pantoja, J. (2012). 15 de Marzo de 2015. Modelling Risk for Electric Power Markets. *Innovar*. Sitio web: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=81824866005>

Sibert, A. (1989). The Risk Premium in the Foreign Exchange Market. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 21

Universidad de Oriente. (2015). 11 de Abril de 2015. Paridad en Tasas de Interés. Sitio web: <http://www.uovirtual.com.mx/moodle/lecturas/cominge/24.pdf>

Anexos

1. Pruebas al modelo VAR

1.1. Tabla 6: Multiplicador de Lagrange¹⁴

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	2.2768	1	0.13132
2	0.0002	1	0.98856

H0: no autocorrelation at lag order

1.2. Tabla 7: Prueba de Jarque-Bera¹⁵

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
prima	473.727	2	0.00000
ALL	473.727	2	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
prima	-.98522	34.297	1	0.00000
ALL		34.297	1	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
prima	10.053	439.430	1	0.00000
ALL		439.430	1	0.00000

1.3. Tabla 8: Prueba de causalidad de Granger¹⁶

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
-	ALL	179.02	5	0.000

¹⁴ Fuente: Elaboración propia

¹⁵ Fuente: Elaboración propia

¹⁶ Fuente: Elaboración propia

2. Pruebas al modelo GARCH

2.1. Tabla 9: Prueba de significancia de las Variables¹⁷

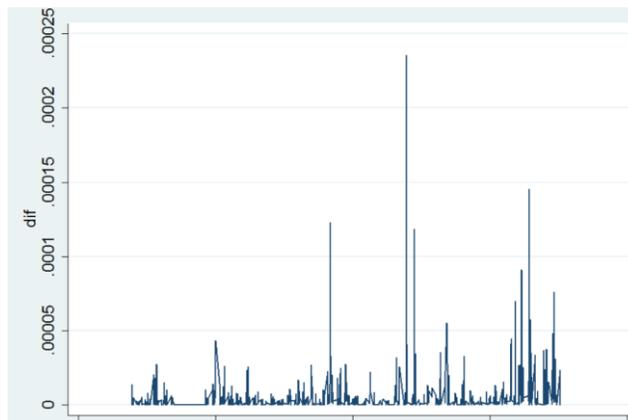
```
. estimates table , stats(N) star(.1 .05 .01)
```

Variable	active
prima	
r_wti	-.02739391**
r_spx	-.14711977***
r_eur_usd	-.35371808***
_cons	-.00167724***
ARMA	
ar	
L1.	.86604679***
ma	
L1.	-.52664652***
ARCH	
arch	
L1.	.28272662***
garch	
L1.	.52970307***
_cons	1.073e-06
Statistics	
N	759

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Se puede apreciar que al correr el modelo encontramos que todas las variables era relevantes, ya que como se indica en esta estimación se muestra con un * la significancia del modelo, donde la mayor significancia se da cuando la variable tiene 3 *.

2.2. Gráfico 7: Diferencia al cuadrado entre la serie de la prima y la serie estimada por el modelo¹⁸

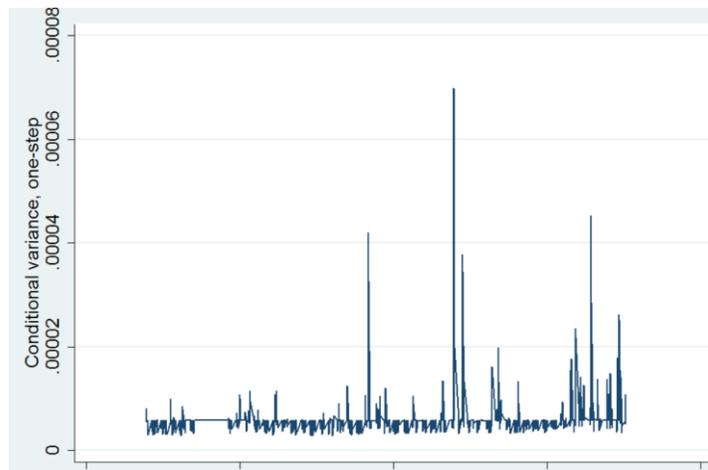


¹⁷ Fuente: Elaboración propia

¹⁸ Fuente: Elaboración propia

Para mostrar de manera más precisa lo anterior mencionado generamos la diferencia entre el modelo y la prima y el resultado de esta se elevan al cuadrado, cuando el modelo está totalmente ajustado y explica de manera adecuado los movimientos de la variable dependiente esa diferencia es muy cercana o igual a 0. Como podemos ver la diferencia se acercan a 0 pero hay momento donde el modelo no predice totalmente la prima.

2.3. Gráfico 8: Volatilidad del modelo¹⁹



Esta grafica modela la varianza del modelo que es necesaria modelarla en un modelo GARCH con el fin de capturar los clusters de volatilidad que se pueden apreciar en el modelo propuesto, ya que estos son series económicas financieras.

¹⁹ Fuente: Elaboración propia