

**REVISIÓN DE LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA EN EL MERCADO DE DEUDA
PÚBLICA INTERNA EN COLOMBIA**

ALEXIS MORENO

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2015**

**REVISIÓN DE LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA EN EL MERCADO DE DEUDA
PÚBLICA INTERNA B EN COLOMBIA**

ALEXIS MORENO

**Trabajo de Grado para optar al Título de
Economista**

**Director
Inés María Ulloa Villegas
Economista Universidad del Valle**

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2015**

**REVISIÓN DE LA HIPÓTESIS DE EFICIENCIA EN EL MERCADO DE DEUDA
PÚBLICA INTERNA EN COLOMBIA**

ALEXIS MORENO

DESCRIPTORES:

- **Hipótesis de Eficiencia**
- **Mercado de Deuda Pública Interna**
- **Títulos TES B**
- **Razones de Varianza**
- **Caminata Aleatoria**

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2015**

CONTENIDO

	Página
INTRODUCCIÓN	5
1. REVISIÓN DE LA LITERATURA	7
2. TÍTULOS DE TESORERÍA – TES	21
2.1 Características Generales de los TES B	23
2.2 Mercado de Deuda Pública Interna	25
2.3 Mercado Primario (mecanismo de subasta y underwriting)	27
2.4 Mercado Secundario	28
2.5 Valoración de TES	29
2.6 Índices de Deuda Pública Interna de Títulos de Tesorería TES B	30
3. MARCO TEÓRICO	34
3.1 Juegos Justos	35
3.2 Caminatas Aleatorias	37
3.3 Ley de las Expectativas Iteradas y Eficiencia de Mercado	39
4. METODOLOGÍA	40
4.1 Análisis de Autocorrelación	40
4.2 Razones de Varianza	41
5. RESULTADOS	45
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51
ANEXOS	58

INTRODUCCIÓN

La eficiencia de un mercado puede asegurar las mismas oportunidades de competencia en los agentes que interactúan en él. En ese sentido un mercado se considera eficiente cuando el precio de los activos que son negociados en él reflejan toda la información relevante, lo que colocaría a todos los participantes en igualdad de condiciones, comportándose de esa manera como un “juego justo” para todos. En este caso ninguno de los agentes que interactúan en dicho mercado tiene una ventaja con respecto al resto. Dicho de otra manera, cuando un mercado en el cual los precios reflejan toda la información disponible se dice que es eficiente (Fama, 1970).

De lo anterior se desprende la Hipótesis de los Mercados Eficientes-HME, la cual señala de manera general que en un mercado eficiente, ningún agente, así tenga información asimétrica, tendrá una ventaja sobre los demás porque los precios reflejarían todo el conjunto de la información.

Dicha afirmación ha generado una discusión por parte de las distintas corrientes del pensamiento económico, como lo menciona Uribe y Ulloa (2011). Algunos economistas como Grossman y Stiglitz (1980), y Rothschild y Stiglitz (1976), plantean que los mercados no pueden ser eficientes informacionalmente (en el sentido fuerte) debido a la presencia de información asimétrica, lo que no permite garantizar la existencia de equilibrio en un mercado competitivo, puesto que en presencia de información asimétrica no sería posible garantizar el cumplimiento de los dos teoremas del bienestar, que son fundamentales para la consecución de un equilibrio walrasiano.

Por lo tanto, como lo plantea Uribe y Ulloa (2011), existe una relación directa entre “entre la eficiencia informacional y la eficiencia en el sentido de Pareto. La primera es condición necesaria, mas no suficiente para garantizar la segunda” (Uribe y Ulloa, 2011, p. 7). De esta manera se puede manifestar que la eficiencia

informativa es una característica necesaria para cualquier mercado, con el fin de lograr asignaciones eficientes en el sentido de Pareto.

Con base en lo anterior al tener cuenta las implicaciones de la HME, se han realizado una gran variedad de trabajos con el fin de verificar el cumplimiento de la eficiencia informativa en distintos mercados a nivel nacional e internacional (sobre todo el bursátil y cambiario).

Debido a la importancia señalada surge el interés de revisar en términos de eficiencia el mercado de deuda pública interna de Colombia. Este mercado está conformado principalmente por los Títulos de Tesorería TES- Clase B, como se expondrá más adelante, y a diferencia del mercado bursátil y cambiario, son pocos los trabajos realizados al respecto. La mayoría de estudios sobre ese mercado se han enfocado en el estudio de la Estructura Temporal de Tipos de Interés –ETTI, reflejado en la Curva de Rendimiento a largo plazo (o curva cero cupón), pues los TES, al ser títulos de renta fija, son negociados por tasa de descuento, lo que convierte la Curva de Rendimiento en un buen referente del Mercado de Deuda Pública Interna. De acuerdo con Arosemena y Arango (2004), sería además un predictor clave en la efectividad de política monetaria, debido a que la curva de rendimientos se podría constituir en un indicador central de los mecanismos de transmisión monetaria.

