

RIESGO Y VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO EN COLOMBIA EVALUACIÓN Y PRONÓSTICO 2000 - 2006

THE RISK AND VOLITILITY OF MONEY EXCHANGE IN COLOMBIA EVALUATION AND PROGNOSTICS 2000-2006

Mary Luz ORDOÑEZ SANTOS ¹⁴



RESUMEN

Además de realizar una sucinta evaluación del comportamiento de la tasa de cambio en Colombia, durante el período 2000-2006 y de su impacto sobre las principales variables macroeconómicas; el presente trabajo aborda la inestabilidad inherente al tipo de cambio como factor de distorsión en el comercio internacional de bienes y de turbulencia en los mercados financieros, de tal manera que cada vez más se hace más necesaria la formulación de vaticinios sobre la situación cambiaria para predecir su evolución y tendencias como insumo para el proceso de toma de decisiones de los actores económicos. Consecuentemente, el artículo formula un pronóstico utilizando la Metodología ARIMA con información real referida a la tasa representativa del mercado (TRM), obtenida de la serie histórica de la Superintendencia Financiera,

En función al objetivo y partiendo de una breve exposición sobre los antecedentes y el contexto del problema abordado, y de una corta revisión de la teoría pertinente, se hace la correspondiente estimación con análisis de los principales resultados que finalmente sustentan las conclusiones.

Palabras claves: Tipo de cambio, volatilidad, riesgo, devaluación, reevaluación, dólar, peso

¹⁴ Magíster en Administración de Empresas; Especialista en Administración de Personal; Especialista en Cultura Política y Educación; Profesora de tiempo completo de la Universidad de Pamplona, Colombia

ABSTRACT

Besides doing a short and succinct evaluation of the behavior of the rate of exchange in Colombia during the period of 2000 – 2006, this present work has as its central objective to do a prognostic of the kind of exchange utilized by the ARIMA Method with real and referable information on the rate representative of the TRM market obtained from the historic series of the Financial Government offices.

In so far as the objective is concerned and starting from a brief explanation about its past history and the context of the problem faced and in a short review of the pertinent theory, estimation is made with analysis of those principles resulting and which finally sustain the conclusions.

Key words: rate of exchange, Arima Method, estimation, Colombia

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas se han presentado grandes turbulencias de la tasa de cambio, así mismo, ataques especulativos a las monedas de países de diferente grado de desarrollo, pero especialmente a las de los llamados emergentes, dentro los cuales se encuentra Colombia. Consecuentemente, la inestabilidad inherente al tipo de cambio introduce una fuente de distorsión al comercio internacional de bienes, luego la determinación de un modelo que pueda predecir su evolución o tendencia resulta bastante útil a los agentes económicos.

En este documento, además de realizar una sucinta evaluación del comportamiento de la tasa de cambio en Colombia, durante el período 2000-2006, se pretende hacer un pronóstico del tipo de cambio, utilizando la Metodología ARIMA con información real referida a la tasa representativa del mercado (TRM), obtenida de la serie histórica de la antigua Superintendencia Bancaria de Colombia, hoy Superintendencia Financiera, que entre otras funciones, ejerce la del control de los mercados: bancario, financiero y bursátil del país.

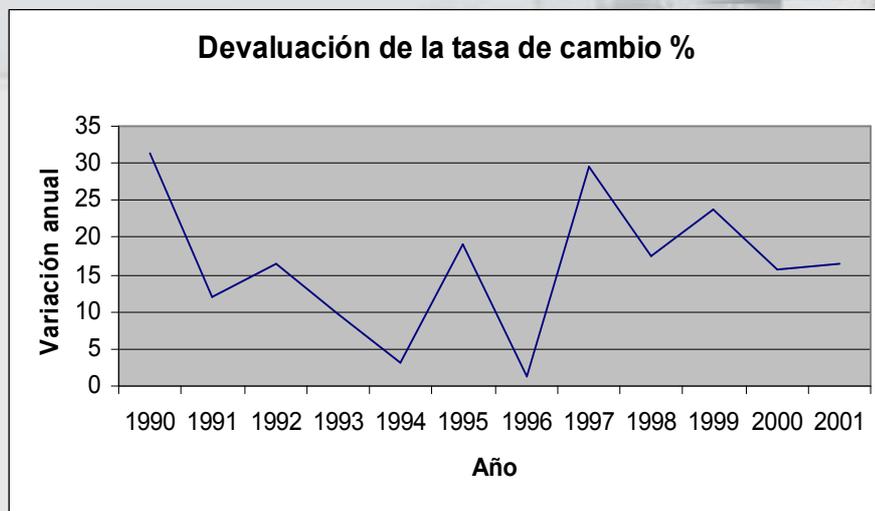
En función al objetivo, en una primera parte se construyen, una breve exposición de los antecedentes y una contextualización del problema abordado, en la segunda se presenta una corta revisión de la teoría pertinente, en la tercera se hace una estimación analizando los principales resultados y por último, en la cuarta se formulan unas conclusiones.

2. ANTECEDENTES Y CONTEXTUALIZACIÓN

Una de las principales características de las economías emergentes, como la colombiana, es la inestabilidad de la tasa de cambio reflejada en la sucesiva alternación de periodos de reevaluación y devaluación. En el mismo sentido y entendiendo la volatilidad como la oscilación o variación de una variable –en este caso el precio del peso colombiano- con respecto a un punto medio de referencia –el precio del dólar-, también se podría inferir, que la volatilidad cambiaría como medida estadística histórica en el caso de Colombia (ver gráfico No.1).

Si se observa el citado gráfico No. 1, en el periodo 1991 – 2005, en el país se han registrado dos periodos de reevaluación claramente determinados. Entre 1991 y 1997 la reevaluación real promedio en términos anuales, medida como la variación del índice de tasa de cambio real, deflactado por el Índice de Precios al Productor de bienes no transables, fue de 2,5 por ciento, alcanzando un máximo anual de 6,41 por ciento en 1991. Mientras tanto, los años 2003 y 2005 la reevaluación registró un promedio cercano al 8 por ciento anual.

Gráfico No. 1



Fuente: Banco de la República – Colombia

Aunque la reevaluación de estos dos periodos tiene como causa común el flujo de capitales hacia la economía colombiana, las fuentes de este flujo y las condiciones de la economía en los dos periodos presentan algunas diferencias.

En la década de los noventa el país pasó del régimen cambiario controlado por el de tasa de cambio flexible. Al mismo tiempo, se eliminaron la mayor parte de las barreras comerciales y las restricciones a los flujos de capital, especialmente referidos a la inversión extranjera y el endeudamiento externo.

Diferentes trabajos sobre el tema recogidos en la revista mensual del Banco de la República (abril 2004) y en publicaciones periódicas especializadas, v. gra. la Revista Dinero¹⁵ coinciden en que los factores que explican la entrada masiva de capitales a la región y en especial a Colombia fueron: (i) la caída en las tasa de interés en Estados Unidos a comienzos entre 1990 y 1991, que impulsó a los inversionistas externos a llevar sus recursos a los mercados emergentes en busca de mayor rentabilidad. (ii) Menor percepción de riesgo país por la adopción de planes de estabilización económica y reformas estructurales. (iii) Expectativas de crecimiento económico por el descubrimiento de los yacimientos petrolíferos y el inicio del programa de privatizaciones. Los factores anteriores generaron un incremento sustancial en la oferta de dólares en la economía local, que explica la apreciación cambiaria observada en 1996 y 1997.

En el periodo 2003 - 2005, la apreciación real del tipo de cambio también obedece a un incremento en la entrada de dólares a la economía, que provienen de las siguientes fuentes: (i) Diferencial de tasas de interés

¹⁵ En la elaboración del diagnóstico contextualizador sobre la volatilidad de la tasa de cambio y sus impactos sobre las principales variables macroeconómicas en las coyunturas revaluacionistas, en los periodos (1991-1997) y (2003-2005), la autora hace público reconocimiento a los editorialistas, redactores y columnistas de publicaciones Semana, especialmente a los de la Revista Dinero: Javier Fernández Riva, Luis Fernando Andrade, Santiago Ulloa, Juan Manuel López, sin cuyas tesis, análisis y cifras publicados en los números referenciados en la bibliografía del presente artículo, difícilmente nos hubiésemos aproximado a la formulación de un pronóstico sobre la tasa de cambio en Colombia hasta el año 2006.

que orientó la inversión de portafolio de corto plazo por parte de fondos externos que aprovechan el diferencial existente entre las tasas de interés locales y externas. (ii) Crecimiento significativo de las remesas de trabajadores colombianos en el exterior. (iii) Perspectivas favorables sobre el comportamiento de la economía colombiana. (iv) Altos precios internacionales de los bienes básicos.

