

UNIVERSIDAD DEL ROSARIO

FACULTAD DE ECONOMÍA

***ANÁLISIS DE LA CRISIS FINANCIERA DE ESTADOS UNIDOS (2007-2008) Y LA
CRISIS DE DEUDA (2011): SU RELACIÓN E IMPACTO SOBRE UNO DE LOS
FUNDAMENTALES DE LA ECONOMÍA COLOMBIANA, LA TASA DE CAMBIO.***

Juan David González Meza

Trabajo de grado

Noviembre, 2011

1. INTRODUCCION

Este documento presenta una perspectiva de como una economía pequeña y abierta (en temas comerciales y de inversión) como la colombiana, se ve afectada por choques que sufren economías grandes como la estadounidense.

Durante el periodo de estudio la economía de Estados Unidos sufrió dos choques: primero la crisis de las hipotecas subprime en los años 2007-2008; luego la crisis de deuda soberana de Estados Unidos en 2011. Estos dos choques afectaron la economía colombiana. En ambos casos, se puede establecer un hecho clave que detonó las crisis. En el primero, la entrada en el capítulo 11 de protección a bancarrotas por parte de Lehman Brothers, el 15 de septiembre de 2008.

En el segundo, el detonante fue la baja de la calificación de la deuda soberana de Estados Unidos por parte de Standard and Poor's el 5 de agosto de 2011.

Estos días claves en las crisis, afectaron los principales índices de la bolsa de Estados Unidos, especialmente los relacionados con la actividad financiera, luego es de suponer que posiblemente también afectaron fundamentales de la economía colombiana como lo es la tasa de cambio peso-dólar (USD/COP).

Este documento tiene como objeto principal, establecer el impacto de las crisis Norteamericana de 2007-2008 y de 2011, sobre la economía colombiana, específicamente sobre la tasa de cambio USD/COP. El documento también, analiza las causas que generaron dichas crisis en Estados Unidos, haciendo énfasis en la falta de regulación y control por parte de las instituciones del gobierno en la crisis de las hipotecas subprime. De igual forma se analiza el papel de las firmas calificadoras de riesgo, en la crisis de deuda estadounidense.

Para llevar a cabo el ejercicio cuantitativo se utilizaron dos series de tiempo, el índice NYSE Financial Index (NYK), el cual representa las principales empresas del sector financiero que se encuentran inscritas en la bolsa de Nueva York.

La otra serie es la tasa de cambio del peso colombiano frente al dólar estadounidense USD/COP. Ambas series diarias, para los años 2007-2008 en la crisis de las hipotecas subprime y de enero a octubre de 2011 para la crisis de deuda.

Para analizar la posible transmisión de los choques entre las dos economías se estiman modelos econométricos, tomando como variable independiente el índice financiero de la bolsa de Nueva York, NYK, y como variable dependiente la tasa de cambio. A partir de estos resultados se analizan los choques en el índice de la bolsa y los efectos en la tasa de cambio por medio de una metodología basada en el análisis de correlación (Rigobon, 2001), el cual evalúa las varianzas y covarianzas de ambas series y establece una correlación.

Los resultados indican que en ambas crisis hubo un aumento de la varianza de la variable independiente, que no se vio reflejado de igual forma en la correlación, ya que de por medio se produjo un cambio en la relación entre las variables.

Esto supone un cambio estructural del modelo, teniendo como punto de quiebre, la entrada en el capítulo 11 de protección a bancarrotas por parte de Lehman Brothers y la baja en la calificación de la deuda estadounidense por parte de Standard and Poor's.

El documento se desarrolla en seis secciones principales. La primera es la introducción. La segunda sección incluye una contextualización de las crisis, posibles causas y los roles de las entidades reguladoras en Estados Unidos en las dos crisis, pasando por entidades estatales como por entidades privadas. También, se hace un recuento de la historia del manejo de la deuda soberana su composición y el contexto.

En la tercera sección, se desarrollan los antecedentes, donde se muestran las cifras, se hace una descripción de las series, los principales indicadores y cuadros que relacionan los aspectos más importantes en términos cuantitativos necesarios para el desarrollo de la metodología.

Luego en la cuarta sección, se desarrolla la metodología del documento donde se enuncian las pruebas y los modelos que se van a desarrollar durante el documento. Igualmente se enuncia el análisis de correlación y la forma como se estima.

Seguidamente en la sección 5, se llevan a cabo los resultados basados en la metodología de la sección 4, se hacen las regresiones para estimar los modelos y basado en estos resultados hacer los análisis de correlación entre las variables para estas dos crisis. Además, se llevan a cabo diferentes pruebas de estabilidad del modelo y de cambio estructural.

En la sección 6, se desarrollan las conclusiones principales del documento, después la sección 7 contiene la bibliografía y finalmente la sección 8 tiene todos los anexos entre los

que se encuentran pruebas de estabilidad, regresiones y pruebas de cambio en varianza de las series.

2. CONTEXTO:

Es importante contextualizar las crisis y observar una línea del tiempo desde el inicio de estas. Primero se recuenta la crisis hipotecaria originada en las hipotecas sub prime en 2007¹ con desarrollo y evolución hasta 2008.

Luego se observan los hechos estilizados de la crisis de deuda soberana de Estados Unidos en 2011 originado por el aumento del techo de la deuda y la falta de coordinación entre el gobierno por el secretario del Tesoro y el congreso.

2.1 Crisis de las hipotecas sub prime 2007-2008

El 27 de febrero de 2007 se da inicio a la crisis financiera, con el anuncio de Freddie Mac de no seguir comprando las riesgosas hipotecas subprime ni sus títulos relacionados o vinculados.

Luego, el 2 de abril una de las compañías líder en préstamos de hipotecas subprime, New Century Financial Corporation, se declara en quiebra y se acoge al Capítulo 11 de protección de bancarrotas.

A finales de julio, la corporación financiera Country Wide alerta difíciles condiciones y Bearn Stearns liquida 2 fondos de cobertura que había invertido en varios tipos de títulos respaldados con hipotecas.

En agosto, se produce el ingreso al Capítulo 11 por protección a bancarrotas, de la compañía American Home Mortgage Investment Corporation. De igual forma, la junta directiva de la Reserva Federal anuncia que proveerá reservas para promover el intercambio en los fondos federales. También, se produce la baja en la calificación de los bonos de la corporación financiera Country Wide por parte de Fitch y solicita sus cupos de endeudamiento en las entidades bancarias.

¹Ver, Línea del tiempo de la crisis. Disponible en: <http://timeline.stlouisfed.org/index.cfm?p=timeline#>.

Dos meses después, en octubre, JP Morgan, Citi Group y Bank of America, anuncian la posibilidad de invertir USD 80.000 millones para comprar bienes altamente calificados, pero en diciembre, estas compañías deciden abandonar esta iniciativa debido a que argumentan que “los fondos no son necesarios en ese momento”.

Luego, en enero de 2008 Bank of America anuncia que comprara Countrywide Financial, por USD 4.000 millones.

En febrero, se produce un hecho importante para la crisis, el presidente George Bush, firma la ley de estímulos económicos ley 110-85; simultáneamente en Inglaterra el quinto banco más grande Northern Rock es tomado por el Tesoro del Reino Unido.

En julio, el presidente George Bush, firma una ley bajo la cual se autoriza al Tesoro a adquirir obligaciones de las empresas patrocinadas o financiadas por el gobierno (Government Sponsored Enterprises), llamada ley de recuperación de la vivienda y la economía ley 110-289.

El 15 de septiembre de 2008, se convierte en una de las fechas más importantes de esta crisis, ya que por un lado se produce el anuncio del Bank of America del intento de compra de Merrill Lynch por USD 50.000 millones y de forma simultánea Lehman Brothers entra en el capítulo 11 de protección a bancarrotas.

Un día después el 16 de septiembre, mientras el gobierno estadounidense el día anterior dejaba que Lehman Brothers se declarara en bancarota, enviaba un salvavidas a AIG hasta por USD 85.000 millones por medio del Banco de la Reserva Federal de Nueva York.

El 26 de septiembre la Oficina de Supervisión de Ahorro cierra el banco Washington Mutual, y JP Morgan adquiere la sección bancaria. En el mismo mes el Citigroup adquiere las operaciones bancarias de Wachovia Corporation.

En octubre el congreso convierte en ley el Acto de Emergencia de Estabilización Económica del presidente Bush ley 110-343 con un presupuesto de USD 700.000 millones para alivio económico, y con esto se espera comience la recuperación económica de Estados Unidos.

Esta línea del tiempo, muestra los hechos más relevantes de la crisis financiera, como una crisis inmobiliaria termino afectando los demás campos de la economía norteamericana y mundial.

2.2 Crisis de deuda soberana de Estados Unidos 2011

El problema del techo de deuda, es un tema que tiene una historia un poco más larga por lo que es necesario comenzar por un recuento histórico.

2.2.1 Historia del manejo de la deuda

Antes de la Primera Guerra Mundial, el congreso aprobaba prestar dinero para propósitos específicos como la construcción del canal de Panamá, también en algunas ocasiones señalaba que tipos de instrumentos financieros debería utilizar el Tesoro, además de especificar y limitar las tasas de interés, vencimientos y detalles de cuando podían ser redimidos los bonos.

Debido a que especialmente en momentos de guerra el congreso era quien proveía y limitaba al Tesoro, limitando su autoridad financiera, y su habilidad de escoger diferentes instrumentos financieros, empezaron a surgir opiniones en contra de que el congreso tuviera poder en las decisiones que tomaba el Tesoro.

Desde comienzos del siglo XX, el Tesoro empezó a ganar independencia y libertad de acción en las emisiones de deuda, en la Primera Guerra Mundial, por ejemplo la Segunda Ley de Libertad de Bonos de 1917, que ayudo a financiar la entrada de los Estados Unidos en la Primera Guerra Mundial, quitando ciertos límites a la madurez y a la redención de bonos.

Luego en los años veinte, el congreso otorgo al Secretario del Tesoro Andrew Mellon facultades para reemplazar antigua deuda Federal con altos costos por nueva emisión de deuda Federal a menores costos. También en esta década el congreso facultó al Tesoro a emitir notas, un instrumento financiero emitido extensamente en la Guerra Civil y rara vez desde entonces y también de limitar el monto de notas pendientes de pago, en vez de la suma de emisiones lo que le dio mayor libertad al Tesoro de refinanciar la deuda.

Después en los años treinta el Congreso, cambió las restricciones globales sobre la deuda, lo cual le otorgaba al Tesoro mayor habilidad para responder a condiciones cambiantes y mayor flexibilidad en el manejo financiero. En marzo de 1939, el presidente Franklin Roosevelt y el secretario del Tesoro Henry Morgenthau pidió al congreso eliminar separadamente los límites entre los bonos y otros tipos de deuda². Esta fue aprobada el 23 de marzo, el senado la pasó el 1 de junio y fue promulgada el 20 de junio de 1939. Cuando fue promulgada fue notoria la importancia de esta, ya que creó el primer límite agregado U\$ 45 billones cubriendo toda la deuda pública. Combinando un límite de U\$ 30 billones en bonos con un límite de U\$ 15 billones en deuda de más corto plazo, manteniendo el límite total de U\$ 45 billones, permitiendo al Tesoro modificar el vencimiento de las notas en bonos de largo plazo. Esta medida le dio al tesoro mayor libertad para manejar la deuda federal acorde a sus necesidades. Así podía emitir instrumentos de deuda con vencimientos que pueden reducir los costos de interés y minimizar los riesgos financieros.

Este cambio fue importante, ya que había sido realizado antes del comienzo de la Segunda Guerra Mundial, y antes de que Estados Unidos decidiera entrar en esta, lo cual permitió que el Tesoro tuviera una injerencia directa en la emisión de deuda necesaria para afrontar dicha entrada en la guerra, ya que para ese momento disponía de libertad y de independencia para manejar la deuda.

En la Segunda Guerra Mundial, se elevó anualmente el límite de deuda acumulada para afrontar la guerra entre 1941-1945, cuando se estableció en U\$ 300 billones. Luego al terminar la guerra el límite se disminuyó a U\$ 275 billones ya que la guerra de Corea había sido financiada con un aumento en los impuestos, en vez de un aumento en la emisión de deuda.

El límite siguió en U\$ 275 billones hasta 1954, luego sufrió caídas y aumentos, y fue hasta 1962, que volvió a llegar a los U\$ 300 billones que tuvo durante la Segunda Guerra Mundial, es decir casi veinte años después.

²Ver, Congressional Research Service. Documento “*The debt limit: History and Recent Increases*”. Pg. 6.
Fecha de publicación 3 de Agosto de 2011. Disponible en: <http://www.fas.org/sgp/crs/misc/RL31967.pdf>

2.2.2 Composición de la deuda

Para entender este problema es necesario, entender el esquema de deuda y el proceso como se establece. La deuda bruta federal, la cual representa para el gobierno el total de la deuda pendiente de pago, se divide en dos tipos de deuda:

1. Deuda en poder del publico
2. Deuda en cuentas del gobierno, también conocida como deuda intragubernamental.

El endeudamiento del gobierno federal se da por dos principales razones:

- Déficits presupuestarios
- Inversiones de los excedentes de cualquier cuenta del gobierno federal en títulos del tesoro (Treasury bonds), como exige la ley.

Casi la totalidad de esta deuda está sujeta a límites legales. El límite de la deuda federal actualmente es de U\$ 14,294 billones³.