Por otra parte, como lo menciona Sarmiento (2011), y se ilustrará en la próxima sección, una de las hipótesis que explica la Estructura Temporal de Tipos de Interés-ETTI (Hipótesis de Expectativas-HE), tiene como uno de sus supuestos, el cumplimiento de la Hipótesis de Eficiencia. Realizar en este trabajo el contraste de dicha hipótesis de eficiencia informativa en el mercado de deuda pública interna en el país es pues un tema relevante e importante, al tener en cuenta que es el principal mercado al cual recurre el Estado para obtener recursos.

Para realizar dicho contraste de la HME, se hará uso de la hipótesis de caminata aleatoria, teniendo en cuenta la gran cantidad de información diaria y continua. De

esa manera, al tener en cuenta la HME, los cambios de los precios de los TES, representados en los índices que han sido creados en el mercado (I-TES y COLTES) deberán ser aleatorios.

Para realizar dicho contraste de manera empírica se hará el análisis de autocorrelación a través del estadístico Q de Box y Pierce (1970) y las razones de varianza desarrolladas por Lo y MacKinlay (1988) a los índices de deuda pública I-TES y COLTES (en sus distintas versiones). Con el primero se busca contrastar que las autocorrelaciones seriales sean cero, que es una de las características principales de la caminata aleatoria. Mediante las razones de varianza se puede capturar la dependencia lineal existente entre la serie y su pasado.

De esta manera el objetivo del presente documento es evaluar la eficiencia débil del mercado de deuda pública interna de Colombia, representado en el mercado de Títulos de Tesorería TES-B. Esta evaluación se hará sobre los TES a través de los índices I-TES y COLTES, desde el 2001 hasta el año 2014, que corresponde al periodo donde existe información según cada uno de los índices.

Este documento está organizado en cinco secciones. En la primera se realiza una revisión de la literatura relacionada, en la segunda sección se presenta información referente al Mercado de Títulos de Tesorería TES-B; en la tercera se presenta el marco teórico, en la cuarta se explicará las metodologías que se aplican para el contraste empírico de la Hipótesis de Eficiencia en el mercado de deuda, en la quinta se muestran los resultados y conclusiones.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El concepto general de eficiencia informacional en el lenguaje económico y financiero, indica que un mercado es eficiente si en él los precios de los activos que se transan reflejan toda la información disponible (Fama, 1970). Dicha afirmación señala la ausencia de un patrón sistemático en la formación de precios, o dicho de otra manera, existe un proceso aleatorio en los precios de los activos.

En ese sentido, teniendo en cuenta que los precios de los activos contienen toda la información relevante, implica que todos los inversores, especializados o no, tienen el mismo grado de información y, por lo tanto, las mismas posibilidades de ganar o perder, comportándose las transacciones en dicho mercado como “juegos justos”, donde los resultados no pueden ser estimados sistemáticamente.

Como lo ilustra Uribe y Ulloa (2011), desde que se planteó dicho concepto por parte de Fama (1970), se ha generado una gran discusión al respecto dentro del pensamiento económico. Debido al alcance que se deriva del término señalado, si los mercados de capitales son eficientes, no debería presentarse ningún tipo de intervención por parte del Estado, en el sentido que el mismo mercado sería un mecanismo óptimo para la asignación de recursos. Esta implicación presenta posiciones encontradas entre los economistas de distintas corrientes: por una parte están los que creen de manera fidedigna en la eficiencia de los mercados financieros como Malkiel (1999, 2003, 2005), Fama y French (2010), Fama (1991,1998), entre otros y han desarrollado una variedad de herramientas estadísticas para probar dicha eficiencia.

Por otra parte se encuentran los que no creen en la eficiencia del mercado, como lo presentan Uribe y Ulloa (2011), donde cabe mencionar a Grossman y Stiglitz (1980), Stiglitz (2010), Rothschild y Stiglitz (1976), señalando que los mercados no pueden ser eficientes informacionalmente (en el sentido fuerte) debido a la presencia de información asimétrica, lo que no garantiza el cumplimiento de los dos teoremas de bienestar, que son fundamentales para la consecución de un equilibrio Walrasiano; por lo tanto en dicha situación no se podría garantizar la existencia de equilibrio en un mercado competitivo por no ser eficiente en el sentido de Pareto. En ese sentido para los autores señalados, la intervención del Estado no solo tiene cabida sino que es imprescindible.

Lo anterior muestra que existe una relación directa “entre la eficiencia informacional y la eficiencia en el sentido de Pareto. La primera es condición

necesaria, mas no suficiente para garantizar la segunda” (Uribe y Ulloa, 2011, p.7). De esta manera la eficiencia informacional no sería solo un aspecto deseable en los mercados financieros, sino necesario para que exista una asignación eficiente en el sentido de Pareto.