La principal diferencia en las causas de la revaluación de los noventa y la actual es que el flujo de capitales de la primera etapa obedeció a cambios estructurales de la economía, el desmonte de barreras a la entrada de capitales y el nuevo régimen de inversión extranjera, que se tradujo en un auge de privatizaciones y un incremento significativo tanto en el endeudamiento público como privado, enmarcado en el descubrimiento de nuevos yacimientos de petróleo.

En cambio, la revaluación actual (2003-2005) tiene su origen legal, principalmente en la entrada de capitales de corto plazo aprovechando la alta rentabilidad de los mercados emergentes, en el incremento de las remesas de trabajadores colombianos en el exterior; en los altos precios de los bienes básicos en los mercados internacionales -petróleo, carbón y café, principalmente-, en el endeudamiento externo público y privado y en la venta de empresas nacionales a inversionistas extranjeros; sin olvidar que los sistemas económico y financiero nacional, no han podido blindarse contra la entrada ilegal de dólares negros, provenientes de remesas por fuera de los canales financieros institucionales, ni contra el lavado de los activos producidos por el narcotráfico y otras actividades de la economía subterránea.

Como quiera que los instrumentos de política monetaria manejados por el Banco de la República, no son aplicables a factores revaluacionistas de carácter externo como la recesión, el creciente déficit fiscal y la caída de las tasas de interés en los Estados Unidos, principal socio comercial de Colombia; como tampoco a la entrada clandestina de dólares negros y al lavado de activos, los pronósticos sobre el comportamiento de la tasa de cambio en los últimos años y a pesar de las innovaciones metodológicas, no se han cumplido, de tal forma que como se observa en el cuadro No. 1, las proyecciones de las agencias calificadoras de riesgo, de las entidades financieras, de las publicaciones especializadas y de las universidades, han estado lejos del comportamiento real de la tasa representativa del mercado (TRM). Baste citar un ejemplo: en la fecha de redacción del presente artículo (13 de diciembre de 2005) la TRM se situaba en 2.275 pesos por dólar americano, es decir 136 pesos inferior a la proyección más baja para el 2005 (CSFirst Boston) y 480 pesos menos respecto a la proyección más alta para el mismo año: 2.755 pesos por dólar, (Javier Fernández Rivas y asociados). En síntesis, con una tasa representativa de 2.275 pesos a mediados de diciembre, al cierre de 2005 la revaluación se situará entre el 6 y el 8% anual, cifra inferior a la registrada en el 2004 (14%), pero superior al 3% del 2003 y de todas maneras lejos de las proyecciones de las agencias calificadoras de riesgo, de las entidades financieras y de la academia.

Cuadro No. 1

PROYECCIONES MACROECONÓMICAS PARA COLOMBIA		
2005 - 2006		
Entidad proyectante	Tasa de Cambio	
	2005	2006
Gobierno	n.d.	
Extranjeros (Prom.)	2.525	2.659
CSFirst Boston	2.411	2.465
Deutsche Bank	2.500	2.800
JP Morgan	2.625	2.800
Goldman Sachs	2.590	2.630
IDEAGlobal	2.500	2.600
Nacionales (Prom.)	2.574	2.767
Anif	2.500	n.d.

BBVA Ganadero	2.680	2.814
Citibank Colombia	2.465	2.687
Corfivalle	2.514	2.607
Corredores Asociados	2.530	2.780
Escuela de Ingeniería	2.600	2.770
Fedesarrollo	2.522	2.665
Javier Fernández & Asociados	2.755	3.025
U. de Antioquia	2.680	2.706
U. Javeriana	2.628	2.766
Banco Santander	2.509	n.d.
Suvalor	2.543	2.733
Uniandes	2.600	2.900
DINERO	2.509	2.760
Promedio (sin gobierno)	2.550	2.713

Fuente: Encuesta Revista Dinero

De otra parte, la apreciación que ha sufrido el peso ha colocado a los exportadores en máxima alerta, que además se quejan de la pérdida de ingresos, pese a la evidente bonanza exportadora. El Gobierno y el Banco de la República han tratado de detener la caída del dólar, preocupados como muchos sectores por los efectos de la apreciación de la moneda local, que sin embargo, ha beneficiado a otros, entre ellos al propio Gobierno que ha podido prepagar deuda externa, aliviando el déficit de las finanzas públicas, al igual que a los importadores que han visto abaratar los precios de los bienes y servicios comprados en el exterior y que también han podido disminuir sus niveles de endeudamiento.

El impacto de la revaluación del peso sobre el servicio de la deuda en los últimos tres años (2003/04/05) a permitido reducir el déficit fiscal consolidado del Gobierno central hasta en 1.3% promedio anual, casi la mitad de las cifras proyectadas para los mismos años en referencia al PIB. De tal manera, que en los mercados financieros, el valor de los papeles de la deuda del gobierno (TES y Bonos) ha aumentado, mientras se reducen sus tasas de interés; sin embargo, bastan, un mínimo incremento de las tasas de interés por parte de la Reserva Federal o el más leve aumento del rendimiento de los bonos del tesoro de los Estados Unidos, para que en un solo día se revierta la apreciación de los TES y los Bonos. Este fenómeno a su vez ha generado una volatilidad del mercado de la deuda pública que pone en evidencia su vulnerabilidad y mantiene prendidas las alarmas sobre la inconveniencia de perder la perspectiva frente a la complicada realidad de las finanzas públicas en el mediano plazo, la cual está lejos de ser resuelta.

En el caso concreto de la tasa de cambio, la volatilidad del mercado de la deuda pública también agudiza los niveles de volatilidad y vulnerabilidad de aquella, hecho que a su vez aumenta los niveles de riesgo e incertidumbre en el comportamiento de los mercados financieros y la inversión extranjera.

Entre los mecanismos utilizados por el Banco de la República y el Gobierno Nacional para evitar estas incertidumbres y detener la caída del dólar, es destacable la implementación, a partir de septiembre de 2004, de un nuevo esquema de intervención discrecional directa en el mercado cambiario, con el propósito de contener la revaluación y evitar sus efectos nocivos sobre el sector productivo.

Tras la liberación de la tasa de cambio a finales de 1999, se había determinado que el Banco de la República intervendría el mercado cambiario mediante la subasta de opciones *put* de acumulación de reservas o de opciones *call* de desacumulación de reservas, que serían convocadas por la junta directiva del Emisor, según lo considerara necesario. Adicionalmente, con el fin de controlar una eventual volatilidad, también se implementó un mecanismo de opciones *put* y *call*, las cuales se subastan automáticamente cuando se cumplan ciertas condiciones de volatilidad en el mercado cambiario.

Desde la implementación del mecanismo de intervención discrecional, la junta Directiva del Banco de la República no ha convocado opciones de acumulación o desacumulación de reservas y todas las operaciones que ha realizado de intervención en el mercado cambiario han sido mediante el esquema de intervención discrecional, que permitió la compra por parte del Emisor, de 3.731 millones de dólares durante los diez primeros meses del año 2005, logrando una desaceleración relativa de la revaluación y que representan alrededor de 8.5 billones de pesos de liquidez adicional en la economía, que finalmente se han traducido en un estímulo a la demanda, hecho que por lo demás preocupa a algunos analistas por el efecto que pueda tener sobre la inflación, justamente cuando su cifra del 4.7 anual, medida en diciembre 2005, se sitúa como la más baja en los últimos cincuenta años.