Anteriormente el límite de deuda siempre era aumentado antes de alcanzar el límite. Sin embargo en algunas ocasiones el Tesoro tomó acciones extraordinarias para evitar alcanzar el límite de deuda, afectando la operación de ciertos programas del gobierno.

El secretario del tesoro tiene unas facultades importantes en este caso dado que si este considera que la emisión de obligaciones de Estados Unidos no se puede hacer sin exceder el límite de deuda pública, el Tesoro puede hacer uso de medidas extraordinarias, algunas de estas requieren autorización del secretario para hacer un periodo de suspensión de emisión de deuda.

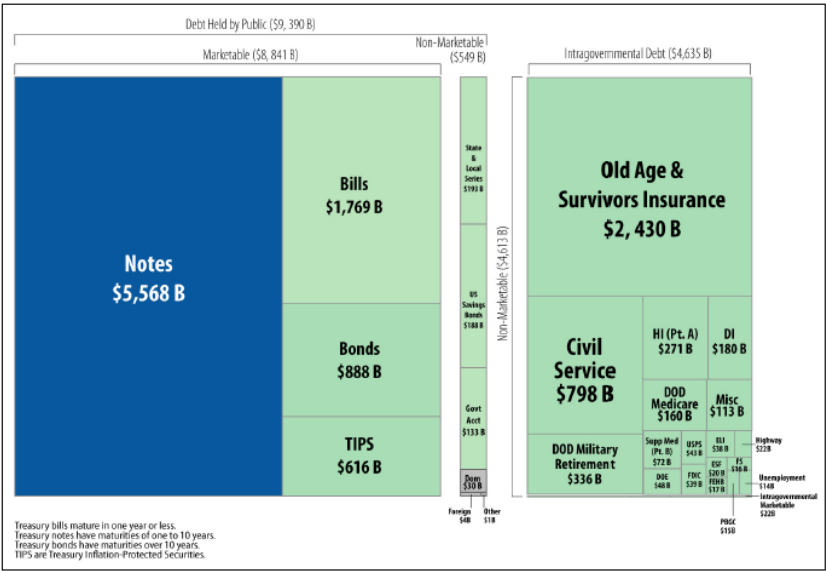
Para entender mejor el contexto, cabe mencionar que, de los tipos de deuda pendiente de pago, la que está en poder del público representa la cantidad neta total prestada del público para cubrir el déficit presupuestario acumulado del gobierno.

³Ver, Congressional Research Service. Documento “*Reaching the debt limit: Background and potential effects on government operations*”. Fecha de publicación 27 de Julio de 2011. Disponible en: <http://www.fas.org/sgp/crs/misc/R41633.pdf>

La otra parte de la deuda, que se encuentra en cuentas del gobierno o la deuda intragubernamental, representa la deuda emitida para ciertas cuentas, principalmente fondos fiduciarios, como los relacionados con: Social Security, Medicare, y Unemployment Compensation⁴.

En este tipo de deuda, cuando se produce un superávit en las cuentas del gobierno, que incluyen superávit en los fondos fiduciarios, por ley deben ser invertidos en especial los títulos del gobierno federal no negociables y por lo tanto son tenidos en forma de deuda federal. El Tesoro paga intereses a los títulos o valores en cuentas del gobierno. Estos intereses son pagados por el Tesoro en forma de títulos o valores especiales adicionales, pagados a los fondos fiduciarios emitidos por el tesoro, esto hace que se aumente el monto de deuda intragubernamental y deuda federal, ver Tabla 1.

Tabla 1: Estructura de la deuda Federal. USD Billones, final de calendario fiscal 2010



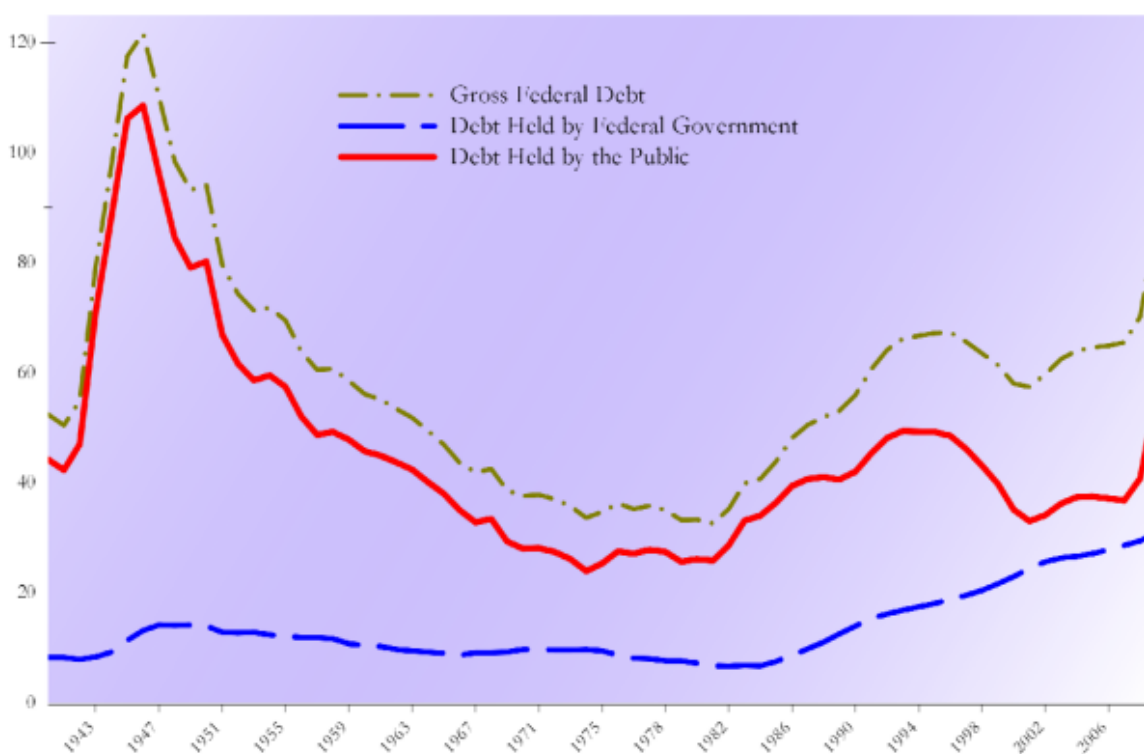
Fuente: Congressional Research Service.

El comportamiento histórico de la deuda de Estados Unidos y sus componentes, puede verse en la Grafica 1, que muestras las varianzas y los aumentos históricos de esta.

⁴Ver, Congressional Research Service. Documento “*Reaching the debt limit: Background and potential effects on government operations*”. Pg. 2. Fecha de publicación 27 de Julio de 2011. Disponible en: <http://www.fas.org/sgp/crs/misc/R41633.pdf>

En esta grafica puede verse como los niveles de deuda Federal, tuvieron su mayor porcentaje del PIB 120%, originada por la segunda guerra mundial, donde cerca del 110% era deuda en manos del público y cerca del 10% era deuda del gobierno Federal.

Grafica 1: Componentes de la deuda federal como porcentaje del PIB, Año Fiscal 1940-Año Fiscal 2009



Fuente: Office of Management and Budget

2.2.3 Contexto de la crisis de deuda soberana de Estados Unidos 2011

El secretario del Tesoro Timothy Geithner, envió varias cartas al congreso advirtiéndole que de manera pronta se iba a alcanzar el límite de deuda. El 2 de mayo de 2011, en una carta dirigida al congreso, señala que el límite de deuda se alcanzaría máximo el día 16 de mayo de 2011, también señala que si usa medidas extraordinarias, como las señaladas anteriormente, extendería el tiempo en que el Tesoro podría cumplir con sus obligaciones hasta el 2 de Agosto del 2011. Precisamente el 16 de mayo de 2011, el secretario del

Tesoro, notifica al congreso el uso de una medida extraordinaria, en este caso el comienzo del periodo de suspensión de emisión de deuda.

Es importante, señalar que el congreso tendría hasta el 2 de agosto de 2011, para ampliar el límite de deuda, para no incurrir en “default”, y que el monto mínimo a aprobar seria de U\$ 738 billones encima del límite de deuda fijado previamente, monto que cubriría las obligaciones para el segundo semestre del año fiscal 2011.

Cabe mencionar, que si el límite de deuda es alcanzado nuevamente, el Tesoro no está en capacidad de emitir más deuda federal, el gasto federal tendría que disminuir o sus ingresos aumentar, o la combinación de ambos.

Esta disminución en el gasto (o aumento en los ingresos), afectan el límite de deuda que se establecería para el primer semestre del año fiscal 2012 y los siguientes, para no alcanzar el límite de deuda fácilmente. Lo que significa que las acciones tomadas en términos de emisión de deuda o ampliación del límite de deuda, afectan directamente las decisiones futuras y los límites de deuda aprobados por el congreso en los periodos siguientes.

Es por esto que para el congreso es difícil tomar decisiones en materia de deuda por ende los debates relacionados con la ampliación del límite de deuda toman un tiempo considerable.

El congreso aprobó en fecha límite y luego de varios debates aumentar el límite de deuda, lo que genero nerviosismo e incertidumbre internacional, reflejado en bajas de las principales bolsas del mundo.

Este hecho y esta falta de coordinación en términos de política económica, y de emisión de deuda entre el Tesoro y el Senado, llevó a que la calificadora de riesgo Standard and Poor's rebajara la calificación de la deuda estadounidense de AAA a AA+, siendo la AAA la máxima calificación posible en términos de riesgo asociado al pago y siendo la calificación AA+ la segunda mejor calificación. Este hecho es histórico ya que la deuda estadounidense nunca había sido calificada de manera inferior a AAA, ya que esta era la deuda de referencia a nivel mundial, ya que se consideraba “libre de riesgo”.

Este hecho llevo consigo, bajas seguidas en las bolsas del mundo, sumado a las débiles señales de recuperación de la economía

3. Antecedentes

3.1 Antecedentes de la crisis financiera 2007-2008 Un hecho clave en la crisis fue la quiebra en 2008, de Lehman Brothers debido a que este hecho marco un cambio en los mercados financieros internacionales:

“La quiebra de Lehman Brothers marcó el comienzo del derrumbe de los mercados financieros mundiales, al evaporarse la confianza entre las instituciones financieras. Tras el colapso de esa entidad, los mercados monetarios mundiales a corto plazo se paralizaron y las transacciones comerciales a corto plazo se volvieron sumamente onerosas.”⁵

Este hecho no solo fue el causante de una serie de pérdidas financieras y de incertidumbre en los mercados financieros, sino que mostro una paradoja en el sistema de regulación y en las medidas tomadas para enfrentar la crisis por parte del gobierno estadounidense, ya que como se mencionó anteriormente luego de dejar que Lehman Brothers entrara en el capítulo 11 de la ley de bancarrotas, el gobierno a través de la reserva federal ayudo a AIG con préstamos que le brindaran liquidez.

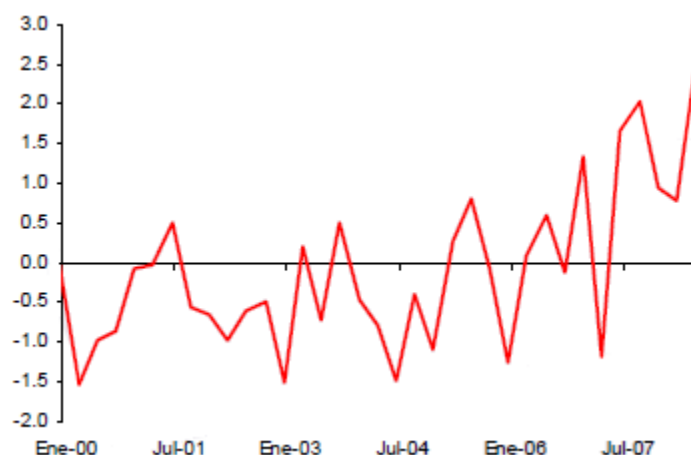
La crisis hipotecaria fue una burbuja especulativa antecedida por un aumento importante en el precio de la vivienda que luego del boom hipotecario, vio como los precios de estas caían drásticamente, dando como resultado hipotecas más altas que el valor de mercado de las viviendas.

Esta crisis financiera tuvo varias consecuencias en el mercado cambiario y por tanto en la política cambiaria de Colombia y del Banco de la Republica como banco central.

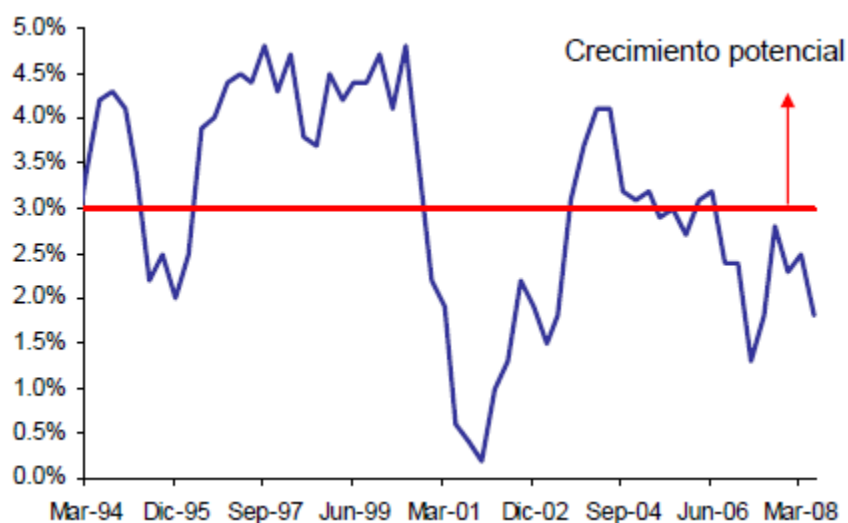
⁵Ver, Bárcena, Alicia. “la actual crisis financiera internacional y sus efectos en américa latina y el caribe”. Naciones Unidas, CEPAL. Enero, 2009.Pg 5.