Uribe y Ulloa (2011) también mencionan otros trabajos que han entrado en el debate teórico respecto al tema de eficiencia, como los de Samuelson (1965), Hyme (2003), entre otros. Sin dejar a un lado estos avances, la revisión literaria se enfocará en desarrollos empíricos donde se busca evaluar la eficiencia de los mercados financieros.

De acuerdo con Rodriguez y Fermín (2006) se puede señalar que el primer estudio sistemático sobre eficiencia del mercado lo realizó el matemático francés Bachelier (1900) donde analizó la distribución de las cotizaciones de las acciones sugiriendo, en contra de las creencias de la época, la existencia de un comportamiento aleatorio en el precio de las acciones. En él llega a la conclusión que al ser los precios de las acciones aleatorios, independientes e idénticamente distribuidos y, si el volumen de transacciones es amplio y uniformemente extendido a través del tiempo, por el teorema del límite central, sus cambios seguirán una distribución normal.

Kendall (1953) estudió las series de precios semanales de las acciones industriales británicas mediante el análisis de la autocorrelación serial de los precios o rendimientos de las acciones. En su trabajo concluye que la distribución de los rendimientos se aproxima a una distribución normal y ratifica la aleatoriedad de los precios.

Rodríguez y Fermín (2006), señalan estudios posteriores como los de Roberts (1959) y de Osborne (1959), donde plantearon la proposición de no analizar los precios absolutos de los títulos sino sus retornos logarítmicos, los cuales serían independientes entre sí, basándose en el supuesto auxiliar de que estos cambios presentan una distribución normal. Lo anterior sirvió de base para que nuevos

trabajos siguieran analizando los retornos o la diferencia logarítmica de los precios como independientes. Dicha hipótesis se fue desarrollando posteriormente en el supuesto de caminata aleatoria (Random Walk- R.W.) el cual será presentado en el próximo epígrafe. Por el momento se puede mencionar que esta hipótesis implica que los precios de los activos son generados por una acumulación de cambios aleatorios puros, lo cual fue anticipado por Bachelier (1900). Estudios de autocorrelación llevaron a demostrar la aleatoriedad en los precios del mercado americano por Fama (1965), en el mercado accionario español para el periodo entre 1980 y 1992 por Blasco, Rio, y Santamaía (1997).

Existe una variedad de estudios de la eficiencia del mercado mediante la hipótesis de caminata aleatoria y utilizando distintos métodos estadísticos y econométricos. Los más usados son pruebas del coeficiente de correlación serial paramétrica y la prueba de corridas (Sidney, 1990); pruebas de raíces unitarias de Dickey - Fuller (1979), Phillips-Perron (1988) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992); las cuales buscan probar la no estacionariedad como condición necesaria para una caminata aleatoria; también se encuentra el estadístico de razón de varianza propuesto por Lo y MacKinlay (1988); la prueba de Bartlett (1946); el estadístico Q de Box y Pierce (1970) y el estadístico LB de Ljung y Box (1978).

Como lo indica Uribe y Ulloa (2011) y a su vez como lo hace Campbell, Lo Mackinlay (1977), los test de raíces unitarias Dickey Fuller (1979) a pesar de ser los más usados por lo más atractivo que aparezca, no son apropiados puesto que el objetivo de estas pruebas es determinar cuándo un proceso es estacionario en diferencias (hipótesis nula) o estacionario en tendencia (hipótesis alterna), lo que muestra que en cualquier caso, tanto por la hipótesis nula o alterna, los incrementos pueden ser predecibles lo que contradice el objetivo de las caminatas aleatorias (R.W.) .

También se han realizado diferentes estudios a nivel latinoamericano utilizando varios de los métodos ya mencionados para establecer si los mercados siguen

una caminata aleatoria. Entre ellos están los estudios de Urrutia (1995) donde concluyó el no rechazo de la caminata aleatoria para el mercado latinoamericano, específicamente para los mercados accionarios de Argentina, Brasil, Chile y México; el de Ojah y Karemera (1999) para los mismos mercados accionarios usa la prueba de la razón de varianza y la de promedios móviles integrados, donde concluyen que estos mercados siguen una caminata aleatoria.

Por otra parte Worthington y Higgs (2003) realizaron para los mismos países latinoamericanos, adicionando a Perú, Venezuela y Colombia, una evaluación de la eficiencia en su forma débil usando datos diarios para un periodo de 15 años, donde utilizaron varias pruebas para examinar si existe caminata aleatoria en los mercados de valores: estimación de coeficientes de correlación serial, prueba de corridas, las pruebas de raíces unitarias de Dicky-Fuller aumentada, Phillips-Perron, razón de varianza múltiple, entre otras. De acuerdo con las distintas pruebas los autores concluyeron que ninguno de los mercados se caracteriza por seguir un modelo de caminata aleatoria y por lo tanto no serían eficientes contrastando con los trabajos de Ojah y Karemera (1999) y Urrutia (1995).