Aunque en los últimos tres años (2003/04/05) el crecimiento de la economía colombiana ha sido ligeramente inferior a la media Latinoamericana, la cifra del 4% anual, considerada buena por el Gobierno y las proyecciones para el 2006, al final del cual, el PIB alcanzaría un crecimiento del 5%, sumado al bajo nivel de inflación y a las cifras record de exportaciones y acumulación de reservas (19.251,9 y 15.126,43 millones de dólares a noviembre y diciembre de 2005, respectivamente) han permitido mejorar la percepción de Colombia en los mercados internacionales de capitales, de tal forma que el índice de riesgo país llega en diciembre /05, a su nivel más bajo en la historia nacional: 230 puntos, cifra absolutamente inferior a la registrada a finales de los años 90 cuando bordeó el techo de los 1.000 puntos. Sin embargo frente al comportamiento de la tasa de cambio, en el corto plazo, esta situación podría agudizar la caída del dólar por la entrada de divisas a través del aumento de la demanda de títulos de deuda interna y externa por parte de los inversionistas extranjeros. En contrario, otra amenaza a una eventual estabilización de la tasa de cambio, procederá de la variable política; contando que el 2006 será un año de elecciones para Presidente de la República y Congreso Nacional y que el cruce de los procesos electorales con el comportamiento de la tasa de cambio, en el pasado reciente, siempre ha mostrado como resultado un incremento del precio del dólar.

En consideración a lo anteriormente expuesto, proyectar o pronosticar una variable tan volátil como la tasa de cambio en economías emergentes como la colombiana en el corto y mediano plazo, constituye una tarea difícil; por lo que sería de gran utilidad para los agentes económicos públicos y privados, realizar un seguimiento continuo de la variable en referencia para la formulación de presupuestos y proyectos con ingresos y egresos en dólares como condición *sine qua non* para la minimización del riesgo. Igualmente es necesario y recomendable tener información permanente sobre el comportamiento de la tasa de cambio, toda vez que los agentes públicos como el Gobierno Central y las empresas descentralizadas y los agentes económicos privados, como las grandes empresas nacionales y multinacionales con sede en Colombia que elaboren sus presupuestos y proyectos involucrando ingresos y/o egresos en dólares, deben considerar el tipo de tasa de cambio a utilizar, para preparar las respectivas proyecciones.

3. REVISIÓN TEÓRICA

Antes de 1973, el enfoque de determinación del Tipo de Cambio dominante, fue el denominado equilibrio de flujos, según este el tipo de cambio se determinaba como el precio de cualquier bien normal, por la demanda y oferta de divisas, respondiendo las mismas a los flujos de bienes servicios y capitales con el exterior, por lo tanto el tipo de cambio fluctuaba para equilibrar la oferta y demanda por divisas.

Con el derrumbamiento del sistema Breton Woods, se implantó a partir de 1973, un sistema de flotación generalizada de las principales monedas. Las fluctuaciones en los tipos de cambio resultaban excesivas respecto a sus determinantes fundamentales, y los mercados de cambio experimentaban una inestabilidad notable, la cual no era explicada por las teorías de determinación del tipo de cambio existente.

TEORÍAS MODERNAS DEL TIPO DE CAMBIO

Enfoque Mercado de Activos (*asset market*), surge en los años 70 y 80 toma en consideración las expectativas. Este enfoque postula que el tipo de cambio se determina por las condiciones de equilibrio de los stocks existentes de activos financieros. Igualmente, que los ajustes del tipo de cambio se producen con rapidez ante la llegada de nueva información; así mismo, que el tipo de cambio está fuertemente influido por consideraciones de rentabilidad, riesgo, y composición óptima de las carteras.

Los tipos de cambio están fuertemente dominados por las expectativas acerca de su valor futuro, las cuales pueden ser volátiles y causar inestabilidad en los mismos. El enfoque del mercado de activos considera que el tipo de cambio se determina esencialmente por las mismas fuerzas que determinan los precios de otros activos que se negocian en mercados altamente organizados y eficientes.

Dentro del enfoque de activos, los modelos monetarios del tipo de cambio han sido los más utilizados y los que han experimentado un desarrollo más importante. La principal característica de este tipo de modelos es que supone movilidad perfecta de capital y que los diferentes activos financieros son perfectamente sustitutivos.

Dentro de estos modelos monetarios se pueden distinguir dos tipos, según el supuesto que se adopte sobre la flexibilidad de precios y el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo en el corto plazo: los modelos de precios flexibles y los de precios rígidos.

Modelos monetarios con precios flexibles

En estos la paridad del poder adquisitivo se cumple permanentemente, al igual que la paridad no cubierta de intereses, a través de la cuál se introducen las expectativas del tipo de cambio en la ecuación fundamental del mismo. Así el tipo de cambio resulta ser igual a sus componentes fundamentales¹⁶ (denominados fundamentos), más un término que recoge el cambio esperado en el tipo de cambio.

Dentro de estos se destacan según el tipo de expectativas que usen: los modelos monetarios con expectativas adaptativas, modelos monetarios con expectativas regresivas y modelos monetarios con expectativas racionales.

Modelos Monetarios con precios rígidos

Iniciaron su desarrollo con Dorbusch (1976), siendo los determinantes del tipo de cambio en el largo plazo los del modelo con precios flexibles. Sin embargo la dinámica a corto plazo del tipo de cambio es diferente debido al supuesto de las rigideces de precios, lo que implica que la PPP, no se cumple en este horizonte temporal. Estos explican el fenómeno del la sobreacción (***Overshooting***) del tipo de cambio, debido a las diferentes velocidades de ajuste de los mercados de activos financieros y de bienes¹⁷.

¹⁶ Dentro de los fundamentos, cuya composición depende de la especificación del modelo, la principal variable es la cantidad de dinero relativa

¹⁷ Buitier, W. y Miller, M. (1981) "Real exchange rate overshooting and the output cost of bringing down inflation", *European Economic Review*, Vol. 18. pp. 85 - 123.

Modelos de Equilibrio de Cartera y de la Cuenta Corriente

El supuesto fundamental es que los activos denominados en diferentes monedas no son sustitutivos perfectos de las carteras, debido a que sus riesgos implícitos son diferentes, los agentes por lo tanto tienen aversión al riesgo.

Desarrollos Recientes

Los desarrollos en los años 90 siguen dos corrientes principales: la primera, continúa tratando de explicar el comportamiento del tipo de cambio en el corto plazo, basándose en los movimientos no lineales del tipo de cambio¹⁸. Dentro de estos, las más representativas han sido la modelización dinámica del tipo de cambio dentro de una zona objetivo; el estudio de la microestructura del mercado de divisas y, la aplicación de modelos del tipo caos determinista al tipo de cambio¹⁹. La segunda, se concentra en la modelización del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, basándose en modelos optimizadores intertemporales de la cuenta corriente.

4. ESTUDIO EMPÍRICO

Metodología

Como se anota en la introducción del trabajo, la siguiente estimación se basa en la TRM diaria desde 2000:01 – 2005:07 tomando como fuente la antigua Superintendencia Bancaria, hoy Superintendencia Financiera.

Se parte por adecuar la serie; se diferencia para hacerla estacionaria, y luego se saca el logaritmo para estabilizar la varianza. Siguiendo la metodología Box- Jenkins, el objetivo es encontrar el proceso generador de datos para hacer el pronóstico, el cuál se puede apreciar en el gráfico No. 2.

Como la serie presenta volatilidad, la cual no es constante en el tiempo, se aplica un modelo GARCH diseñado para modelar y pronosticar la volatilidad, muy utilizado por los analistas de series de tiempo y los administradores de riesgos. Su éxito se debe a que el pronóstico de la volatilidad captura en gran medida la heterocedasticidad de la serie de tiempo.

¹⁸ Meese, R., Rose, A. (1991) "An empirical assessment of non-linearities in models of exchange rate determination", *Review of Economic Studies*. Vol. 58pp. 603 – 619.