Antes de mirar los efectos de la crisis en la tasa de cambio, es relevante analizar las repercusiones que tuvo la crisis en la economía de Estados Unidos, debido a la debilidad del dólar frente a las demás monedas, las exportaciones aumentaron significativamente desde comienzos de la crisis a principios de 2007.

Grafica 2: Exportaciones netas de Estados Unidos



Fuente: Bloomberg. **Grafica3: Crecimiento del PIB de Estados Unidos**



Fuente: Bloomberg.

El PIB de Estados Unidos, sufre un aumento antes de iniciarse la crisis, que lo acerca a su crecimiento potencial, y luego al comenzar la crisis en 2007 hace que disminuya casi la

misma cantidad que había aumentado antes de la crisis pero en un menor periodo de tiempo.

Al analizar el índice financiero de la bolsa de Nueva York, NYSE Financial Index (NYK), el cual se compone con empresas financieras de diferentes regiones del mundo, pero principalmente norteamericanas:

Tabla 2: Composición del NYK por regiones del mundo y su peso en el total

REGIONAL BREAKDOWN			
Region/Country	Number of Stocks	Available Market Cap (in millions)	Weight
Asia/Pacific	11	\$215,646.99	10.45%
Canada	10	\$170,630.47	8.27%
Europe	17	\$524,372.35	25.40%
Latin America	8	\$5,910.10	0.29%
United States	193	\$1,147,890.18	55.60%
Total	239	\$2,064,450.09	100.00%

Fuente: NYSE

Es importante anotar que, por parte de Latinoamérica se encuentran: Argentina, Chile, Perú y Panamá, que cotizan 8 diferentes acciones, y que su peso en el total no es muy representativo.

Las principales acciones que están incluidas en este índice y que se vieron afectadas por la crisis o que tuvieron un papel relevante en esta son: JP Morgan, Wells Fargo, Citi Group, Bank of America, Goldman Sachs, Berkshire Hathaway, Deutsche Bank, American International Group (AIG), estas empresas actualmente siguen estando en este índice, y para 2008, estaban incluidas también, Lehman Brothers, Fannie Mae, Freddie Mac, Wachovia, Washington Mutual y Merrill Lynch. Es por esto que este índice representa de manera acertada la realidad del mercado financiero de Estados Unidos, ya que luego del inicio de la crisis los precios de las acciones reflejaron la incertidumbre que existía en el mercado y bajaron significativamente. Este comportamiento puede verse de forma clara en la Grafica 5, donde el índice inicia en enero cercano a los 8.000 puntos y en diciembre cierra el año con una cifra menor a los 4.000 puntos, es decir en un año el NYSE Financial Index perdió la mitad de su valor por cuenta de la crisis. También es relevante señalar que

la caída más pronunciada comienza en septiembre mes en el que Lehman Brothers entra en capítulo 11 de protección a bancarrotas, hecho que claramente afectó al índice.

3.2 Antecedentes crisis de deuda soberana 2011

El peso de la crisis financiera en la economía estadounidense, puede verse en la tabla 3, donde la inyección de capital al sistema financiero fue de 4,6% del PIB. También puede verse como el Tesoro tuvo un papel fundamental al comprar bienes y préstamos en un 2,3% del PIB y también en apoyo al Banco Central por un valor del 0,7%. El peso de estos apoyos en total fue del 81% del PIB, porcentaje importante y relevante en el estudio.

Tabla 3: Formas de apoyo al sistema financiero y sus necesidades futuras, mayo 19 de 2009 como porcentaje del PIB 2008

	Capital Injection	Purchase of Assets and Lending by Treasury	Central Bank Support Provided with Treasury Backing	Liquidity Provision and Other Support by Central Bank	Guarantees	Total	Upfront Government Financing
	(A)	(B)	(C)	(D)	2/	(A+B+C+D+E)	3/
Advanced North America							
Canada	0.9	8.8	0.0	1.9	13.5	25.1	9.8
United States	4.6	2.3	0.7	41.9	31.4	81.0	7.5 4/

Fuente: Fondo Monetario Internacional

También, es relevante mencionar que esta baja en la calificación por parte de Standard and Poor's, generó gran controversia ya que fue la única de las tres calificadoras más importantes a nivel mundial que bajó la calificación de la deuda de Estados Unidos.

4. Metodología para las dos crisis

Se comienza con el análisis de los datos relevantes para el estudio como son: la serie de tiempo del índice NYSE Financial Index (NYK) para los periodos de la crisis 2007-2008 y para el año 2011, de enero a octubre. Para iguales periodos se toma la serie de la tasa de

cambio USD/COP, ambas con valores diarios al cierre de la jornada sin incluir domingos ni festivos.

Luego del análisis de las series, se realizan las regresiones por mínimos cuadrados, tomando como variable independiente el índice NYK y como variable dependiente la tasa de cambio USD/COP. Se estiman los modelos y se hacen las pruebas de consistencia de los modelos como la de heterocedasticidad.

Después, se lleva a cabo el análisis de correlación de estas variables, se emplea un método de prueba usando correlación⁶, el cual es de fácil interpretación y muy intuitivo.

La intuición de este test es que cambios en los coeficientes subyacentes también implican un cambio en la correlación.

Esta prueba está basada en el siguiente modelo:

$$\textbf{Ecuación 1: } Y_t = \beta X_t + E_t$$

$$\textbf{Ecuación 2: } X_t = \alpha Y_t + \mu_t$$

Donde Y_t representa la variable dependiente, que en este caso es la tasa de cambio USD/COP. X_t es la variable independiente que representa el índice anteriormente explicado NYK.

Se asume que no existe endogeneidad entre las variables, ya que la tasa de cambio no afecta de manera significativa el índice NYK, por lo que $\alpha=0$. Por lo que el modelo quedaría de la siguiente manera:

$$\textbf{Ecuación 3: } Y_t = \beta X_t + E_t$$

$$\textbf{Ecuación 4: } X_t = \mu_t$$

La correlación entre X_t y Y_t es de la siguiente forma:

$$\textbf{Ecuación 5: } \rho = \frac{\beta \sigma_\mu}{\sqrt{\sigma_\mu(\sigma_\varepsilon + \beta^2 \sigma_\mu)}} = \frac{\beta}{\sqrt{\frac{1}{\theta} + \beta^2}}$$

⁶Ver, Rigobon, Roberto. "Contagion: How to measure it?". 2001. Pg: 16.

Donde $\theta = \frac{\sigma_{\mu}}{\sigma_{\varepsilon}}$

Este método es consistente si no existen problemas de heterocedasticidad⁷ en los modelos estimados, de lo contrario se procede a utilizar un ajuste, separando la serie en dos submuestras y utilizando la correlación condicional.

La correlación condicional estaría dada por la siguiente fórmula:

$$\text{Ecuación 6: } \rho_c = \frac{\beta}{\sqrt{\frac{1}{\theta(1+\delta)} + \beta^2}}$$

Y la correlación incondicional sería:

$$\text{Ecuación 7: } \rho_u = \frac{\beta}{\sqrt{\frac{1}{\theta} + \beta^2}}$$

Para comprobar la confiabilidad de la prueba se puede resolver la siguiente igualdad:

$$\text{Ecuación 8: } \rho_c = \rho_u \sqrt{\frac{1+\delta}{1+\delta\rho_u^2}}$$

Luego de hacer la comprobación de la confiabilidad de la prueba de correlación, se decide si se hace la prueba de cambio estructural de Chow, ya que esta sustenta también el hecho de separar la serie en dos submuestras, está representada por:

$$\text{Ecuación 9: } F = \frac{RSS_t - (RSS_1 + RSS_2) / k}{RSS_1 + RSS_2 / n - 2k}$$

Dónde:

- RSS_t : Suma de residuos al cuadrado de todos los datos, en este caso todo el 2011.
- RSS_1 : Suma de residuos al cuadrado de la primera muestra, en este caso de enero a julio de 2011.

⁷ Ver, Rigobon, Roberto. "Contagion: How to measure it?". 2001. Pg: 16.

- RSS_2 : Suma de residuos al cuadrado de la segunda muestra, en este caso de agosto a octubre de 2011
- n : Muestra total, en este caso de todo el año 2011.
- k =El número de restricciones.

Dado que en la crisis financiera de 2011, se tienen dos muestras con tamaños diferentes se puede hacer la prueba de cambio estructural de forma mas precisa con lael estadístico CUSUM.

El estadístico CUSUM⁸que se basa en la suma acumulada de los residuos normalizados, está representado de la siguiente forma:

$$\text{Ecuación 10: } w_t = \sum_{r=k+1}^t \frac{w_r}{\hat{\sigma}}$$

$$\text{Dónde: } \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{r=k+1}^T (w_r - \bar{w})^2 \quad \bar{w} = \frac{1}{T-k} \sum_{r=k+1}^T w_r$$

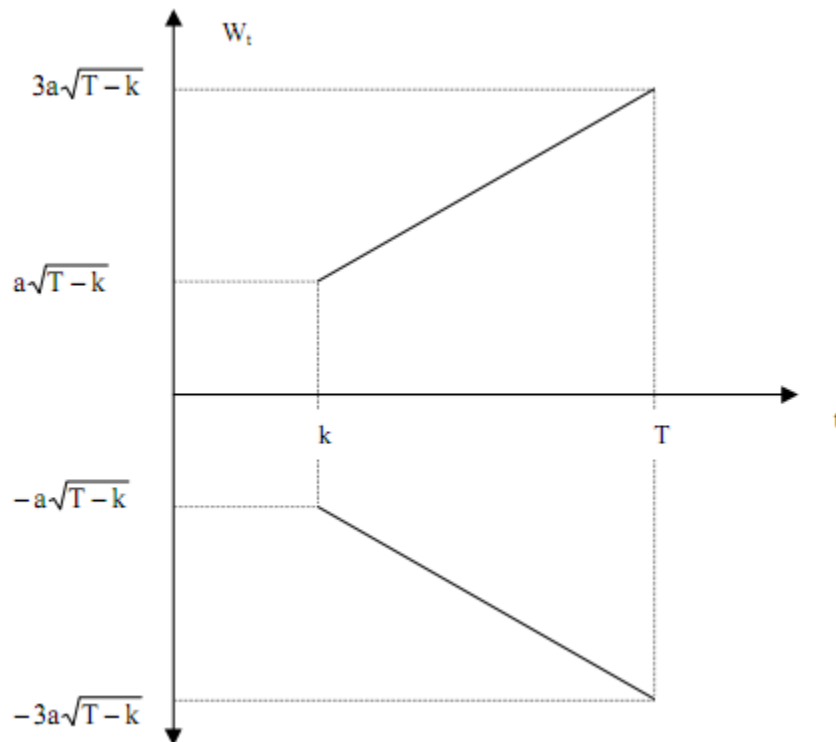
La hipótesis nula es ausencia de cambio estructural, $E(w_t) = 0, Var(w_t) \approx t - k$.

Por esta razón el contraste, se lleva a cabo mediante el análisis grafico de la evolución de w_t , en donde las bandas de confianza w_t vienen dadas por las rectas que unen los puntos:

$$(k \pm a \sqrt{T - k}) ; (T \pm 3a \sqrt{T - k})$$

⁸Ver, Greene, William H, "Econometric Analysis". Quinta Edición, 2002. Pg: 135.

Grafica 4: Bandas de confianza de la prueba CUSUM



Fuente: Damodar Gujarati

Luego de realizar estas pruebas se analiza si existió cambio estructural de la serie, y si dicho cambio estructural se encuentra asociado a los hechos principales que enmarcaron la crisis.

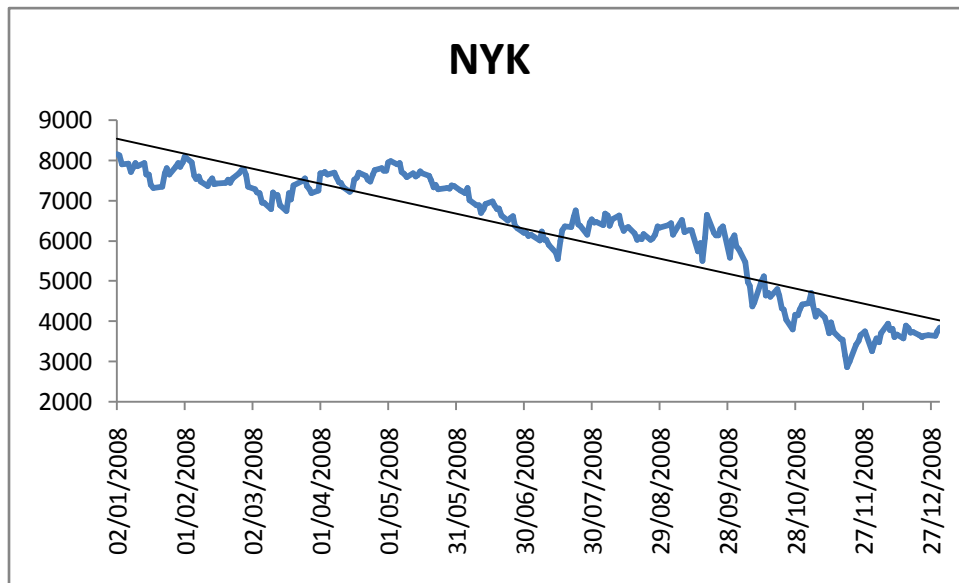
5. RESULTADOS

5.1 Resultados crisis hipotecas subprime 2007-2008

Para iniciar, se analizan las series para este periodo.