En el caso del mercado de valores de México Valdiviezo (2004) realizó un estudio mediante correlogramas y las pruebas de Q de Box-Pierce, el estadístico LB de Ljung y Box y de rachas y concluye que los rendimientos de las acciones siguen un comportamiento aleatorio.

Otro trabajo similar fue el de Guardia (2005) donde examinó de igual manera los índices de los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, durante el periodo de 1990 al 2005, mediante la correlación serial de las rentabilidades de los índices bursátiles y el estadístico de Q de Box-Pierce, el estadístico LB de Ljung y Box. En él concluye que los mercados de valores siguen una caminata aleatoria, por lo que fueron considerados eficientes, coincidiendo con Urrutia (1995), Ojah y Karemera (1999). Cabe mencionar otros trabajos

desarrollados para América Latina como el mercado accionario argentino por Delfiner (2002) y en varios mercados internacionales por Araujo (2002).

En Venezuela Rodríguez y Fermín (2006) estudiaron para el Índice de la Bolsa de Valores de Caracas (IBC), desde enero del 2001 hasta diciembre del 2004, los estadísticos de Q de Box-Pierce y LB de Ljung y Box, así como la prueba de raíces unitarias de Dickey- Fuller (1979). En este estudio se concluyó que los títulos (acciones) negociados en la BVC no son estacionarios, siguiendo una caminata aleatoria y por lo tanto no se rechaza la H_0 y se concluye que dicho mercado es eficiente en su forma débil.

En el caso Colombiano también se han desarrollado varios trabajos para evaluar las acciones o índices bursátiles examinando la eficiencia débil desde la Hipótesis de Eficiencia del Mercado-HEM, utilizando la caminata aleatoria (R.W.); en ese sentido se puede mencionar los trabajos de Harvey y Viscanta (1997), donde demostraron mediante la correlación serial y las pruebas de las rachas, que el Mercado de la Bolsa de Valores de Medellín no es eficiente en su forma débil, tomando información del periodo entre 1987 y 1994.

Maya y Torres (2004) para el Mercado Bursátil Colombiano, mostraron un recorrido aleatorio, pero para el año 1999.

Por otra parte Uribe (2007) hizo una revisión en general del mercado accionario de Colombia, dedicando en unas de las secciones del documento la evaluación de la Eficiencia del Mercado Bursátil de Colombia de manera comparativa con otros países latinoamericanos, como a su vez con países más desarrollados. En dicho documento se aplica la prueba del estadístico Q de Box y Pierce (1970) y la prueba de razón de varianza propuesto por Lo y MacKinlay (1988); también recalca que no se aplicó la prueba de raíces unitarias por lo expuesto por Campbell, Lo Mackinlay (1997), mencionado ya anteriormente.

Los resultados mostraron por medio de la Q de Box y Pierce (1970) que el mercado Colombiano presenta una autocorrelación significativa, rechazándose de esta manera la H_0 : de no autocorrelación, lo que indica que no es eficiente. Esto significa que pueden ser anticipados los retornos por el histórico de la serie y además mediante la prueba de razones de varianzas los resultados no fueron del todo concluyentes con el rechazo de dicha hipótesis.

Posteriormente se retomó de nuevo el tema de la HME por Uribe y Ulloa (2011), donde se propuso dos mejoras a la metodología empírica para medir la eficiencia en el sentido débil; la primera en calcular el estadístico de eficiencia de manera dinámica, mediante la creación una ventana móvil (de 1000 datos, aproximadamente 4 años de transacción), lo que enriquece el análisis. La segunda consiste en medir la eficiencia a través de cópulas, lo que busca evaluar la no dependencia en la serie tanto lineal como no lineal, siendo una herramienta robusta ante la no normalidad y la no linealidad. En ambas pruebas el mercado Colombiano resulta no ser eficiente y se tomó un periodo desde el año 2001 hasta el año 2010.

Otro documento es el realizado por Duarte y Mascareñas (2014), donde se busca comprobar la HEM en su forma débil mediante el modelo de caminata aleatoria, al Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC), después de fusión de las tres bolsas que operaban en el país (en Julio del 2001). También analiza las acciones más representativas del mercado colombiano (Ecopetrol, Grupo SURA, PFBCOLOMBIA y Cementera Argos). Mediante los test de Rachas, BDS, LB y Bartlett, en el periodo del 2002 hasta el 2012, se evidencia la no aleatoriedad en los principales activos financieros con excepción de Ecopetrol, mientras que para el IGBC se observa una mejora en la eficiencia del mercado del 2008 a 2010, periodo que coincide con el inicio de la crisis económica mundial. Cabe señalar que los mismos autores, Duarte y Mascareñas (2014), realizaron un trabajo similar para 5 países latinoamericanos, encontrando un cambio de no eficiencia a

eficiencia en los últimos años en el siguiente orden cronológico: México (2007), Brasil (2008), Colombia (2008), Chile (2011) y Perú (2012).