¹⁹ Krugman, P. (1991) "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 669 – 682

Gráfico No. 2

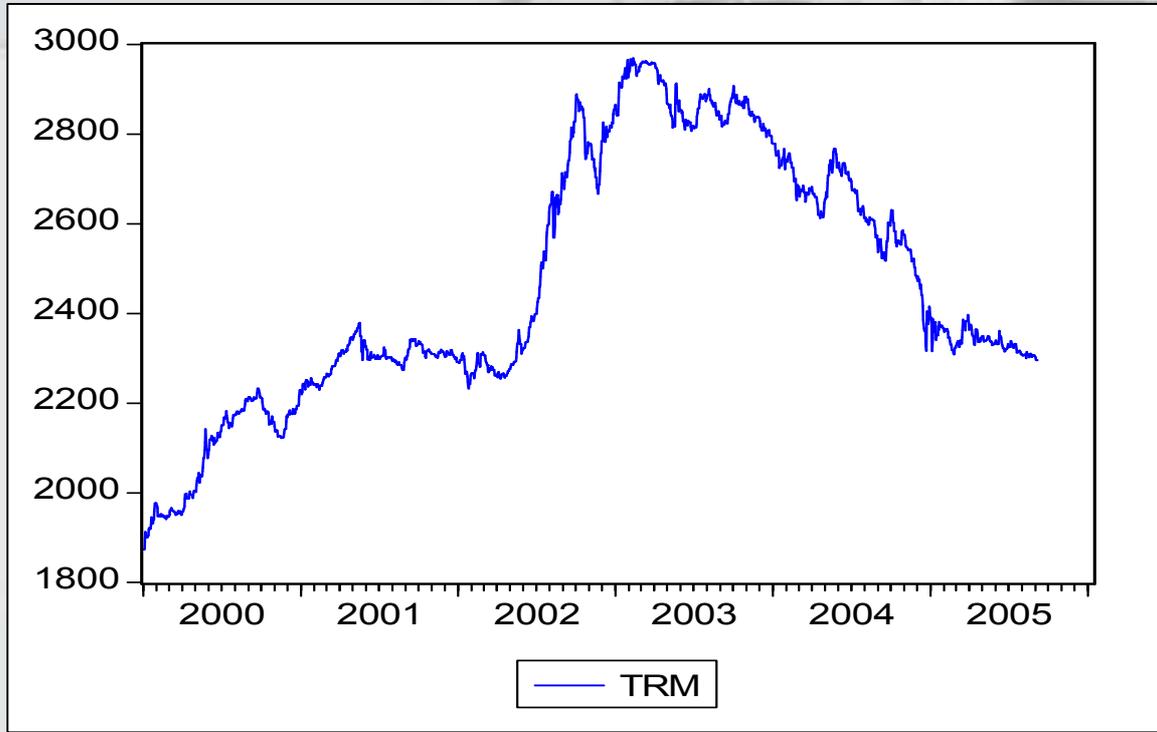
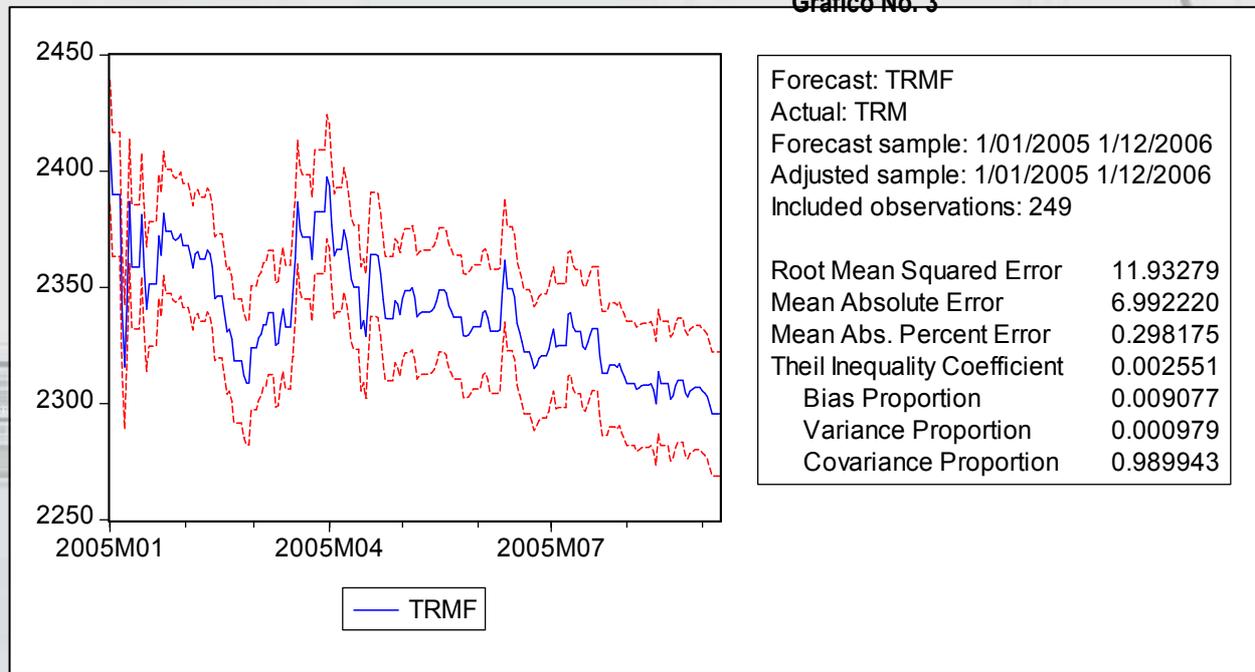


Gráfico No. 3



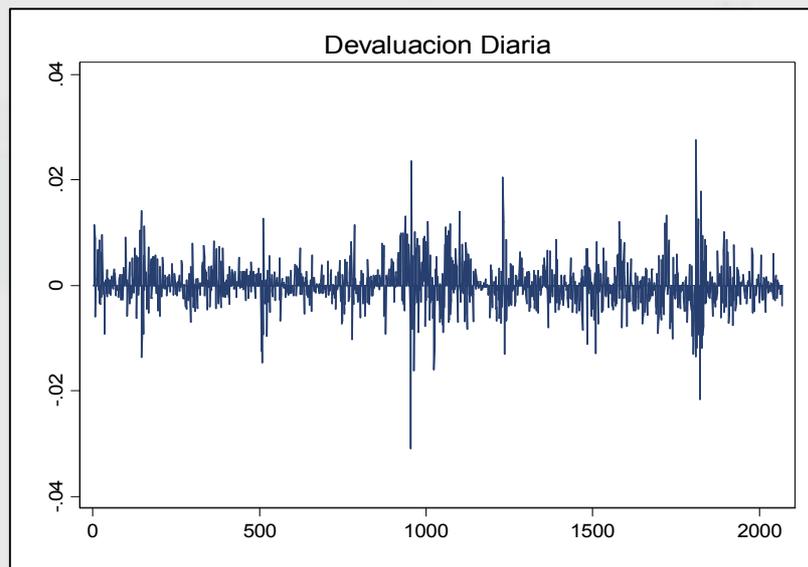
En el gráfico No. 3 se aprecia el pronóstico para 01/01/2000 – 01/12/2006, en este se puede apreciar los estadísticos asociados al error cercanos a cero, y, por su parte el estadístico asociado a la correlación cercano a uno. Debido a que el modelo presentaba síntomas de efectos ARCH, se hizo necesario profundizar este análisis.

Para efectos de la estimación del modelo ARIMA y del modelo GARCH se requiere que la serie sea estacionaria, para esto, se utilizó la siguiente transformación:

$$d \ln TRM = \ln TRM_t - \ln TRM_{t-1}$$

El gráfico No.4 presenta el comportamiento estacionario de la devaluación diaria para la variable que se transformó.

Gráfica No. 4



A continuación se presenta el correlograma donde se pueden observar la FAC y la FACP.