El índice NYK, muestra una tendencia descendente durante el 2008, especialmente después de agosto.

Grafica 5: Evolución NYSE Financial Index (NYK) 2008

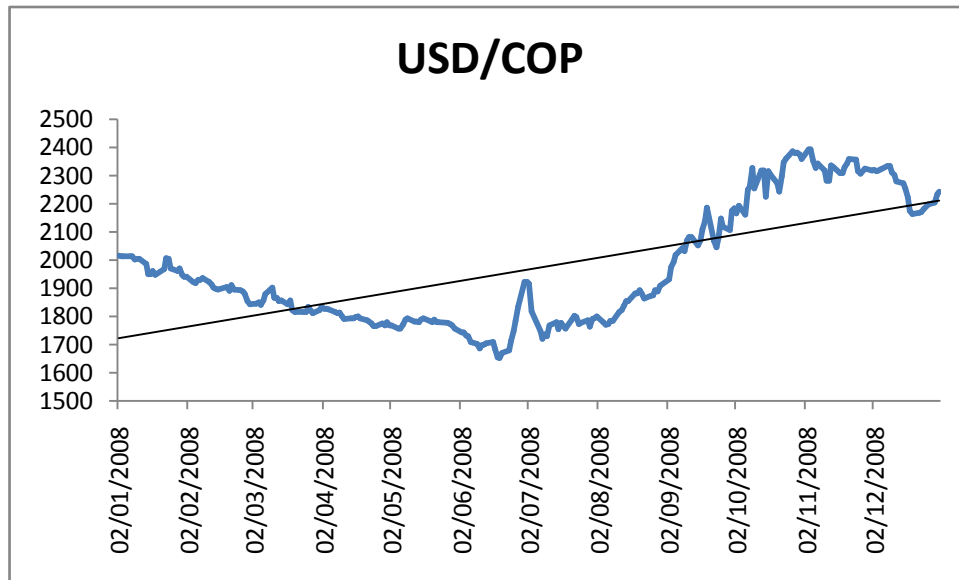


Fuente: NYSE. Cálculos: Autor.

Por su parte la tasa de cambio USD/COP transcurrida en ese periodo de tiempo muestra un comportamiento de devaluación del peso frente al dólar, atribuible en gran medida a la incertidumbre en los mercados mundiales por la crisis, que hace más aversos al riesgo a los inversionistas que prefieren refugiarse en títulos de bajo riesgo.

El periodo de la crisis a analizar es el 2008, puesto que es en este año en que se encuentra una correlación entre estas dos variables, ya que en los años previos a la crisis 2006 y 2007 la correlación es casi nula por lo que no es de mayor interés para el análisis estos años.

Grafica 6: Evolución tasa de cambio USD/COP



Fuente: Banco de la República. Cálculos: Autor.

Esta falta de correlación puede verse de forma clara al hacer la regresión para 2007 y 2008, tomando como variable dependiente TC=Tasa de cambio USD/COP y como variable independiente I=NYSE Financial Index (NYK), para ambas variables entre 2007 y 2008.(Ver Anexo 1, Pg)

En esta regresión puede verse como:

Coefficiente de correlación

múltiple 0,121363036

Coefficiente de determinación R^2 0,014728986

El R cuadrado es muy pequeño por lo que la precisión del modelo es muy baja ya que:

“El coeficiente de determinación r^2 (caso de dos variables) o R^2 (regresión múltiple) es en resumen la medida que indica qué tan bien la línea de regresión de la muestra se ajusta a los datos.”⁹

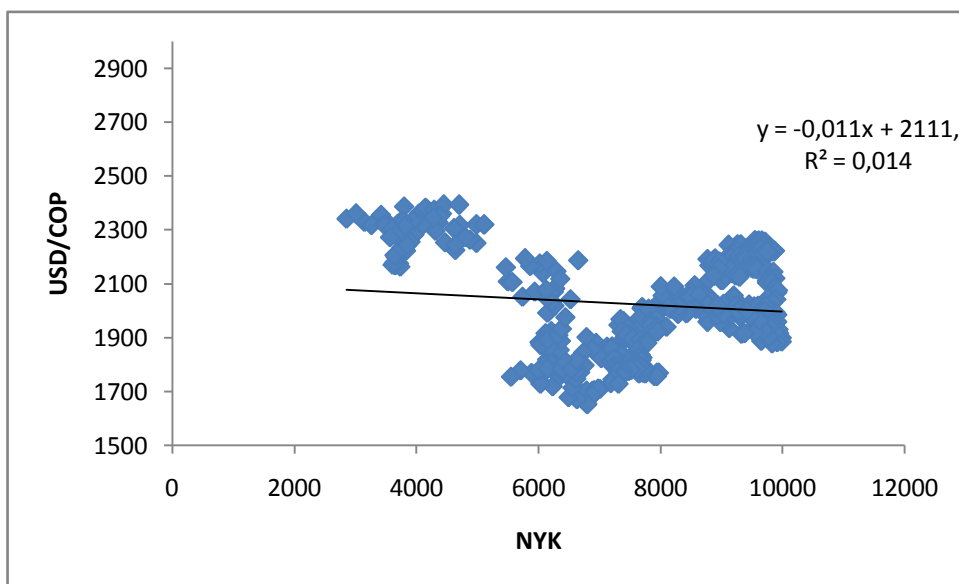
⁹Ver, Damodar N. Gujarati, “Econometría Básica”. Cuarta Edición, 2004. Pg: 83.

Es oportuno aclarar que dado que el ajuste se hace en base a un modelo lineal, dicho ajuste no va a ser muy alto ya que se observa una no linealidad entre la relación de estas variables ver Grafica 7.

La grafica de dispersión que muestra la correlación de las variables, no tiene una pendiente ni una forma clara por lo que es evidente la no correlación entre estas.

Es por esto que se decide tomar los datos para el periodo de 2008, ya que en este periodo a diferencia de los demás periodos el índice financiero NYK tiene una correlación grande con la tasa de cambio USD/COP.

Grafica 7: Grafica dispersión Tasa de cambio-NYK 2007 y 2008



Cálculos: Autor.

Cabe mencionar que si se repite el proceso y se hace la regresión solo para el periodo de 2007 se vuelve a tener el problema de un R cuadrado pequeño, es decir el modelo es poco acertado y tiene una correlación baja entre las variables (Ver Anexo 2).

En este caso se presenta qué:

Coefficiente de correlación múltiple	0,063822616
Coefficiente de determinación R^2	0,004073326

Tomando datos solamente de 2007, el coeficiente de correlación y el R cuadrado ambos son menores que cuando se tomaban las series y se hacia la regresión para 2007 y 2008.

Por estas razones se toma la serie con datos solo para 2008, y se hace la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (Ver Anexo 3).

Al hacer la regresión con los datos de 2008, se observa un cambio significativo respecto a las otras dos regresiones ya que en este caso se tiene que:

<i>Estadísticas de la regresión</i>	
Coeficiente de correlación múltip	0,804595655
Coeficiente de determinación R ²	0,647374168

El coeficiente de correlación múltiple es bastante alto cercano a uno, por lo que es evidente que existe correlación entre las variables, Tasa de Cambio USD/COP y el NYSE Financial Index NYK, para el año de 2008.

El R cuadrado es significativamente mayor, lo que significa que en un 65% se explican los cambios de la tasa de cambio USD/COP por cambios en el NYSE Financial Index (NYK).

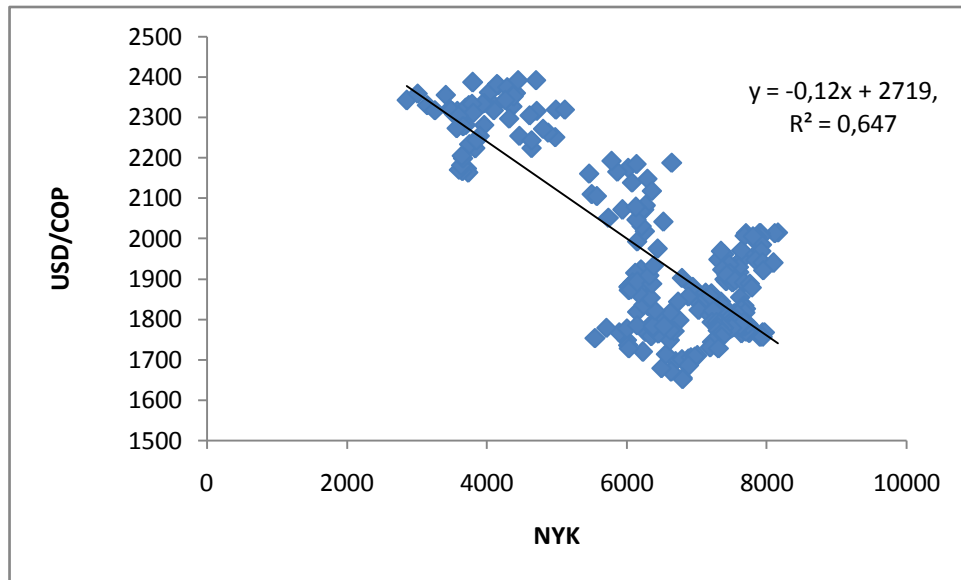
De esta forma la ecuación de la regresión seria de la siguiente manera:

$$TC = -0,12 I + 2719,94$$

Donde TC= Tasa de Cambio y I= NYSE Financial Index NYK. La pendiente de la ecuación es negativa y el corte con el eje vertical es 2719,94.

Para mirar la correlación de forma gráfica miramos el grafico de dispersión, Grafica 8 que muestra el signo negativo de la correlación y como por la forma en que están dispersos los gráficos puede señalarse que existe una importante correlación entre las variables.

Grafica 8: Dispersión Tasa de Cambio-NYK 2008



Cálculos: Autor.

Al aplicar la fórmula con la **Ecuación 5** para 2007-2008, con los siguientes valores

$\beta = -0,0161$, $\sigma_\mu = 1866,79$ y $\sigma_\varepsilon = 33,95$, se obtiene:

$$\text{Ecuación 11: } \rho = \frac{-0,01161}{\sqrt{\frac{1}{472,428} + (-0,01161)^2}} = -0,2446$$

$$\text{Donde } \theta = \frac{1866,79}{33,95} = 472,428$$

Esta correlación es consistente si la serie no tienen problemas de heterocedasticidad, por lo que le realizamos la prueba de White (Ver Anexo 4), la cual rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad en los residuos, por lo que la serie tienen problemas de heterocedasticidad.

Estos problemas también pueden verse de forma gráfica en el Grafico 14.

Dado que existen problemas de heterocedasticidad en la serie, “*tests of stability based on (unadjusted) correlation coefficients are inconsistent if the data is heteroskedastic*”¹⁰, dado

¹⁰Ver, Rigobon, Roberto. “Contagion: How to measure it?”. 2001. Pg: 16.

que el test se realiza con correlación sin ajustar, esta debe ser ajustada debido a los problemas de correlación presentes en la serie.

Para corregir esto, se asume que la varianza de X_t (σ_μ) aumenta en δ , y se toman 2 submuestras que en este caso serían 2007 y 2008.

Al emplear la correlación condicional **Ecuación 6** se obtienen los siguientes resultados:

$$\text{Ecuación 12: } \rho_c^{07} = \frac{0,014259}{\sqrt{\frac{1}{3,696(1+951,8)} + (0,014259)^2}} = 0,645947$$

Utilizando la correlación incondicional **Ecuación 7** se obtiene:

$$\text{Ecuación 13: } \rho_u^{08} = \frac{-0,120013}{\sqrt{\frac{1}{40,0084} + (-0,120013)^2}} = -0,6046$$

Mirando la confiabilidad de la prueba utilizando la **Ecuación 8** se tiene que:

$$\text{Ecuación 14: } \rho_c^{07} = -0,6046 \sqrt{\frac{1+951,8}{1+951,8(-0,6046)^2}} = -1,167336 \neq \rho_c^{07}$$

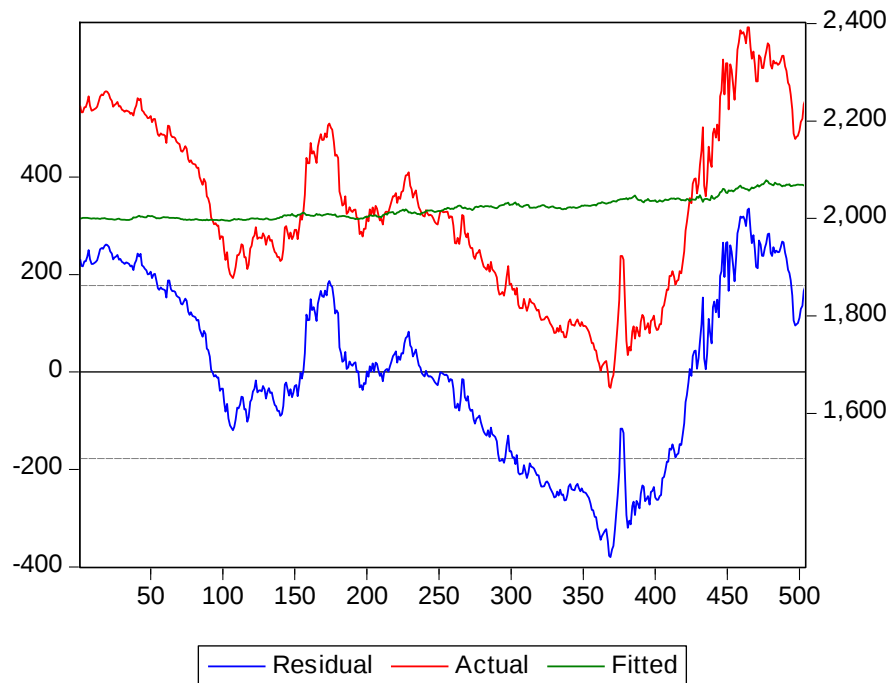
Al resolver la igualdad, puede verse que no la cumple ya que $-1,167336 \neq 0,64$ que se había encontrado anteriormente, si esta igualdad cambia se debe a que el parámetro β ha cambiado también al igual que las varianzas.