Como se puede apreciar hasta el momento, la mayoría de trabajos relacionados han examinado el mercado accionario o bursátil. Existen estudios adicionales respecto a dicho mercado pero se considera que dicho mercado ya está bien ilustrado con los trabajos referenciados aquí. Otro mercado al cual se han centrado varios investigadores realizando varias pruebas empíricas para examinar la HME es el cambiario; señalando el realizado por Liu y He (1991) y por Elliot e Ito, (1999) entre otros.

En el caso del Mercado de Títulos Deuda Pública, los trabajos en su mayoría se han enfocado en el análisis de la información existente en la estructura temporal de tipos de interés de corto y largo plazo- ETTI. Estos títulos son de renta fija, negociados y valorados diariamente por la tasa de descuento o negociación, que se encuentra estrechamente relacionada con las tasas de interés. De acuerdo con Rosa, Ramírez, y Alejandro (2010) este aspecto es crucial para las políticas macroeconómicas y permite evaluar el posible efecto que puede provocar la modificación de las tasas de interés en corto plazo por parte de las autoridades monetarias en el sector financiero, en el sentido que gran parte de su patrimonio es valorizado diariamente en el mercado de deuda pública.

Según Arosemena y Arango (2004), la ETTI, también conocida como curva de rendimientos a plazo, es un predictor clave en la efectividad de la política monetaria en lo referente a las expectativas de inflación, tasas de interés, actividad económica y déficit fiscal.

Siguiendo con Rosa, Ramírez, y Alejandro (2010), la ETTI es una herramienta importante también para los administradores de portafolios de renta fija, cuando comparan los rendimientos esperados en estrategias alternativas de inversión en diferentes plazos. A nivel general, si los participantes en el mercado esperan menores tasas de interés en el futuro, estarán interesados, tanto en vender los

títulos de corto plazo, como en comprar títulos de largo plazo. La acción de los agentes inducirá una disminución en las tasas de interés de largo plazo y un aumento en las tasas de corto plazo hasta llegar a un equilibrio.

Para explicar la forma y evolución de la Curva de Rendimientos a Plazo han surgido diversas teorías que la relacionan con la expectativa de la evolución de las tasas de interés y las preferencias de los agentes, como lo menciona Sarmiento (2011). Tres son estas teorías ampliamente estudiadas sobre la ETTI: la Hipótesis de Expectativas, el Hábitat Preferido y la Hipótesis de la Segmentación.

Como lo indica en su trabajo Sarmiento (2011), la Hipótesis de Expectativas (HE), introducida por primera vez por Fisher (1896), tiene como supuesto básico que los agentes forman sus expectativas de la tasa de interés de forma racional, de manera que no incurrir en errores sistemáticos en sus predicciones. En consecuencia, los agentes harán predicciones de tasa de interés haciendo uso de toda la información disponible, y las predicciones presentarán errores que seguirán un comportamiento estocástico.

Siguiendo con Sarmiento (2011), la Hipótesis del Hábitat Preferido surge con el trabajo de Modigliani y Sutch (1967), los cuales postulan que la aversión al riesgo de diferentes grupos de agentes es determinante para la ETTI. Los agentes solo estarán dispuestos a invertir a plazos diferentes a su hábitat preferido a cambio de una prima por plazo; la compensación puede ser positiva, o negativa. En esta hipótesis la tasa de interés *forward* no es un predictor insesgado de la tasa de interés *spot*, y el sesgo se explica por la prima por plazo, la cual no tiene un signo definido.

Sarmiento (2011) indica que la Hipótesis de la Segmentación (Cultberson, 1957) considera individuos con aversión extrema al riesgo, que no están dispuestos a invertir por fuera de su hábitat preferido. Esto implica que el rendimiento de bonos para cada plazo se determina en mercados independientes. En estas circunstancias, la tasa de interés *forward* carece de interpretación económica.

La mayoría de los estudios de las ETTI se han centrado en la Teoría o Hipótesis de las Expectativas (H.E.), porque las otras dos no proponen implicaciones empíricas definidas ni sobre la relación entre las tasas *forward* y las *spot* futuras, ni sobre la existencia de una prima de riesgo entre las dos.

La Hipótesis de Expectativas (H.E.), relaciona el tipo de interés a largo plazo con la media actual del tipo de interés en corto plazo y las expectativas del mercado sobre su evolución en el futuro a través de una prima de rentabilidad temporal constante en el tiempo, Hicks (1939). Como se mencionó anteriormente, dicha teoría supone en primer lugar que los agentes forman sus expectativas racionalmente, por lo que su comportamiento responde a estimaciones insesgadas de la tasa de interés ajustadas por una prima de liquidez y en segundo lugar supone el cumplimiento de la HME en el sentido que los precios reflejan toda la información disponible.