LAG	AC	PAC	-1 Q	0 Prob>Q	1-1 [Autocorrelation]	0 1 [Partial Autocor]
1	0.1722	0.1723	61.4	0.0000		
2	-0.1079	-0.1419	85.502	0.0000		
3	-0.0024	0.0456	85.513	0.0000		
4	-0.0146	-0.0404	85.958	0.0000		
5	0.0606	0.0802	93.563	0.0000		
6	0.0265	-0.0085	95.021	0.0000		
7	-0.0357	-0.0215	97.662	0.0000		
8	-0.0135	-0.0037	98.042	0.0000		
9	0.0548	0.0566	104.28	0.0000		
10	0.0261	0.0002	105.7	0.0000		
11	0.0134	0.0208	106.07	0.0000		
12	-0.0220	-0.0272	107.08	0.0000		
13	0.0495	0.0730	112.17	0.0000		

14	0.1271	0.0953	145.82	0.0000		
15	-0.0093	-0.0421	146	0.0000		
16	-0.0281	0.0071	147.64	0.0000		
17	-0.0097	-0.0118	147.84	0.0000		
18	-0.0096	-0.0067	148.03	0.0000		
19	0.0189	0.0018	148.78	0.0000		
20	0.0312	0.0264	150.81	0.0000		
21	0.0203	0.0248	151.68	0.0000		
22	0.0082	0.0040	151.82	0.0000		
23	0.0080	-0.0022	151.95	0.0000		
24	0.0250	0.0247	153.27	0.0000		
25	0.0205	0.0090	154.15	0.0000		
26	0.0173	0.0206	154.77	0.0000		
27	0.0494	0.0383	159.89	0.0000		
28	0.0278	0.0079	161.51	0.0000		
29	0.0104	0.0198	161.74	0.0000		
30	0.0193	0.0140	162.52	0.0000		
31	0.0039	0.0018	162.55	0.0000		
32	-0.0321	-0.0344	164.71	0.0000		
33	0.0172	0.0242	165.34	0.0000		
34	0.0256	0.0016	166.72	0.0000		
35	0.0121	0.0082	167.03	0.0000		

Utilizando el anterior resultado se puede decir que el proceso depende de los dos primeros rezagos, con esta información se estimaron diferentes modelos como ARMA (2,2), ARMA (1,2), ARMA (2,1) y AR (2) siendo este último el que presentó el mejor comportamiento de sus errores satisfaciendo las condiciones requeridas como se mostrará más adelante. De esta manera, se procedió a realizar la estimación, donde se observa, que los parámetros tanto del primero como del segundo rezago son significativos.

ARIMA regression

Sample: 2 to 2068 Number of obs = 2067
 Wald chi2(2) = 106.87
 Log likelihood = 8825.631 Prob > chi2 = 0.0000

dltrm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dltrm						
_cons	.0000962	.0000788	1.22	0.222	-.0000582	.0002506
ARMA						
ar						
L1	.1966809	.0217757	9.03	0.000	.1540013	.2393606
L2	-.1417169	.021769	-6.51	0.000	-.1843833	-.0990505
/sigma	.0033839	.0000526	64.30	0.000	.0032807	.003487

La siguiente ecuación describe el proceso autorregresivo que sigue la TRM:

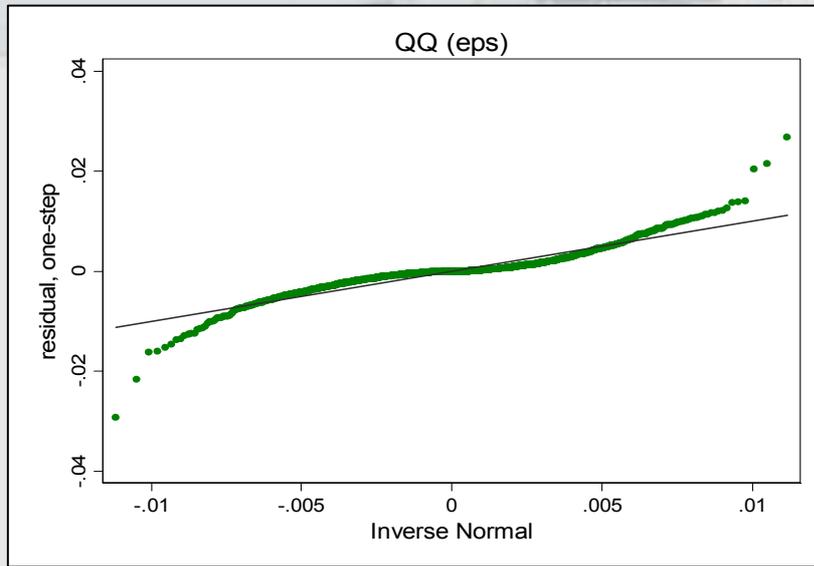
$$d \ln TRM_t = 0.1966809d \ln TRM_{t-1} - 0.14171690.1966809d \ln TRM_{t-2} + e_t$$

Con los residuales obtenidos de la anterior estimación, se procede nuevamente a observar el correlograma y las funciones de autocorrelación y de autocorrelación parcial, de tal manera que como se puede observar a continuación, no se presentan problemas con los residuales.

LAG	AC	PAC	-1 Q	0 Prob>Q	1-1 [Autocorrelation]	0 [Partial Autocor]	1
1	0.0065	0.0066	.08871	0.7658			
2	-0.0135	-0.0135	.46435	0.7928			
3	0.0610	0.0612	8.177	0.0425			
4	-0.0422	-0.0434	11.866	0.0184			
5	0.0590	0.0617	19.087	0.0019			
6	0.0195	0.0135	19.873	0.0029			
7	-0.0256	-0.0189	21.234	0.0034			
8	-0.0117	-0.0204	21.52	0.0059			
9	0.0547	0.0582	27.74	0.0011			
10	0.0077	0.0066	27.863	0.0019			
11	0.0295	0.0296	29.674	0.0018			
12	-0.0165	-0.0232	30.242	0.0026			
13	0.0309	0.0397	32.228	0.0022			
14	0.1246	0.1154	64.545	0.0000			
15	-0.0278	-0.0281	66.154	0.0000			
16	-0.0092	-0.0134	66.33	0.0000			
17	-0.0005	-0.0089	66.331	0.0000			
18	-0.0124	-0.0032	66.654	0.0000			
19	0.0175	0.0008	67.296	0.0000			
20	0.0252	0.0227	68.626	0.0000			
21	0.0174	0.0281	69.255	0.0000			
22	0.0110	0.0102	69.506	0.0000			
23	0.0071	-0.0078	69.612	0.0000			
24	0.0250	0.0229	70.917	0.0000			
25	0.0213	0.0159	71.868	0.0000			
26	0.0108	0.0140	72.112	0.0000			
27	0.0486	0.0400	77.073	0.0000			
28	0.0225	0.0119	78.139	0.0000			
29	0.0084	0.0139	78.285	0.0000			
30	0.0175	0.0099	78.926	0.0000			
31	0.0114	0.0120	79.2	0.0000			
32	-0.0340	-0.0378	81.633	0.0000			
33	0.0231	0.0160	82.756	0.0000			
34	0.0198	0.0106	83.583	0.0000			
35	0.0027	0.0022	83.599	0.0000			

Como se puede observar en el gráfico No.5, la línea verde se desvía en sus extremos indicando que la distribución de los errores del modelo AR (2) estimado presenta colas anchas y por ende su curtosis es mayor que 3, de esta manera se puede decir que replica uno de los hechos estilizados de los modelos GARCH, así mismo, refleja lo que sucede con los agrupamientos de volatilidad característicos de estos modelos.

Gráfico No. 5



La anterior evidencia de volatilidad sumada a la presencia de autocorrelación en los residuales al cuadrado que muestra el siguiente cuadro, indican la presencia de efecto GARCH ya que una de las características de estos modelos es una alta volatilidad y con la varianza que es el mismo error al cuadrado (o por lo menos son una proxy) se corrobora esta situación.

LAG	AC	PAC	-1 Q	0 Prob>Q	1-1 [Autocorrelation]	0 1 [Partial Autocor]
1	0.1392	0.1392	40.096	0.0000		
2	0.1338	0.1167	77.168	0.0000		
3	0.0944	0.0639	95.648	0.0000		
4	0.2339	0.2070	209.02	0.0000		
5	0.0872	0.0228	224.8	0.0000		
6	0.1448	0.0889	268.29	0.0000		
7	0.1124	0.0566	294.5	0.0000		
8	0.1177	0.0328	323.27	0.0000		
9	0.0788	0.0215	336.18	0.0000		
10	0.0689	-0.0075	346.05	0.0000		

No obstante, la afirmación de efecto GARCH se comprueba con el siguiente test:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \mu_t$$

$$H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$$

$$H_a : \text{existe un } \alpha_i \neq 0$$

$$TR^2 \approx \chi_q^2$$

Los resultados se presentan a continuación, rechazando la hipótesis nula, lo que quiere decir que uno o varios de los alfas son estadísticamente diferentes de cero. Se puede observar que los rezagos 1, 2 y 4 resultan ser significativos.