“And under the assumptions stated in this derivation, if they change then it is the case that β has shifted too.”¹¹

En cuanto al problema de heterocedasticidad, esta no sería problema si la al aplicar este método, si la heterocedasticidad es totalmente explicada por cambios en la varianza de $X_t(\mu_t)$, y no en ε_t . Para comprobar esto se hacen 2 pruebas de cambios en varianza de las variables entre muestras, para el índice NYK 2007-2008 (Ver Anexo 7) y para la tasa de cambio 2007-2008 (Ver Anexo 8). En ambos casos se rechaza la hipótesis nula de no cambio en la varianza, por lo que en ambos parámetros existe cambio, es decir la heterocedasticidad no es explicada solamente por cambios en μ_t , sino también por cambios en ε_t .

¹¹Ver, Rigobon, Roberto. *“Contagion: How to measure it?”*. 2001. Pg: 17.

Grafica 9: Grafica de los residuos



Cálculos: Autor

De manera gráfica, la gráfica 13, muestra como la serie tiene problemas de heterocedasticidad dado que puede verse como la varianza no es constante. Al hacer la prueba de White, para contrastar la existencia de heterocedasticidad, tanto para 2007 (Ver Anexo 4) como para 2008 (Ver Anexo 5), en ambos casos se rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad ya que tienen probabilidades menores al 5%.

Dado que también las sub muestras presentan problemas de heterocedasticidad, esta prueba no podría establecer de forma clara el nivel de correlación de las variables en los diferentes periodos.

Además, puede verse como el β cambia entre ambas muestras, mientras para 2007 es 0,014259 para 2008 es -0,120013, lo que hace que:

*“Ronn (1998) shows that increases in variance implies a rise in the correlation”*¹²

Esto efectivamente no ocurre, dado que en 2007 la varianza de las variables fue $\sigma_{\mu}^{07} = 487,40$ y $\sigma_{\varepsilon}^{07} = 131,87$ y en 2008 fue $\sigma_{\mu}^{08} = 1439,2$ y $\sigma_{\varepsilon}^{08} = 35,97$, pero las correlaciones no aumentan como señala Ronn dado que $\rho_c^{07} = 0,6459$ y $\rho_u^{08} = -0,6046$ dado que en el documento de Rigobon (2001), se asume que el parámetro β no cambia, existe un efecto en vía contraria que afecta la correlación, ya que por un lado se encuentra el aumento de la volatilidad en 2008 en la varianza de X_t , hace que la correlación tienda a aumentarse, pero el efecto contrario se da con el parámetro β ya que este cambia de signo y de tamaño: en 2007 positivo y pequeño, y en 2008 mayor en valor absoluto y negativo, lo que afecta en mayor medida las correlaciones que el cambio en las varianzas.

Este cambio en el parámetro β explica en gran medida porque las correlaciones no aumentan en valor absoluto al existir mayor volatilidad, lo que intuitivamente muestra que entre 2007 y 2008, existió un cambio estructural en las variables y por ende en la relación que tienen entre estas, mientras que en 2007 existía una relación positiva entre el índice NYK y la tasa de cambio USD/COP en 2008 cambio la relación, al hacerse negativa debido a la explosión de la crisis y al agravamiento por parte de la quiebra de Lehman Brothers.

Puede decirse que el efecto del cambio en la elasticidad o relación entre las variables (β) fue más grande en 2007 y 2008 en la correlación, que el cambio de la varianza de las variables X_t (NYK) y Y_t (USD/COP), y que este cambio estructural se debió a la crisis financiera ya que este parámetro en 2007 no era estadísticamente significativo para explicar la tasa de cambio y en 2008 sí.

Otro aspecto importante a tener en cuenta, es el hecho de que en momentos de crisis los determinantes usuales o tradicionales de la tasa de cambio pierden peso relativo en la determinación de esta. Esto valida la posición previamente señalada de que una variable que normalmente no afectaría la tasa de cambio, como es el índice NYK adquiere gran importancia y es un reflejo de lo que ocurría en ese momento de plena crisis, ya que representaba a las principales compañías responsables del nacimiento y desarrollo de la

¹²Ver, Rigobon, Roberto. *“Contagion: How to measure it?”*.2001. Pg: 16.

crisis financiera internacional. Esto debido a que en 2007 la variable NYK no era estadísticamente significativa (Ver Anexo 2), y luego en 2008 si lo es (Ver Anexo 3).

También, puede decirse que aunque en el índice NYK, no se encuentran compañías colombianas, este índice representa la crisis más aun es un indicador que en ese momento tuvo una correlación cercana con el nivel de aversión al riesgo de los inversionistas.

Tabla 4: Resumen resultados 2007-2008

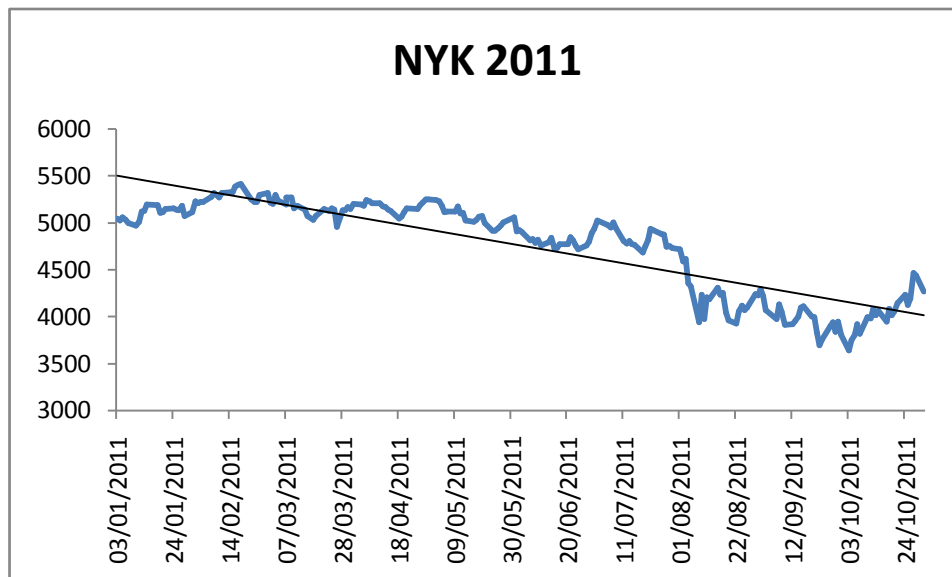
PERIODO	R2	PROB. WHITE	β	σ_{μ}	σ_{ε}	ρ	ρ_c	ρ_u
2007-2008	0,014	0,0	-0,0116	1866,79	33,95	-0,24	-----	-----
2007	0,004	0,0	0,01425	487,4	131,87	----	0,6459	-----
2008	0,64	0,0	-0,120	1439,2	35,97	----	----	-0,6046

5.2 Resultados crisis de deuda soberana 2011

Para mirar la relación y la transmisión de incertidumbre en los mercados que generó esta crisis de deuda sobre algunas áreas de la economía colombiana: se analiza la tasa de cambio el Índice NYSE Financial Index NYK y la tasa de cambio USD/COP para el año 2011, al igual que se analizó previamente para la crisis de las hipotecas sub prime de 2008.

La Grafica 10, muestra el comportamiento durante el año 2011, de la variable NYK.

Grafica 10: Evolución NYSE Financial Index (NYK) 2011



Datos: New York Stock Exchange. Cálculos: El autor.

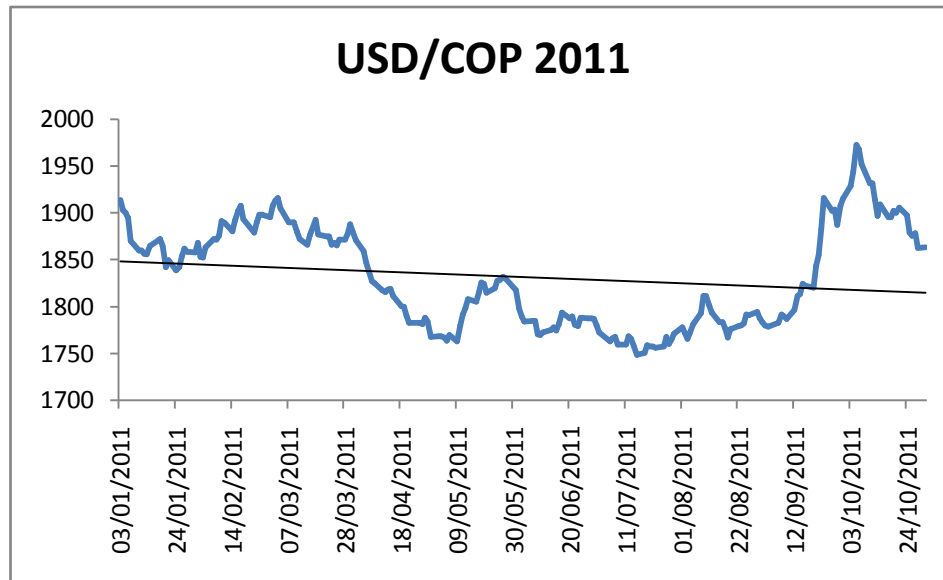
En la gráfica 10, la serie del índice NYK tiene un comportamiento similar al que tuvo durante la crisis de las hipotecas sub prime de 2008, marcado principalmente por una tendencia a la baja.

Esta tendencia a la baja se ve remarcada de manera importante después del 5 de agosto de 2011 (posible cambio estructural), cuando se produjo la baja en la calificación de la deuda de Estados Unidos, por parte de Standard and Poor's.

Ese fue un punto de inflexión para la crisis de deuda estadounidense, ya que confirmó la crisis que venía afrontando este país, además evidenció el problema al interior del gobierno, que generó incluso más incertidumbre y volatilidad a los mercados internos e internacionales.

La evolución de la tasa de cambio USD/COP durante el 2011 puede verse en la Grafica 11.

Grafica 11: Evolución de la tasa de cambio USD/COP 2011



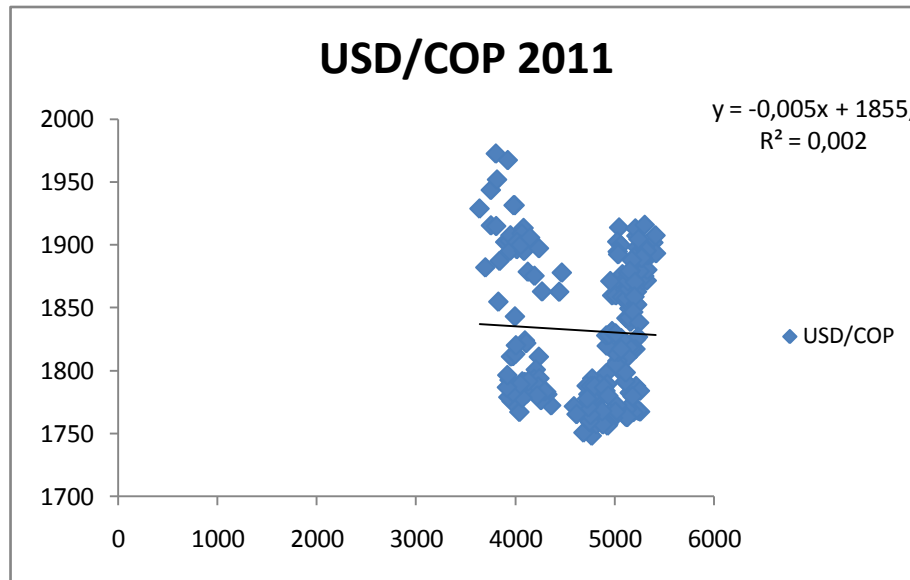
Datos: New York Stock Exchange. Cálculos: El autor.

El comportamiento de la tasa de cambio USD/COP, durante el 2011 evidencia el siguiente comportamiento: Tendencia a la baja desde comienzo del año hasta agosto momento en el cual se produce un punto de inflexión en la crisis de deuda estadounidense. Luego de la baja en la calificación de la deuda, la relación entre las dos monedas, se ve revertida ya que desde ese mes empieza una tendencia marcada al alza.