La curva de cero cupón es la representación gráfica del conjunto de los tipos de interés de bonos cero cupón a diferentes plazos de vencimiento con una misma calidad crediticia y a partir del cumplimiento de las H.E. en la curva cero cupón, se puede afirmar el principio de no arbitraje y de una prima por liquidez de estado estacionario. Esta curva es generalmente utilizada para la valoración de portafolios, medición de riesgo y la estimación del *spread*. En este caso es utilizada con distintos métodos para contrastar la Hipótesis de Expectativas, de acuerdo con Sarmiento (2011).

A pesar que se han realizado varios trabajos empíricos en varios países con diferentes métodos, los resultados de su cumplimiento no son concluyentes. Así por ejemplo como lo ilustra Massot y Nave (2003), en el mercado estadounidense, que ha sido el más estudiado, coinciden en el rechazo de la HE: Shiller (1979), Jones y Roley (1983), Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983), Mankiw y Summers (1984), Fama (1984), Mankiw y Miron (1986), Hardouvelis (1988), entre muchos otros.

En cambio para el mismo mercado señala igualmente Massot y Nave (2003), que en el estudio de Sola y Driffill (1994) no se rechaza la validez de esta hipótesis para el corto plazo; en McFadyen, Pickerill y Devaney (1991) a partir de un análisis de causalidad en sentido de Granger tampoco se rechaza su cumplimiento; y en un trabajo de Bekaert y Hodrick (2001) se detecta un aumento en la evidencia favorable al cumplimiento de la HE cuando se utilizan distribuciones de los estadísticos más coherentes con las muestras utilizadas.

Retomando a Sarmiento (2011), se recalca entre los métodos empleados, que el análisis por cointegración ha ganado importancia ya que permite modelar relaciones de largo plazo entre variables económicas y financieras. En el caso de las tasas de interés, Engle y Granger (1987) proponen un modelo para estudiar las tendencias de largo plazo entre dos tasas.

Por otra parte, Massot y Nave (2003) relaciona trabajos donde se analizan simultáneamente distintos mercados. Los trabajos de Mankiw (1986), Hardouvelis (1994) y el de Gelarch y Smets (1997) confirman el rechazo a la HE en el mercado de EEUU, toda vez que evidencian la contraposición de estos resultados con los obtenidos al examinar determinados mercados europeos en donde la HE no puede ser estadísticamente rechazada. En este mismo sentido, Domínguez y Novales (2000) hallan una fuerte evidencia a favor de la HE en el Euromercado de depósitos.

Adicionalmente, Sarmiento (2011) referencia para el caso brasileiro, el trabajo de Tabak (2009), donde muestra el cumplimiento de la hipótesis de expectativas en el mercado de *swaps* de tasas de interés para plazos de uno, tres, seis y doce meses para Brasil.

Para el mercado de deuda pública español existe un conjunto numeroso de trabajos de corte empírico que estudian el comportamiento de los tipos de interés. Massot y Nave (2003) mencionan los trabajos de Ezquiaga y Freixas (1991) y Massot, Navarro y Nave (2001), con la utilización de cotizaciones del mercado

“repo” de Letras del Tesoro en el primero, y de estimaciones no paramétricas de la estructura temporal del mercado español de deuda pública en el segundo. Dichos trabajo sólo cubren el corto plazo, (un año aproximadamente), por lo que Massot y Nave (2003), mediante un vector autorregresivo aplicado a estimaciones no paramétricas de la curva cero cupón en el mercado español, analiza la formación de la estructura temporal de los tipos de interés definida hasta un plazo de diez años. Para ello sigue la metodología propuesta por Campbell y Shiller (1991), donde la evidencia favorece la Hipótesis de las Expectativas.

Para el caso en Colombia, Sarmiento (2011) referencia el trabajo de Rey (2005), quien contrasta la Hipótesis de Expectativas en la estructura a plazos de tasas de interés de TES usando parte de la metodología propuesta por Campbell y Shiller (1991), con series desde mayo de 2000 hasta noviembre de 2004. El autor limita su investigación a las negociaciones realizadas en el Sistema Electrónico de Negociación -SEN- y estima la curva de rendimientos utilizando *splines* cúbicos suavizados. La evidencia empírica presentada en dicho trabajo rechaza la Hipótesis de las Expectativas en la mayoría de los plazos, excepto a 80 y 270 días. Rey (2005) reconoce, sin embargo, que los resultados obtenidos en esta investigación son condicionales al método de estimación de la curva cero-cupón, al periodo muestral y a la fracción del mercado SEN empleada.