ARCH-LM test

. regress eps2 l(1/5).eps2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2062	
				F(5, 2056) = 35.22	
Model	2.4112e-07	5	4.8225e-08	Prob > F	= 0.0000
Residual	2.8153e-06	2056	1.3693e-09	R-squared	= 0.0789
				Adj R-squared = 0.0766	
Total	3.0565e-06	2061	1.4830e-09	Root MSE	= 3.7e-05

eps2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eps2						
L1	.0968765	.0220466	4.39	0.000	.0536406	.1401124
L2	.0858989	.0216329	3.97	0.000	.0434742	.1283236
L3	.0385155	.0216979	1.78	0.076	-.0040366	.0810675
L4	.2047921	.0216319	9.47	0.000	.1623694	.2472148
L5	.0228423	.021993	1.04	0.299	-.0202887	.0659733
_cons	6.25e-06	9.24e-07	6.77	0.000	4.44e-06	8.06e-06

TR²=162.67082 P-VALOR= 2.668e-33

Teniendo en cuenta que el primer coeficiente en el anterior test es significativo, se estimaron diferentes modelos, que se presentan a continuación. En esta estimación tanto los coeficientes del AR (2) como los del GARCH (1,1) son significativos.

ARCH family regression -- AR disturbances

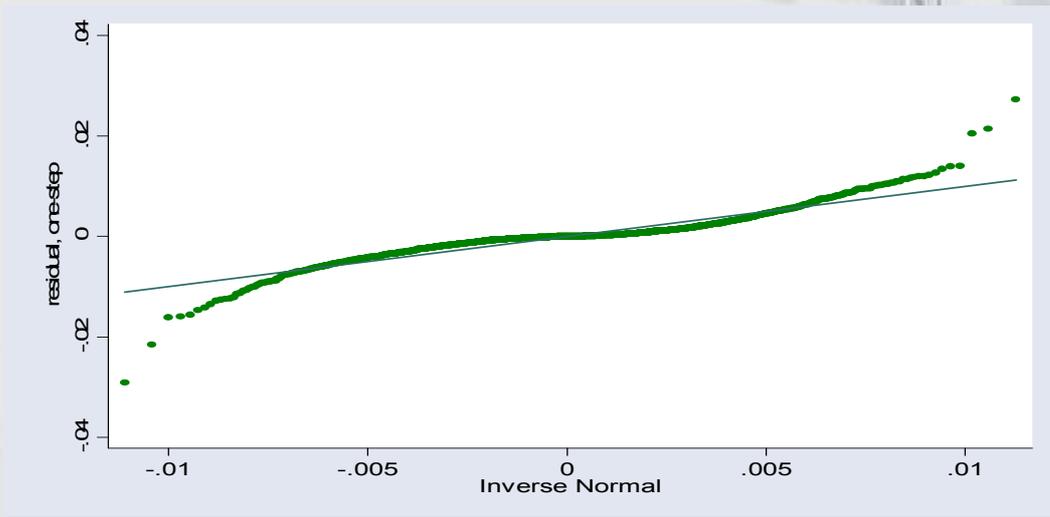
Sample: 2 to 2068 Number of obs = 2067
 Wald chi2(2) = 79.15
 Log likelihood = 9144.487 Prob > chi2 = 0.0000

dltm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dltm						
_cons	6.21e-06	.0000616	0.10	0.920	-.0001145	.0001269
ARMA						
ar						
L1	.2138459	.0255899	8.36	0.000	.1636907	.2640011
L2	-.1199454	.0260216	-4.61	0.000	-.1709469	-.068944
ARCH						
arch						
L1	.1300041	.0140498	9.25	0.000	.102467	.1575411
garch						
L1	.8512507	.013017	65.40	0.000	.8257379	.8767636
_cons	3.02e-07	5.07e-08	5.95	0.000	2.02e-07	4.01e-07

Con todo, aún no se conoce si el modelo GARCH (1,1) puede modelar por completo la heteroscedasticidad que se presenta.

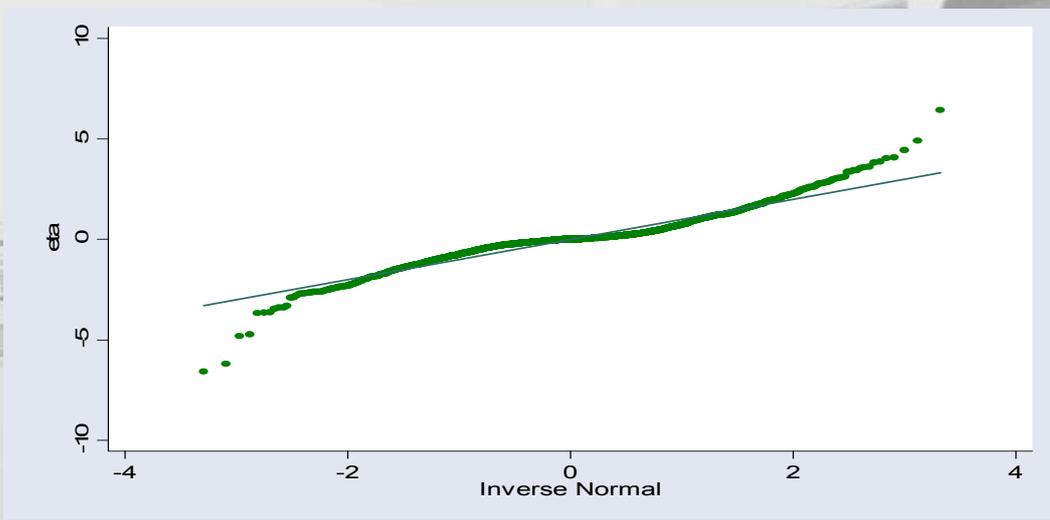
El modelo, como se muestra en el gráfico No.6 presenta errores no estandarizados con colas anchas.

Gráfico No. 6



Sin embargo los errores estandarizados continúan presentando el mismo problema de colas anchas.

Gráfico No. 7



Los residuales no estandarizados no están autocorrelacionados.

LAG	AC	PAC	-1 Q	0 Prob>Q	1-1 [Autocorrelation]	0 [Partial Autocor]	1
1	-0.0111	-0.0111	.25494	0.6136			
2	-0.0388	-0.0390	3.3737	0.1851			
3	0.0575	0.0568	10.236	0.0167			
4	-0.0412	-0.0418	13.757	0.0081			
5	0.0597	0.0638	21.156	0.0008			
6	0.0197	0.0143	21.964	0.0012			
7	-0.0285	-0.0186	23.646	0.0013			
8	-0.0132	-0.0214	24.011	0.0023			
9	0.0551	0.0567	30.309	0.0004			
10	0.0075	0.0072	30.425	0.0007			
11	0.0270	0.0301	31.946	0.0008			
12	-0.0210	-0.0258	32.867	0.0010			
13	0.0292	0.0386	34.639	0.0010			
14	0.1251	0.1162	67.254	0.0000			
15	-0.0302	-0.0248	69.16	0.0000			
16	-0.0116	-0.0104	69.44	0.0000			
17	-0.0002	-0.0094	69.44	0.0000			
18	-0.0127	-0.0047	69.775	0.0000			
19	0.0170	-0.0007	70.376	0.0000			
20	0.0247	0.0220	71.645	0.0000			
21	0.0161	0.0285	72.189	0.0000			
22	0.0092	0.0108	72.367	0.0000			
23	0.0057	-0.0075	72.434	0.0000			
24	0.0239	0.0224	73.634	0.0000			
25	0.0193	0.0148	74.418	0.0000			
26	0.0085	0.0138	74.57	0.0000			
27	0.0472	0.0401	79.25	0.0000			
28	0.0208	0.0123	80.154	0.0000			
29	0.0064	0.0148	80.24	0.0000			
30	0.0174	0.0112	80.873	0.0000			
31	0.0110	0.0127	81.127	0.0000			
32	-0.0354	-0.0379	83.759	0.0000			
33	0.0228	0.0152	84.856	0.0000			
34	0.0197	0.0095	85.67	0.0000			
35	0.0020	0.0028	85.678	0.0000			

De la misma manera los residuales estandarizados no están autocorrelacionados.