Es relevante señalar que para ambas series el hecho que marca un cambio en la relación es la baja de la calificación de la deuda de Estados Unidos, por Standard and Poor's, para el índice NYK de la bolsa de Nueva York, este hecho acentúa más la tendencia a la baja de manera notoria; mientras que para la tasa de cambio USD/COP muestra un cambio de tendencia al pasar de una tendencia a la baja a una tendencia al alza.

Para mirar la relación existente entre estas dos variables, tasa de cambio USD/COP y el Índice NYK, puede verse en la Grafica 12.

Grafica 12: Grafica de dispersión entre USD/COP-NYK, desde julio 2011



Datos: Banco de la República, New York Stock Exchange. Cálculos: El autor.

Este grafico de dispersión, muestra una tendencia ambigua ya que en ciertos momentos durante el año la relación fue negativa y en otros positiva dando como resultado una pendiente casi inexistente de -0,005 para la regresión, y un R cuadrado de 0,002.

Esto hace necesario que la muestra analizada deba ser acotada a un periodo de tiempo más específico donde las variables puedan estar más relacionadas, en donde cambios porcentuales de la variable dependiente, puedan explicar en mayor medida cambios porcentuales de la variable independiente.

5.2.1 Prueba de cambio estructural de Chow

Se puede utilizar el método de cambio estructural del modelo, para saber si un choque cambió los parámetros de un modelo. En este caso el choque relevante es la baja en la calificación de deuda por parte de Standard and Poor's en agosto de 2011. Se utiliza la prueba de cambio estructural de Chow:

“los valores de los parámetros de un modelo no se mantienen iguales a través de todo el periodo de tiempo¹³”

Este método se utilizaría especialmente en la crisis de deuda de 2011, debido a que el método de correlaciones para establecer contagio, presentaría problemas de datos ya que serían necesarios varios datos ex post, y dicha crisis empezó en agosto.

Al estimar esta prueba puede decirse si hubo cambio estructural, y si hubo si este pudo haber sido causado por la baja en la calificación de la deuda estadounidense, lo que pudo cambiar esta relación.

Dado que, el cambio en la calificación de la deuda se dio en agosto, se va a analizar si la serie tuvo un cambio estructural entre los datos de enero a julio y los datos de agosto a octubre del 2011.

Primero, se realiza la regresión por el método de mínimos cuadrados, para las series NYSE Financial Index (NYK) y la tasa de cambio USD/COP para el año 2011, con toda la muestra (Ver Anexo 9).

La ecuación de esta regresión estaría representada por la siguiente ecuación:

$$\textbf{Ecuación 15: } USDCOP = -0,0049NYK + 1855,40$$

Donde puede verse como la pendiente de la regresión es negativa, mostrando una relación negativa entre las variables para este periodo de tiempo.

También, es importante señalar que la variable NYK, no es estadísticamente significativa para este periodo debido a que no rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística al 5% ya que el valor de probabilidad es de 0,5143 es decir 51,43% , que se sale de manera clara de la zona de rechazo.

Otro aspecto a resaltar de este modelo, es que tiene un R cuadrado muy bajo, cercano a cero ya que es de 0,0020 que muestra un ajuste bajo del modelo dado que el R cuadrado representa:

¹³Ver, Damodar N. Gujarati, “Econometría Básica”. Cuarta Edición, 2004. Pg: 279.

“El coeficiente de determinación r^2 (caso de dos variables) o R^2 (regresión múltiple) es en resumen la medida que indica qué tan bien la línea de regresión de la muestra se ajusta a los datos.”¹⁴

Dado el bajo nivel de ajuste del modelo, R cuadrado, sumado a que la variable independiente NYK no es estadísticamente significativa, se decide separar los datos en dos:

1. Una muestra de enero a julio de 2011, con frecuencia diaria de lunes a viernes, sin incluir sábados, domingos o festivos, consta de 145 datos.
2. La otra muestra es de agosto a octubre de 2011, con frecuencia diaria de lunes a viernes sin incluir sábados, domingos o festivos, consta de 65 datos. ,

Se decide tomar estas dos muestras, debido a que se supone que la baja en la calificación de deuda de estados unidos generó un cambio estructural en el modelo y dicha baja fue realizada en los primeros días de agosto.

Se realiza una la regresión lineal por el método de mínimos cuadrados para los datos de enero a julio (ver anexo 10) y otra para los datos de agosto a octubre (ver anexo 11).

De la primera regresión se obtiene:

$$\textbf{Ecuación 16: } USDCOP = 0,1872 \text{ NYK} + 879,35$$

Donde la variable independiente NYK, es estadísticamente significativa ya que rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística al 5%, con una probabilidad de 0%.

Al igual que en modelo con todos los datos del 2011, las variables tienen una relación positiva, ya que la ecuación del modelo es de 0,1872.

En cuanto al R cuadrado este presenta un valor de 0,452 claramente mayor al que tenía el modelo estimado con todos los datos del 2011, lo cual muestra que tiene un mejor ajuste.

De la segunda regresión se obtiene:

$$\textbf{Ecuación 17: } USDCOP = -0,1454 \text{ NYK} + 2435,84$$

¹⁴Ver, Damodar N. Gujarati, “Econometría Básica”. Cuarta Edición, 2004. Pg: 83.

De este modelo se obtiene que la variable NYK es estadísticamente significativa ya que rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística al 5% con una probabilidad de 0%.

La relación entre las variables del modelo cambia con respecto al modelo de la **Ecuación 16**, dado que la pendiente de la regresión es negativa, y en el otro caso esta relación es positiva.

Este cambio en la relación de las variables puede ser una primera señal de cambio estructural en los dos periodos, originado por la baja en la calificación de la deuda.

En este modelo el R cuadrado es de 0,2535, un poco menor al que se obtiene con el modelo de enero a julio pero mayor que el de todo el año 2011.

Es importante señalar que al separar el año en dos muestras, se obtiene que en ambos casos la variable independiente NYK, es estadísticamente significativa a diferencia de cuando se toma todo el año. Otro aspecto importante es que el R cuadrado es mayor en ambas muestras que en el año corrido. Además se presenta un cambio en la pendiente, del modelo entre el primer periodo de enero a julio y el segundo de agosto a octubre, en el primero la relación es positiva y en el segundo negativa.

Luego, se lleva a cabo la prueba de cambio estructural en el modelo mediante la prueba de Chow (ver Anexo 12).

La prueba de cambio estructural, se lleva a cabo tomando como punto de quiebre o de cambio el 5 de agosto de 2011 día en el cual, la calificador de riesgo Standard and Poor's baja la calificación de la deuda de Estados Unidos, por primera vez en la historia.

Esta prueba de cambio estructural muestra que se rechaza la hipótesis nula de que no hay cambio estructural en el modelo, con una probabilidad de 0%, con (2,206), es decir dos restricciones y 206 grados de libertad. El F estadístico es 59,19.

5.2.2 Prueba recursiva de Cusum

Dado que para la segunda muestra existen pocos datos (65) en comparación con la primera (145), es conveniente llevar a cabo la prueba de CUSUM (ver anexo 13), para observar de forma más acertada el cambio la existencia o no del cambio estructural.

De esta forma puede compararse la prueba recursiva de CUSUM (ver anexo 13), realizada en EvIEWS, con toda la muestra de 2011, la cual muestra como los residuos salen del intervalo de confianza en la observación 90, es decir el 11 de mayo de 2011 días después que el secretario del Tesoro envía la primera carta de advertencia sobre el límite de deuda al congreso.

El momento en que los residuos se alejan más del intervalo de confianza es en la observación 145, el 1 de agosto de 2011, un día antes que se cumpla el plazo máximo para ampliar el techo de deuda por parte del congreso y cuatro días antes de que se realice la baja en la calificación de deuda por Standard and Poor's.

Dado que los residuos salen del intervalo de confianza se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural.

Mediante estas dos pruebas: Chow y SUCUM, se comprueba la existencia de cambio estructural en el modelo con toda la muestra de 2011 incluida.

5.2.3 Análisis de correlación

Para analizar la correlación, se utiliza el mismo método empleado para analizar la crisis de las hipotecas subprime 2007-2008¹⁵, el cual es un test que señala que cambios en los coeficientes subyacentes también implican un cambio en la correlación.

Al igual que en la crisis de 2007-2008, se asume endogeneidad entre las variables, dado que la tasa de cambio no tiene un efecto significativo sobre el índice NYK, es decir $\alpha=0$, por lo que el modelo también quedaría de la manera descrita en la **Ecuación 1** y **Ecuación 2**:

La correlación entre X_t y Y_t se da de la forma descrita en la **Ecuación 5**, aplicando esta ecuación para la crisis de deuda de toda la muestra de 2011, con los siguientes valores $\beta = -0,004970$, $\sigma_\mu = 493,57$ y $\sigma_\varepsilon = 36,38$, se obtiene:

$$\text{Ecuación 18: } \rho = \frac{-0,004970}{\sqrt{\frac{1}{13,56} + (-0,004970)^2}} = -0,018299$$

¹⁵Ver, Rigobon, Roberto. "Contagion: How to measure it?". 2001. Pg: 16.

Donde $\theta = \frac{493,57}{36,38} = 13,56$

Para analizar si la correlación es consistente, le hacemos la prueba de heterocedasticidad, de White (Ver Anexo 14), para toda la muestra, la cual rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad en los residuos, por lo que la serie tienen problemas de heterocedasticidad.

También en el Grafico 5, se pueden ver los problemas de heterocedasticidad de la serie.

Es claro que la serie tiene problemas de heterocedasticidad, “*tests of stability based on (unadjusted) correlation coefficients are inconsistent if the data is heteroskedastic*”¹⁶, dado que el test se realiza con correlación sin ajustar, esta debe ser ajustada debido a los problemas de correlación presentes en la serie.

El método utilizado para corregir este problema se basa en asumir que la varianza de X_t (σ_μ) aumenta en δ , y se toman 2 sub muestras que en este caso serían una de enero a julio y la otra de agosto a octubre de 2011.

La correlación condicional estaría basada en la **Ecuación 6** con los valores de 2011 serie:

$$\text{Ecuación 19: } \rho_c^{e-j} = \frac{0,1872}{\sqrt{\frac{1}{2,0515(1+35,2199)} + (0,1872)^2}} = 1,23294$$

Y la correlación incondicional de la forma descrita en la **Ecuación 7** seria:

$$\text{Ecuación 20: } \rho_u^{ag-oct} = \frac{-0,1454}{\sqrt{\frac{1}{1,6685} + (-0,1454)^2}} = -0,1828$$

Para comprobar la confiabilidad de la prueba se toma la **Ecuación 8** donde se obtiene:

$$\text{Ecuación 21: } \rho_c^{ene-jul} = -0,1828 \sqrt{\frac{1+35,2199}{1+35,2199(-0,1828)^2}} = -0,7456 \neq \rho_c^{ene-jul}$$

Al llevar a cabo la igualdad, se comprueba que no la cumple ya que $-0,7456 \neq 1,2329$ que era el valor encontrado anteriormente, si esta igualdad cambia se debe a que el parámetro β ha cambiado también al igual que las varianzas.

¹⁶Ver, Rigobon, Roberto. “Contagion: How to measure it?”. 2001. Pg: 16.

“And under the assumptions stated in this derivation, if they change then it is the case that β has shifted too.”¹⁷

La heterocedasticidad, no sería un problema para el análisis de correlación, al aplicar este método, si la heterocedasticidad es totalmente explicada por cambios en μ_t , y no en ε_t .

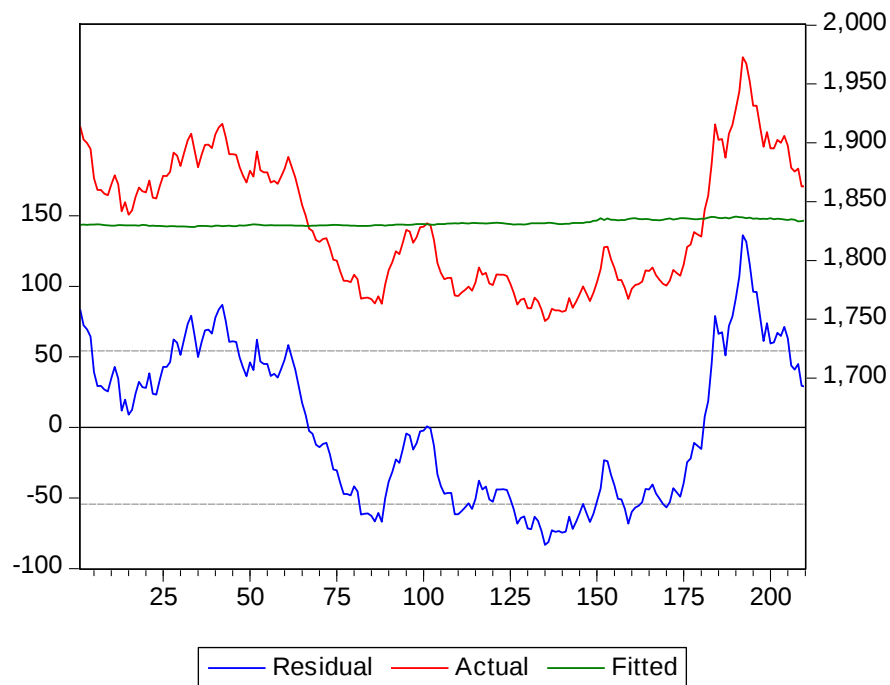
Para tener certeza acerca de esto, es necesario realizar 2 pruebas de cambios en varianza de las variables entre muestras, para el índice NYK en el 2011 (Ver Anexo 17) y para la tasa de cambio USD/COP 2011 (Ver Anexo 18). En el primer caso, no se rechaza la hipótesis nula de no cambio en la varianza, al 5%, y está en el límite al 10% aunque también no se rechazaría, es decir no hay cambio de la varianza en el índice NYK entre la muestra enero a julio y la que contiene datos de agosto a octubre. También, significa esto que para el índice NYK, la heterocedasticidad es explicada únicamente por cambio en μ_t y no por cambios en ε_t .