Por otra parte Patiño, Almonacid y Tamara (2013) mencionan que en el 2006 el Banco de la República realizó el estudio de “Precios de los Activos y Política Monetaria” (Banco de la República, 2006), donde se discute el papel que debe asumir el banco en presencia de burbujas especulativas o desajustes financieros. Como en otras economías, en Colombia el Banco Central afecta el precio de los activos vía tipos de interés. Sin embargo la autoridad monetaria no puede reaccionar ante cambios en los precios de los activos modificando sus tasas de interés de política (Banco de la República, 2006) pues podría desajustar la inflación afectando la economía real e incumpliendo su principal objetivo que es la estabilidad de precios.

Para el mismo 2006, Patiño, Almonacid y Tamara (2013) señalan el documento de Arango (2006), donde hace un análisis desde la teoría de la curva de rendimientos, desde la hipótesis de expectativas, comprobando teóricamente que los movimientos de la tasa de subastas de expansión del Banco de la República afectan la estructura a plazo de las tasas de interés y por lo tanto las tasas de retorno del mercado secundario de deuda, ya que los agentes pueden prever las medidas que aplicará la autoridad monetaria. Por tal razón, el banco tiene la capacidad de afectar las expectativas inflacionarias y el valor de los activos de la economía en Colombia.

Por otra parte Sarmiento (2011), también hace mención al documento elaborado por Julio (2007) para el caso Colombiano, donde plantea si el tramo corto de la estructura a plazos contiene las expectativas de mercado sobre la tasas de contado futuras. Evaluar si la política monetaria futura esta implícitamente en la curva cero cupón conlleva a probar la validez de la hipótesis de expectativas; es decir, las expectativas del mercado deben estar representadas en la curva *forward* y el término que representa la prima *forward* debe ser invariante en el tiempo.

Julio (2007) aplica la metodología de Nelson y Siegel (1987), y estima la curva cero cupón teniendo en cuenta las tasas cero cupón de un año hasta quince años para el periodo de noviembre de 1999 a septiembre de 2006. Los datos tienen en cuenta tanto el SEN como el mercado electrónico colombiano (MEC).

Al tener en cuenta la metodología propuesta por Svensson (1994) y Soderlind y Svensson y Soderlind (1997), Julio (2007) realiza una comparación de las tasas de interés esperadas con las tasas *forward* por medio de dos regresiones. La primera trata de estimar la variación de las tasas cero cupón contra el *spread* entre la tasa *forward* y la tasa cero cupón. En la segunda se realiza la regresión de la diferencia entre el retorno ex-post de un bono con el vencimiento n , mantenido durante un periodo, y la tasa cero cupón con madurez de un periodo contra el *spread* entre la tasa *forward* y la tasa cero cupón.

En su trabajo Julio (2007) rechaza la validez de la hipótesis ya que se cumple solo para el tramo corto de la curva y durante periodos de muy corto plazo. Adicionalmente, encuentra que el término que denota la prima *forward* varía en el tiempo. Una de las posibles explicaciones es la aversión al riesgo de los agentes ante cambios en la tasa de interés y la presencia de una prima de liquidez variante en el tiempo.

Otro trabajo que muestra Sarmiento (2011), es el realizado por Agudelo (2008) donde contrasta la HE y de la prima por liquidez en la curva cero cupones de los TES y en la curva de los Certificados de Depósito a Término (CDT). Esta última fue incluida por el autor para demostrar el cumplimiento de la HE a corto plazo ya que los CDT son los títulos más transados para fechas de vencimiento inferiores a 1 año. Se emplean datos correspondientes al periodo de enero 2003 a febrero de 2007. Bajo el método de Nelson y Siegel (1987), se estiman tasas cero cupón con fechas de vencimiento de 180, 360, 540, 720, 900 y 1080 días.

En el trabajo de Agudelo (2008) busca probar si las tasas contenidas en la estructura a plazo son estimadores insesgados sobre las tasas de interés futuras, ajustadas por una prima de liquidez. Agudelo (2008) no encuentra evidencia de la validez de la hipótesis de expectativas. Entre los principales problemas se encuentra la no estacionariedad, la persistencia y la doble causalidad de las tasas cero cupón y las tasas *forward*.

El estudio realizado por Sarmiento (2011), contrasta el cumplimiento de la HE, estimando un modelo multivariado con corrección de errores para el caso Colombiano, pero los resultados evidenciaron la existencia de dos relaciones de cointegración, sumado al rechazo de las relaciones teóricas, lo que indica el incumplimiento de las HE para Colombia.

A pesar que existen varios trabajos para Colombia referentes a contrastar la Hipótesis de Expectativas por distintos métodos, finalizo señalando el realizado por Patiño, Almonacid y Tamara (2013) donde analizan la incidencia de la política

monetaria en Colombia en los precios de los TES para el periodo del 2003-2010. En este trabajo, mediante un modelo econométrico de vector de corrección de errores (VEC), que toma como variables explicativas la tasa interbancaria, la inflación y la tasa *forward* y como variable explicada el retorno de los TES con plazo de vencimiento a 6 meses, 1, 5 y 25 años. Los principales resultados indican que la política monetaria en Colombia incide en los precios de dichos títulos principalmente a través de la tasa de política y de las expectativas de inflación y de tasa de interés.