LAG	AC	PAC	-1 Q	0 Prob>Q	1-1 [Autocorrelation]	0 [Partial Autocor]	1
1	0.0379	0.0380	2.9778	0.0844			
2	0.0059	0.0045	3.0497	0.2176			
3	0.0604	0.0603	10.613	0.0140			
4	-0.0047	-0.0093	10.659	0.0307			
5	0.0615	0.0621	18.513	0.0024			
6	0.0257	0.0178	19.882	0.0029			
7	0.0148	0.0141	20.336	0.0049			
8	0.0461	0.0380	24.752	0.0017			
9	0.0329	0.0288	27.001	0.0014			
10	0.0222	0.0153	28.029	0.0018			
11	0.0019	-0.0067	28.037	0.0032			
12	0.0062	0.0016	28.116	0.0053			
13	0.0363	0.0295	30.863	0.0035			

14	0.0673	0.0614	40.29	0.0002		
15	-0.0042	-0.0135	40.327	0.0004		
16	0.0005	-0.0052	40.327	0.0007		
17	0.0111	0.0016	40.586	0.0011		
18	-0.0068	-0.0108	40.682	0.0017		
19	0.0155	0.0071	41.184	0.0023		
20	0.0167	0.0131	41.763	0.0030		
21	0.0364	0.0338	44.538	0.0020		
22	0.0244	0.0138	45.788	0.0021		
23	-0.0039	-0.0095	45.819	0.0031		
24	0.0091	0.0037	45.992	0.0044		
25	0.0233	0.0207	47.128	0.0047		
26	0.0012	-0.0047	47.131	0.0068		
27	0.0771	0.0709	59.589	0.0003		
28	0.0219	0.0104	60.599	0.0003		
29	-0.0037	-0.0070	60.628	0.0005		
30	0.0223	0.0089	61.673	0.0006		
31	0.0100	0.0067	61.884	0.0008		
32	-0.0416	-0.0511	65.517	0.0004		
33	0.0060	-0.0006	65.593	0.0006		
34	0.0349	0.0288	68.15	0.0005		
35	0.0139	0.0045	68.554	0.0006		

PRUEBAS DE NORMALIDAD DE LOS ERRORES

.swilk eta

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
eta	2067	0.92292	94.197	11.576	0.00000

.sfrancia eta

Shapiro-Francia W' test for normal data

Variable	Obs	W'	V'	z	Prob>z
eta	2067	0.92147	84.659	7.332	0.00001

.summarize eta

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
eta	2067	.0161104	1.002257	-6.582306	6.449968

.ksmirnov eta = normprob(eps-r(mean))/sqrt(r(Var))

One-sample Kolmogorov-Smirnov test against theoretical distribution
 $\text{normprob}(\text{eps}-r(\text{mean}))/\text{sqrt}(r(\text{Var}))$

Smaller group D P-value Corrected

```
-----
eta:      0.5033  0.000
Cumulative: -0.4875  0.000
Combined K-S:  0.5033  0.000  0.000
```

Las anteriores pruebas, tienen como hipótesis nula que los errores siguen una distribución normal, en todas se está rechazando dicha hipótesis. Una forma de solucionar esto sería suponer que los errores siguen una distribución de colas aún más anchas como la t-student o la doble exponencial, otra manera es usar estimadores QML que asumen dicha distribución en la función de verosimilitud pero teniendo en cuenta que la distribución de los errores estandarizados no es normal, como en efecto se ha trabajado el presente ejercicio.

En la siguiente salida podemos ver los resultados en los que el valor de los coeficientes no cambia, sólo lo hace la varianza, lo cual se puede observar en el error estándar de cada uno de los coeficientes asociados al ARCH y al GARCH.

ARCH family regression -- AR disturbances

```
Sample: 2 to 2068      Number of obs   =   2067
                    Wald chi2(2)   =   86.05
Log pseudolikelihood = 9144.487    Prob > chi2    =   0.0000
```

```
-----
          |      Semi-robust
          |      Coef. Std. Err.  z  P>|z|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
dltrm    |
  _cons  |  6.21e-06  .0000726   0.09  0.932  -.0001361  .0001485
-----+-----
ARMA     |
  ar     |
  L1.    |  .2138474  .027069   7.90  0.000  .1607931  .2669017
  L2.    | -.1199598  .0242398  -4.95  0.000  -.167469  -.0724505
-----+-----
ARCH     |
  arch   |
  L1.    | .1299954  .0206581   6.29  0.000  .0895063  .1704844
  garch  |
  L1.    | .8512535  .0164987  51.60  0.000  .8189166  .8835904
  _cons  |  3.02e-07  8.54e-08   3.53  0.000  1.34e-07  4.69e-07
-----
```

Aplicando el siguiente test RV queremos probar que el modelo sea estacionario, como se ve al final de la siguiente salida, el p-valor para el test de Wald es muy bajo indicando que con una significancia del 5% se

rechaza la hipótesis nula de que la suma de los coeficientes alfa y beta del ARCH y el GARCH respectivamente dan igual a uno, por lo que podemos afirmar que el modelo es estacionario.

Log likelihood = 9107.474 Prob > chi2 = 0.0016

Constraints:

(1) [ARCH]L.arch + [ARCH]L.garch = 1

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	

dltrm						
_cons	2.42e-07	.0000526	0.00	0.996	-.0001028	.0001033

ARMA						
ar						
L2	-.0828939	.0263204	-3.15	0.002	-.1344809	-.0313069

ARCH						
arch						
L1	.1548127	.013732	11.27	0.000	.1278986	.1817269
garch						
L1	.8451873	.013732	61.55	0.000	.8182731	.8721014
_cons	2.65e-07	4.41e-08	5.99	0.000	1.78e-07	3.51e-07

El test de Wald arrojó el siguiente resultado:

. test [ARCH]L.arch + [ARCH]L.garch = 1

(1) [ARCH]L.arch + [ARCH]L.garch = 1

chi2(1) = 5.46
 Prob > chi2 = 0.0195

Y para probar que no quedó efecto ARCH pendiente por modelar se utiliza el test Lundbergh y Teräsvirta.

. // Ho: No efecto arch //

. reg eta2 l(1/5).eta2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2062	

Model	15.9450109	5	3.18900219	F(5, 2056) = 0.48	Prob > F = 0.7945
Residual	13777.0313	2056	6.70089073	R-squared = 0.0012	

Total	13792.9764	2061	6.69237087	Adj R-squared = -0.0013	Root MSE = 2.5886

eta2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eta2						
L1	.0015263	.0220686	0.07	0.945	-.0417528	.0448054
L2	-.0310523	.0218832	-1.42	0.156	-.0739678	.0118632
L3	.009618	.0218928	0.44	0.660	-.0333164	.0525524
L4	-.0099703	.0218834	-0.46	0.649	-.0528862	.0329456
L5	.0019624	.0218836	0.09	0.929	-.0409539	.0448786
_cons	1.026036	.0757713	13.54	0.000	.8774397	1.174633

. local chi2 e(N)*e(r2)

. di in ye `chi2'
2.3837214

. di chi2tail(5,`chi2')
.79389584

Este p-valor indica que no se rechaza la hipótesis de que no hay más exceso de heteroscedasticidad sin modelar, toda quedo modelada dentro del GARCH (1,1).

El siguiente test se hace con la finalidad de probar que el GARCH estimado tenga el número de rezagos adecuados.

. // Bollerslev (86) //

. // a) Ho: GARCH(p,q) Ha: GARCH(p,q+r) //

. reg eta2 l(2/2).eps2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2065	
				F(1, 2063) = 0.99	
Model	6.69639973	1	6.69639973	Prob > F = 0.3210	
Residual	14022.1869	2063	6.79698832	R-squared = 0.0005	
				Adj R-squared = -0.0000	
Total	14028.8833	2064	6.79693959	Root MSE = 2.6071	

eta2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eps2						
L2	-1469.963	1480.963	-0.99	0.321	-4374.301	1434.374
_cons	1.022128	.0598346	17.08	0.000	.9047857	1.139471

. local chi2 e(N)*e(r2)

. di in ye `chi2'

.9856854

. di chi2tail(1,`chi2')
.32079919

Con este p-valor uno puede decir que no se rechaza la hipótesis de que el modelo no requiere de más rezagos en la parte ARCH o sea en el error.