Para la tasa de cambio, la prueba está al límite de la zona de no rechazo, al 5%, ya que tiene una probabilidad de 5,19%, aunque no rechaza la hipótesis nula de no cambio en la varianza está cerca de la zona de rechazo. Para este parámetro, también se da el caso de que la varianza no cambia entre muestras, al igual que la heterocedasticidad es explicada únicamente por cambio en μ_t y no por cambios en ε_t .

De manera gráfica, la gráfica 13, muestra como la serie tiene problemas de heterocedasticidad dado que puede verse como la varianza no es constante. Al hacer la prueba de White, para contrastar la existencia de heterocedasticidad, tanto para la muestra de enero a julio (Ver Anexo 15) como para agosto a octubre (Ver Anexo 16), en el primer caso se rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad ya que tiene probabilidad de 0,14%.

¹⁷Ver, Rigobon, Roberto. *“Contagion: How to measure it?”*. 2001. Pg: 17.

Grafica 13: Grafica de los residuos



Cálculos: Autor.

En el otro caso para la muestra de agosto a octubre, no se rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad, al 5%, con lo que la serie no tendría problemas de heterocedasticidad.

Dado que en las muestras una presenta problemas de heterocedasticidad, y la otra no la prueba no podría establecer de forma clara el nivel de correlación de las variables en los diferentes periodos.

Otro hecho que muestra el cambio de parámetros es que puede verse como el β cambia entre las muestras, mientras para enero a julio es de 0,1872 para la muestra de agosto a octubre es -0,1454:

“Ronn (1998) shows that increases in variance implies a rise in the correlation”¹⁸

¹⁸Ver, Rigobon, Roberto. “Contagion: How to measure it?”.2001. Pg: 16.

Esto efectivamente no ocurre, dado que en la muestra enero a julio la varianza de las variables fue $\sigma_{\mu}^{ene-jul} = 179,07$ y $\sigma_{\varepsilon}^{ene-jul} = 87,28$ y en agosto a octubre fue $\sigma_{\mu}^{ago-oct} = 214,28$ y $\sigma_{\varepsilon}^{ago-oct} = 128,43$, pero las correlaciones no aumentan como señala Ronn dado que $\rho_c^{ene-jul} = 1,2394$ y $\rho_u^{ago-oct} = -0,1828$.

Dado que en el documento de Rigobon (2001), se asume que β no cambia, puede verse que existe un efecto en vía contraria que afecta la correlación, ya que por un lado se encuentra el aumento de la volatilidad en la muestra de agosto a octubre en la varianza de X_t , esto hace que la correlación tienda a aumentarse, pero por el otro lado se da el efecto contrario con β ya que este cambia de signo en la muestra de enero a julio positivo, y en la muestra de agosto a octubre negativo, esto afecta en mayor medida las correlaciones que el cambio en las varianzas.

Dicho cambio en el parámetro β muestra al igual que en la crisis 2007-2008 porque las correlaciones no aumentan en valor absoluto al existir mayor volatilidad. Esto muestra también que se dio un cambio estructural como se probó anteriormente con las pruebas de Chow (Anexo 12) y de CUSUM (Anexo 13) lo que generó un cambio en la relación entre estas. Esto puede verse también de forma clara al notar el cambio de signo de un periodo a otro de enero a julio fue positiva y de agosto a octubre negativa.

Al igual que en la crisis de 2007-2008, peso más el cambio en la elasticidad o relación entre las variables (β) que el cambio de las varianzas de las propias variables NYK, USD/COP sobre la correlación

A diferencia de la crisis 2007-2008, en este caso el índice NYK es estadísticamente significativo en los dos periodos de la crisis antes y después de la baja de la calificación.

Aunque de manera estadística, no se rechaza la hipótesis nula de no cambio en varianza, está en el límite para ambos casos pero de manera económica es evidente que existe un cambio en la varianza de ambos índices en ambos periodos.

En este caso, también puede decirse que la crisis de deuda afectó la tasa de cambio USD/COP, dado que al tomar toda la serie de 2011 no la variable NYK no es

estadísticamente significativa para el modelo, pero al tomarla de manera separada en las sub muestras en ambas sub muestras resulta significativa.

Tabla 5: Resumen resultados 2011

PERIODO 2011	R2	PROB. WHITE	β	σ_{μ}	σ_{ε}	ρ	ρ_c	ρ_u
ENERO- OCTUBRE	0,0020	0,0	-0,0049	493,57	36,38	-0,018	----	----
ENERO- JULIO	0,45	0,0	0,1872	179,07	87,28	----	1,23	----
AGOSTO- OCTUBRE	0,25	0,197	-0,1454	214,28	128,43	----	----	-0,18

6. CONCLUSIONES

La crisis financiera internacional, originada por la crisis de las hipotecas subprime en Estados Unidos, tuvo dos determinantes claves:

- Falta de regulación apropiada a los mercados financieros y la regulación existente era inadecuada para controlar los cambios que tenían estos mercados.
- Hubo una burbuja especulativa en los mercados financieros, que produjo un alza en los precios de las viviendas y generó un exceso de confianza entre los inversionistas, debido también a una baja importante de las tasas de interés por parte de la Reserva Federal.

Quizá el punto mayor importancia en la crisis de las hipotecas subprime fue la quiebra de Lehman Brothers en septiembre de 2008, ya que creó una situación de incertidumbre mundial acerca del futuro de la economía y también creó una paradoja hacia el gobierno estadounidense ya que dejó entrar en el capítulo 11 de bancarrotas a Lehman Brothers pero al día siguiente salvo a AIG.

No existía correlación entre el índice NYSE Financial Index (NYK) y la tasa de cambio USD/COP, antes de 2007, pero en 2008 año en el que estalló la crisis se dio una alta correlación entre estas dos variables, ya que el índice representaba las principales firmas que ocasionaron y se vieron afectadas por la crisis, dicha correlación fue negativa ya que al bajar el índice NYK la tasa de cambio aumento, debido a la incertidumbre originada a nivel mundial.

Aunque el efecto del aumento en la varianza de las variables y especialmente de la varianza de X_t , tuvo un impacto en la correlación entre el índice NYK y la tasa de cambio USD/COP, el efecto que tuvo más peso fue el del parámetro β , ya que este cambió el signo de la correlación y también afectó su valor absoluto. Este parámetro es la sensibilidad o elasticidad que existe entre un aumento en una unidad del índice NYK y esto que efecto tendría en la variable dependiente tasa de cambio USD/COP.

Fue mayor el efecto del cambio en la relación de elasticidad entre las variables, que el cambio en la varianza de las mismas, ya que el cambio en β tuvo mayor peso en la correlación.

Las pruebas realizadas mostraron que las series tienen problemas de heterocedasticidad, también de cambio en varianza y un cambio en el parámetro β lo que mostro un cambio en estructural entre 2007 y 2008, afectando así también la correlación existente, lo que implica que aunque existió un cambio en la correlación entre las variables no se puede concluir que el cambio se debió solamente a cambio en la varianza del índice NYK dado que la relación entre las variables β también cambió.

Indudablemente la crisis financiera internacional de 2007-2008, originada en Estados Unidos, tuvo un impacto en la tasa de cambio, y especialmente el índice NYK, ya que en años anteriores este índice no afectaba la tasa de cambio, por lo que resulta relevante mirar los efectos de este índice en la tasa de cambio.

En momentos de crisis, las variables que tradicionalmente explican otra variable Y , pierden importancia relativa en su explicación y aparecen variables que anteriormente no ayudaban a explicarlas.

Puede verse también que existe una relación entre la crisis de las hipotecas sub prime 2007-2008 y la crisis de deuda ya que para el 2009 el peso en el PIB de Estados Unidos, de las ayudas a las empresas involucradas, las inyecciones de capital y las compras de bienes sumaron cerca de un 81% del PIB.

En la crisis de deuda de 2011, el punto de cambio del modelo se encuentra en la baja de la calificación de la deuda estadounidense, es allí donde más se aleja de los intervalos de confianza en la prueba de cambio estructural de CUSUM.

También en esta serie, se produce un cambio estructural ya que la relación entre las variables cambia y también cambia la varianza de estas.

Durante toda la muestra de 2011, la correlación entre las variables es casi inexistente mientras que al separarla en dos sub muestras esta correlación aumenta y cambia de signo, lo cual muestra que la crisis de deuda si afectó la correlación entre la tasa de cambio y el índice NYK.

Aunque no se pueden comparar las correlaciones entre las sub muestras, ya que la primera tiene problemas de heterocedasticidad y la segunda no, si se puede ver que en la segunda entre agosto y octubre la correlación fue de -0,18, la cual es una correlación muy acertada por lo que no presenta problemas de heterocedasticidad, lo que señala que si afectó la crisis a la tasa de cambio en esta periodo.

Cabe también, aclarar que dado que hubo un cambio en la relación entre las variables β el cambio en la correlación no se puede atribuir exclusivamente al cambio en la varianza de NYK (X_t), por lo que se puede señalar que si hubo un efecto sobre la tasa de cambio pero no se puede atribuir exclusivamente a este cambio en la varianza.

Finalmente, en ambas crisis si existió un efecto en la tasa de cambio y un cambio en la correlación causado por las crisis, aunque no se pueda atribuir exclusivamente a los cambios en la varianza de NYK, ya la relación entre las variables β también cambió.

7. BIBLIOGRAFIA

BiniSmaghi, Lorenzo (2008). "The financial crisis and global imbalances: Two sides of the same coin." Discurso en el Foro Económico Asia Europa, Beijing.

Cooper, R; Srinivasan. "Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments". Brookings Papers on Economic Activity. Vol. 2005, No. 1 (2005).

Obstfeld, M; Rogoff, K. "Global imbalances and the financial crisis: products of common causes". University of California, Berkeley y Harvard University (2009).

Krugman, Paul (2007). "Will There Be a Dollar Crisis?", *Economic Policy*.

Vargas, Andrés Mauricio; Rivera Perez Camilo "Controles a la entrada de capitales y volatilidad de la tasa de cambio: ¿daño colateral? la experiencia colombiana" Documentos de Trabajo No. 27, 2009.

Patiño, Carlos Ignacio. Artículo revista Portafolio "La aversión al riesgo vuelve a mover la tasa de cambio". Fecha de publicación 16 de julio de 2008. Disponible en: <http://www.portafolio.com.co/archivo/documento/CMS-4380011>

Damodar N. Gujarati, "Econometría Básica". Cuarta Edición, 2004.

Bárcena, Alicia. "la actual crisis financiera internacional y sus efectos en américa latina y el caribe". Naciones Unidas, CEPAL. Enero, 2009.

Rigobon, Roberto. "*Contagion: How to measure it?*". 2001.