. // b) Ho: GARCH(p,q) Ha: GARCH(p+s,q) //

. reg eta2 l(2/2).h

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2066
				F(1, 2064) = 0.23
Model	1.57533477	1	1.57533477	Prob > F = 0.6303
Residual	14028.318	2064	6.79666571	R-squared = 0.0001
				Adj R-squared = -0.0004
Total	14029.8934	2065	6.79413722	Root MSE = 2.607

eta2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
h					
L2	-1865.473	3874.81	-0.48	0.630	-9464.416 5733.471
_cons	1.027317	.0740373	13.88	0.000	.8821213 1.172512

. local chi2 e(N)*e(r2)

. di in ye `chi2'
.23197907

. di chi2tail(1,`chi2')
.63006024

De la misma manera con este p-valor no rechaza la hipótesis de que el modelo no requiere más rezagos en la parte GARCH o sea por el lado de la varianza.

Finalmente se prueba que no haya linealidades en la varianza con la Prueba de Engle y Ng (1993)

$$\eta_t^2 = r_0 + r_1 S_{t-1}^- + r_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + r_3 S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

Ho : $r_1 = r_2 = r_3 = 0$, no existen asimetrías

Ha : *algun* $r_i \neq 0$

Esto quiere decir, que bajo la hipótesis nula los choques positivos afectan en igual magnitud que los choques negativos. Mientras que bajo la alterna los errores positivos o los negativos (según el caso) pesan más que los otros.

. regress eta2 l.eSmenos l.eSmenos l.eSmas

Source	SS	df	MS	Number of obs = 2066
				F(3, 2062) = 0.07
Model	1.4280942	3	.476031401	Prob > F = 0.9760
Residual	14028.4653	2062	6.80332942	R-squared = 0.0001
				Adj R-squared = -0.0014
Total	14029.8934	2065	6.79413722	Root MSE = 2.6083

eta2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Smenos						
L1	.0500766	.1443782	0.35	0.729	-.2330657	.3332189
eSmenos						
L1	11.1807	30.7585	0.36	0.716	-49.14026	71.50165
eSmas						
L1	7.634622	29.53827	0.26	0.796	-50.29333	65.56258
_cons	.9816621	.1053664	9.32	0.000	.7750264	1.188298

Aquí observamos, que ninguno de los coeficientes resultó ser significativo con lo que no se rechaza que no hay más no linealidad.

Para concluir, dados los resultados anteriores, podemos decir que el modelo se describe bien con las siguientes dos ecuaciones para sus dos primeros momentos.

Semi-robust						
dltrm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dltrm						
_cons	6.21e-06	.0000726	0.09	0.932	-.0001361	.0001485
ARMA						
ar						
L1.	.2138474	.027069	7.90	0.000	.1607931	.2669017
L2.	-.1199598	.0242398	-4.95	0.000	-.167469	-.0724505
ARCH						
arch						
L1.	.1299954	.0206581	6.29	0.000	.0895063	.1704844
garch						
L1.	.8512535	.0164987	51.60	0.000	.8189166	.8835904
_cons	3.02e-07	8.54e-08	3.53	0.000	1.34e-07	4.69e-07

Media

$$dltrm = 0.2138474dltrm_{t-1} - 0.1199598dltrm_{t-2} + e_t$$

$$\text{Varianza } h_t = 0.1299954e_{t-1}^2 + 0.8512535h_{t-1}$$

En ninguna de las dos la constante resultó ser significativa.

5. CONCLUSIONES

Dado que el riesgo es parte inevitable del proceso de toma de decisiones económicas en general, y de decisiones de inversión en particular, por lo que el beneficio que se pueda obtener de cualquier decisión o medida que se adopte, debe asociarse al riesgo inherente a dicha decisión.

En las últimas décadas se han presentado grandes turbulencias de la tasa de cambio, así mismo, ataques especulativos a las monedas de países de diferente grado de desarrollo especialmente en los emergentes como Colombia, donde la volatilidad cambiaria como medida estadística es histórica. La inestabilidad inherente al tipo de cambio introduce una fuente de distorsión al comercio internacional de bienes, luego, la determinación de un modelo que pueda predecir su evolución o tendencia resulta bastante útil a los agentes económicos tanto públicos como privados, para la formulación de presupuestos y proyectos con ingresos y egresos en dólares como condición *sine qua non* para la minimización del riesgo..

Acorde con la evolución de la teoría asociada al tipo de cambio, se ha visto el surgimiento de diversas metodologías para tratar de pronosticar el comportamiento de este, los cuales van desde análisis técnico, fundamental, modelos monetarios en diferentes modalidades²⁰, con los cuales no se ha logrado explicar satisfactoriamente el comportamiento volátil del tipo de cambio en el corto plazo, ya que este se encuentra determinado por fuerzas de oferta y demanda. El comportamiento a mediano y largo plazo puede analizarse mediante el estudio de los fundamentales como la oferta monetaria, el PIB, las tasa de interés y las expectativas de los agentes.

Bajo la metodología ARIMA se realizó un pronóstico, pero debe tenerse en cuenta que este se basa en el pasado de la variable, más unos choques aleatorios. Como la serie presenta volatilidad, la cual, no es constante en el tiempo, se aplica un modelo GARCH diseñado para modelar y pronosticar la volatilidad, muy utilizado por analistas de series de tiempo y administradores de riesgos. Su éxito se debe a que el pronóstico de la volatilidad captura en gran medida la heterocedasticidad de la serie de tiempo. Se evidencia la presencia de efecto ARCH, y, GARCH, así mismo, no se presentan linealidad de los errores.

La ventaja del uso de un modelo (por eso el énfasis en el análisis), es que cuando se tiene un portafolio con instrumentos de diferente naturaleza, es preciso identificar los factores de riesgo, a fin de construir una matriz de varianzas y covarianzas que refleje los riesgos del portafolio.

Podemos utilizar el beta encontrado en el modelo GARCH, y para el cálculo del VAR, reemplazando este como mejor medida por la desviación estándar.

²⁰ Con flexibilidad de precios, expectativas racionales, dinámicos, de equilibrio de cartera, en zonas objetivo, caos.

6. BIBLIOGRAFÍA

Allen, H. y Taylor, M. (1990) "Charts, noise and Fundamentals in foreign Exchange Markets", *Economic Journal*, Vol.100. pp.49 – 59

Andrade, L.F. "El desafío macroeconómico". Pág. 72. *Revista DINERO*. No. 236. 2005

Buiter, W. y Miller, M. (1981) "Real exchange rate overshooting and the output cost of bringing down inflation", *European Economic Review*, Vol. 18. pp. 85 – 123.

Dornbush, R. (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84. pp. 1161 – 1176

Dornbush, R., Fischer, I. (1980) "Exchange rates and current account", *American Economic Review*, vol. 70. pp. 960 – 971.

Engel, C. (1993) "Real Exchange Rates an Relative Prices: An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, pp. 33 – 50.

Fernández Riva. J. "Las sorpresas de 2005". P. 74. *Revista DINERO*. No. 244. 2005.

Feyzioglu, T. (1997) "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland" *IMF WP/97/109*

Krugman, P. (1991) "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 669 – 682

Meese, R., Rose, A. (1991) "An empirical assessment of non-linearities in models of exchange rate determination", *Review of Economic Studies*. Vol. 58pp. 603 – 619.

Mussa, M (1982) "A model of exchange rate dynamics", *Journal of Political Economics*. Vol. 90. pp. 74 – 104

Oliveros, H., Huertas, C. (2003) "Desequilibrios nominales y reales del tipo de cambio en Colombia". *Ensayos sobre política Económica*. *Revista* 43 Junio.

Revista DINERO. No. 199. "El dólar puede caer más". Pág. 24 -28. 2004

Revista DINERO. No. 221. "Consenso. Colombia, un año sin gloria". Pág. 30 -31. 2005

Revista DINERO. No. 229. "¿Qué pasa con América Latina?" Pág. 24 -25. 2005

Revista DINERO. No. 237. "Colombia no es la excepción". Pág. 24 -25. 2005

Revista DINERO. No. 241. "Colombia. Un crecimiento insuficiente". Pág. 38, 40, 42. 2005

Rodriguez, C. (1980) "The role of trade flows in exchange rate determination: A rational expectations Approach", *Journal of Political Economy*, vol. 88. pp. 1148 – 1158.

Ulloa, S. "Fortaleza del dólar: un cierre inesperado". Pág. 64. *Revista DINERO*. No. 243. 2005.