8. ANEXOS

Anexo 1 Regresión con datos 2007-2008

Dependent Variable: USD_COP

Method: Least Squares

Date: 02/09/11 Time: 12:44

Sample: 1 504

Included observations: 504

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2111.407	33.95141	62.18909	0.0000
NYK	-0.011611	0.004238	-2.739431	0.0064
R-squared	0.014729	Mean dependent var		2020.955
Adjusted R-squared	0.012766	S.D. dependent var		178.5926
S.E. of regression	177.4489	Akaike info criterion		13.19920
Sum squared resid	15807040	Schwarz criterion		13.21596
Log likelihood	-3324.199	Hannan-Quinn criter.		13.20578
F-statistic	7.504485	Durbin-Watson stat		0.014425
Prob(F-statistic)	0.006374			

Anexo 2 Regresión con datos 2007

Dependent Variable: USD_COP

Method: Least Squares

Date: 02/08/11 Time: 11:02

Sample: 1 251

Included observations: 251

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1942.196	131.8798	14.72702	0.0000
NYK	0.014259	0.014129	1.009161	0.3139
R-squared	0.004073	Mean dependent var		2075.103
Adjusted R-squared	0.000074	S.D. dependent var		108.8902
S.E. of regression	108.8862	Akaike info criterion		12.22642
Sum squared resid	2952194.	Schwarz criterion		12.25451
Log likelihood	-1532.416	Hannan-Quinn criter.		12.23772
F-statistic	1.018407	Durbin-Watson stat		0.017779
Prob(F-statistic)	0.313877			

Anexo 3: Regresión datos 2008

Dependent Variable: USD_COP

Method: Least Squares

Date: 02/09/11 Time: 13:01

Sample: 1 253

Included observations: 253

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2719.944	35.97242	75.61192	0.0000
NYK	-0.120013	0.005591	-21.46631	0.0000
R-squared	0.647374	Mean dependent var		1967.235
Adjusted R-squared	0.645969	S.D. dependent var		214.6704
S.E. of regression	127.7299	Akaike info criterion		12.54559
Sum squared resid	4095048.	Schwarz criterion		12.57352
Log likelihood	-1585.017	Hannan-Quinn criter.		12.55682
F-statistic	460.8026	Durbin-Watson stat		0.086589
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 4: Prueba de heterocedasticidad de White con datos 2007-2008

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	60.80267	Prob. F(2,501)	0.0000
Obs*R-squared	98.43972	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	46.85423	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/09/11 Time: 12:45

Sample: 1 504

Included observations: 504

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71699.07	16400.20	4.371842	0.0000
NYK	-2.239241	4.865709	-0.460208	0.6456
NYK^2	-0.000357	0.000343	-1.039012	0.2993
R-squared	0.195317	Mean dependent var		31363.18
Adjusted R-squared	0.192105	S.D. dependent var		30752.63
S.E. of regression	27641.39	Akaike info criterion		23.29795
Sum squared resid	3.83E+11	Schwarz criterion		23.32309

Log likelihood	-5868.084	Hannan-Quinn criter.	23.30781
F-statistic	60.80267	Durbin-Watson stat	0.076835
Prob(F-statistic)	0.000000		

Anexo 5: Prueba heterocedasticidad White con datos 2007

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	41.78894	Prob. F(2,248)	0.0000
Obs*R-squared	63.26733	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	22.63214	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/09/11 Time: 11:44

Sample: 1 251

Included observations: 251

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-135870.4	188464.4	-0.720934	0.4716
NYK	21.60306	41.39106	0.521926	0.6022
NYK^2	-0.000617	0.002267	-0.272069	0.7858

R-squared	0.252061	Mean dependent var	11761.73
Adjusted R-squared	0.246029	S.D. dependent var	10048.48
S.E. of regression	8725.247	Akaike info criterion	20.99771
Sum squared resid	1.89E+10	Schwarz criterion	21.03985
Log likelihood	-2632.213	Hannan-Quinn criter.	21.01467
F-statistic	41.78894	Durbin-Watson stat	0.114256
Prob(F-statistic)	0.000000		

Anexo 6: Prueba heterocedasticidad White con datos 2008

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	10.26130	Prob. F(2,250)	0.0001
Obs*R-squared	19.19329	Prob. Chi-Square(2)	0.0001
Scaled explained SS	13.42101	Prob. Chi-Square(2)	0.0012

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/09/11 Time: 11:38
Sample: 1 253
Included observations: 253

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-78155.70	20995.09	-3.722571	0.0002
NYK	33.84445	7.721228	4.383300	0.0000
NYK^2	-0.002848	0.000672	-4.237683	0.0000
R-squared	0.075863	Mean dependent var		16185.96
Adjusted R-squared	0.068470	S.D. dependent var		19332.07
S.E. of regression	18658.50	Akaike info criterion		22.51778
Sum squared resid	8.70E+10	Schwarz criterion		22.55968
Log likelihood	-2845.499	Hannan-Quinn criter.		22.53464
F-statistic	10.26130	Durbin-Watson stat		0.311287
Prob(F-statistic)	0.000052			

Anexo 7: Prueba de cambio en las varianzas del índice NYK 2007-2008

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 02/09/11 Time: 11:04
Sample: 1 251
Included observations: 251

Method	df	Value	Probability
F-test	(250, 250)	8.581673	0.0000
Siegel-Tukey		0.001231	0.9990
Bartlett	1	245.4544	0.0000
Levene	(1, 500)	183.5487	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 500)	142.9004	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
NYK_2007	251	487.4010	405.6532	393.7869	251.4900
NYK_2008	251	1427.816	1155.864	1131.959	251.5100
All	502	1853.395	780.7584	762.8731	251.5000

Bartlett weighted standard deviation: 1066.822

Anexo 8: Prueba de cambio de varianza en la tasa de cambio USD/COP 2007-2008

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 02/09/11 Time: 11:11

Sample: 1 251

Included observations: 251

Method	df	Value	Probability
F-test	(250, 250)	3.867498	0.0000
Siegel-Tukey		11.56795	0.0000
Bartlett	1	106.3518	0.0000
Levene	(1, 500)	131.7582	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 500)	62.85697	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
USD_COP_07	251	108.8902	97.18674	95.39486	326.3964
USD_COP_08	251	214.1430	183.8323	173.7380	176.6036
All	502	178.4162	140.5095	134.5664	251.5000

Bartlett weighted standard deviation: 169.8739

Anexo 9: Regresión por mínimos cuadrados año 2011

Dependent Variable: USDCOP

Method: LeastSquares

Date: 11/02/11 Time: 15:36

Sample: 1 210

Included observations: 210

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1855.406	36.38654	50.99155	0.0000
NYK	-0.004970	0.007608	-0.653258	0.5143
R-squared	0.002047	Mean dependentvar		1831.762
Adjusted R-squared	-0.002750	S.D. dependentvar		54.21030
S.E. of regression	54.28480	Akaikeinfocriterion		10.83584
Sum squared resid	612942.6	Schwarzcriterion		10.86772
Log likelihood	-1135.764	Hannan-Quinn criter.		10.84873
F-statistic	0.426746	Durbin-Watson stat		0.031480
Prob(F-statistic)	0.514312			

Anexo 10: Regresión por mínimos cuadrados enero-julio 2011

Dependent Variable: USDCOP
Method: LeastSquares
Date: 10/28/11 Time: 19:06
Sample: 1 145
Included observations: 145

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	879.3535	87.28662	10.07432	0.0000
NYK	0.187202	0.017234	10.86256	0.0000
R-squared	0.452097	Mean dependentvar		1826.921
Adjusted R-squared	0.448266	S.D. dependentvar		49.85808
S.E. of regression	37.03400	Akaikeinfocriterion		10.07525
Sum squaredresid	196126.9	Schwarzcriterion		10.11631
Log likelihood	-728.4554	Hannan-Quinn criter.		10.09193
F-statistic	117.9952	Durbin-Watson stat		0.100693
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 11: Regresión por mínimos cuadrados agosto-octubre 2011

Dependent Variable: USDCOP
Method: LeastSquares
Date: 11/02/11 Time: 15:47
Sample: 1 65
Included observations: 65

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2435.841	128.4355	18.96548	0.0000
NYK	-0.145453	0.031446	-4.625542	0.0000
R-squared	0.253516	Mean dependentvar		1842.563
Adjusted R-squared	0.241667	S.D. dependentvar		61.90455
S.E. of regression	53.90792	Akaikeinfocriterion		10.84272
Sum squaredresid	183082.0	Schwarzcriterion		10.90962
Log likelihood	-350.3883	Hannan-Quinn criter.		10.86912
F-statistic	21.39564	Durbin-Watson stat		0.174312
Prob(F-statistic)	0.000019			

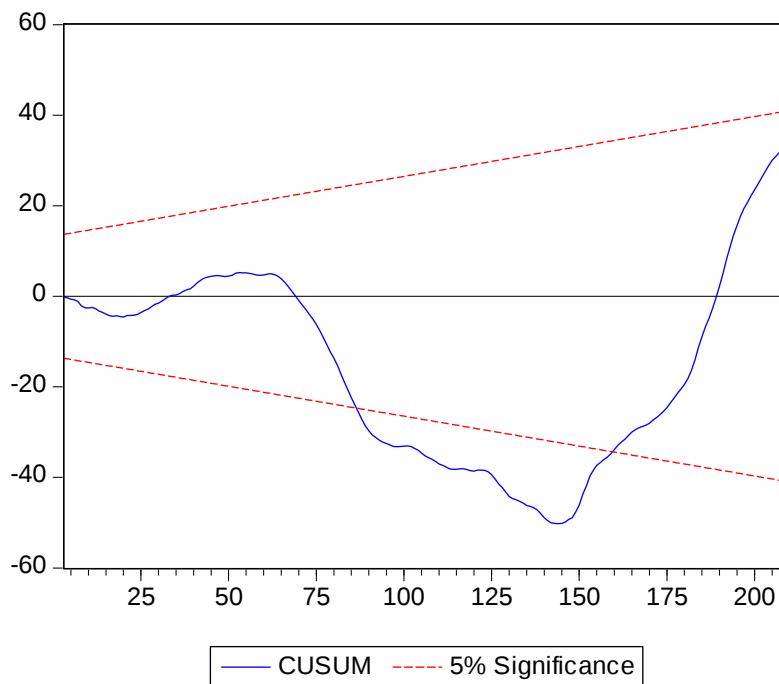
Anexo 12: Prueba de Chow con punto de quiebre el 5 de Agosto de 2011 (Dato 151)

ChowBreakpoint Test: 151
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables
EquationSample: 1 210

F-statistic	59.19213	Prob. F(2,206)	0.0000
Log likelihood ratio	95.35105	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
WaldStatistic	118.3843	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Anexo 13: Prueba recursiva de CUSUM para toda la muestra de 2011



Anexo 14: Prueba de Heterocedasticidad de White toda la muestra 2011

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	15.03644	Prob. F(2,207)	0.0000
Obs*R-squared	26.63866	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaledexplained SS	10.48799	Prob. Chi-Square(2)	0.0053

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 11/14/11 Time: 20:14

Sample: 1 210

Includedobservations: 210

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75674.01	20245.90	3.737745	0.0002
NYK	-30.49527	8.931334	-3.414414	0.0008
NYK^2	0.003162	0.000974	3.246150	0.0014
R-squared	0.126851	Mean dependentvar		2918.774
Adjusted R-squared	0.118415	S.D. dependentvar		2621.187
S.E. of regression	2461.105	Akaikeinfocriterion		18.46879
Sum squaredresid	1.25E+09	Schwarzcriterion		18.51661
Log likelihood	-1936.223	Hannan-Quinncrier.		18.48812
F-statistic	15.03644	Durbin-Watson stat		0.238889
Prob(F-statistic)	0.000001			

Anexo 15: Prueba de heterocedasticidad de White para muestra enero-julio 2011

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	8.575070	Prob. F(2,142)	0.0003
Obs*R-squared	15.62531	Prob. Chi-Square(2)	0.0004
Scaledexplained SS	16.28921	Prob. Chi-Square(2)	0.0003

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 11/15/11 Time: 11:04

Sample: 1 145

Includedobservations: 145

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-405302.4	124774.8	-3.248272	0.0014
NYK	159.5884	49.67512	3.212642	0.0016
NYK^2	-0.015637	0.004939	-3.165863	0.0019
R-squared	0.107761	Mean dependentvar		1352.599
Adjusted R-squared	0.095194	S.D. dependentvar		1987.260
S.E. of regression	1890.307	Akaikeinfocriterion		17.94734
Sum squaredresid	5.07E+08	Schwarzcriterion		18.00893
Log likelihood	-1298.182	Hannan-Quinncrier.		17.97236
F-statistic	8.575070	Durbin-Watson stat		0.187385
Prob(F-statistic)	0.000305			

Anexo 16: Prueba de heterocedasticidad de White para muestra agosto-octubre 2011

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.663329	Prob. F(2,62)	0.1979
Obs*R-squared	3.310024	Prob. Chi-Square(2)	0.1911
Scaled explained SS	1.170045	Prob. Chi-Square(2)	0.5571

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: LeastSquares

Date: 11/15/11 Time: 11:07

Sample: 1 65

Included observations: 65

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-79484.03	76401.38	-1.040348	0.3022
NYK	41.70654	36.85965	1.131496	0.2622
NYK^2	-0.005264	0.004439	-1.185832	0.2402

R-squared	0.050923	Mean dependent var	2816.646
Adjusted R-squared	0.020308	S.D. dependent var	2462.480
S.E. of regression	2437.347	Akaike info criterion	18.48026
Sum squared resid	3.68E+08	Schwarz criterion	18.58062
Log likelihood	-597.6085	Hannan-Quinn criter.	18.51986
F-statistic	1.663329	Durbin-Watson stat	0.867760
Prob(F-statistic)	0.197851		

Anexo 17: prueba de varianza para la serie NYK enero-julio y agosto-octubre 2011

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 11/15/11 Time: 10:41

Sample: 1 145

Included observations: 145

Method	df	Value	Probability
F-test	(144, 64)	1.431932	0.1059
Siegel-Tukey		6.376956	0.0000
Bartlett	1	2.959692	0.0854
Levene	(1, 208)	0.565311	0.4530
Brown-Forsythe	(1, 208)	0.625397	0.4299

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
----------	-------	-----------	-------------------------	---------------------------	----------------------------

NYKAGOOCT	65	214.2899	163.1385	161.6402	65.55385
NYKENEJUL	145	179.0773	150.7576	147.0106	123.4069
All	210	493.5791	154.5898	151.5388	105.5000

Bartlett weighted standard deviation: 190.6061

Anexo 18: Prueba varianza tasa de cambio USD/COP enero-julio y agosto-octubre 2011

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 11/15/11 Time: 10:53

Sample: 1 145

Included observations: 145

Method	df	Value	Probability
F-test	(144, 64)	1.541608	0.0519
Siegel-Tukey		1.466510	0.1425
Bartlett	1	4.333604	0.0374
Levene	(1, 208)	12.32887	0.0005
Brown-Forsythe	(1, 208)	6.537617	0.0113

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
USDCOPAGO OCT	65	61.90455	56.55609	55.01538	96.30769
USDCOPENE JUL	145	49.85808	44.87553	44.85062	109.6207
All	210	54.21030	48.49094	47.99686	105.5000

Bartlett weighted standard deviation: 53.85247