Cabe señalar que los trabajos referenciados al analizar la información existente en la estructura temporal de tipos de interés de corto y largo plazo- ETTI, aplican modelos de equilibrio. Estos modelos son a largo plazo compatibles con la HME, tanto así que un supuesto implícito en la Teoría de Expectativas es el cumplimiento de la HME. Si a esto se suma el cumplimiento de dicha teoría en la curva cero cupón, de acuerdo con Hicks (1939), se puede afirmar el principio de no arbitraje y una prima por liquidez de estado estacionario.

Por lo tanto el objetivo del presente trabajo es examinar la eficiencia débil de caminata aleatoria (RW III), utilizando la información de los índices de deuda pública interna (de TES-B), creados para servir de referencia en el mercado como un *benchmark*. Estos índices son el ITES y COLTES, los cuales están representados en precios y no en tasas; mediante las pruebas del estadístico Q de Box y Pierce (1970) y la prueba de razón de varianza propuesto por Lo y MacKinlay (1988).

2. TITULOS DE TESORERIA - TES¹

Dentro de los cambios y reformas que se presentaron en el país enmarcados con la Constitución de 1991 se destaca el que se produjo en el Mercado de Deuda Pública Interna. Anteriormente la deuda de la Nación con el Banco de la República se generó en cumplimiento de la función financiadora de éste, donde se le

¹ www.minhacienda.gov.co - Generalidades TES - Ministerio de Hacienda y Crédito Público República de Colombia.

otorgaba Fondos al Gobierno para créditos suplementarios que cubrieran gastos de funcionamiento e inversión. Igualmente existían deudas derivadas de la garantía solidaria del Banco para la atención del servicio de la deuda de los Títulos de Ahorro Nacional-TAN, utilizados para el financiamiento del presupuesto Nacional².

Los artículos 4° y 6° de la ley 51 de 1990 introdujeron los títulos de Tesorería - TES, como mecanismos de financiación Interna del Gobierno Nacional y reemplazaron los Títulos de Ahorro Nacional (TAN) y los de participación (TPs) que todavía estaban vigentes al comienzo de la década de los noventa. En este sentido lo que se pretendió fue convertir los TES en el único instrumento soberano capaz de homogenizar el Mercado de Deuda Soberana Interna, debido a que eliminaría la competencia ineficaz que existía entre los dos emisores. Además el Gobierno, al tener como referente el papel que juega el mercado de deuda soberana en países desarrollados como Alemania, Japón y EEUU, prefirió no dejar segmentado el mercado.

De acuerdo a lo mencionado por Cano y Sánchez (2013) para darle manejo al pasivo existente de la Nación, y a su vez seguir manejando el presupuesto, se establecieron dos clases de TES en el Mercado de Deuda Pública Interna. Los TES Clase A fueron usados de manera transitoria para garantizar el saldo pendiente y sustituir a su vencimiento la deuda contraída en Operaciones de Mercado Abierto-OMAS y los TES Clase B emitidos para la financiación de la Nación.

Los TES, como instrumento de financiación del Gobierno, además cumplen otra función y es la de desarrollar y profundizar el Mercado de Capitales al convertirse la Nación en el gran oferente de Títulos Valores. Con ello los TES atraen grandes demandantes como lo son los inversionistas institucionales y las entidades financieras (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2009).

² www.minhacienda.gov.co - Generalidades TES - Ministerio de Hacienda y Crédito Público República de Colombia.

2.1. Características Generales de los TES-B³

Los TES clase B son títulos valores emitidos por la Nación y cuentan solamente con la garantía de ésta, aclarando de esta manera que el Banco de la República no se hace garante ni de forma parcial o total de la emisión. El papel que realiza el Banco Central es el de administrar tanto las emisiones como las colocaciones y demás servicios de los mismos.

Los ingresos que se estimen por la colocación de TES, se incluyen en el Presupuesto General de la Nación, al igual que sus rendimientos se atienden con cargo a los recursos del mismo Presupuesto.

Los TES-B se dividen según un rendimiento fijo o variable. En el caso de los TES clase B de tasa fija, cuando se emiten a plazos inferiores de 1 año se catalogan TES de corto plazo y son destinados a realizar operaciones temporales de tesorería, a diferencia de los TES de largo plazo que son emitidos con plazo de uno a más años calendario, los cuales son destinados a financiar apropiaciones del Presupuesto General de la Nación, de acuerdo a lo anterior los TES fueron creados en 1995 con el fin de proporcionar al mercado otra alternativa de inversión en pesos a largo plazo.

Estos títulos se encuentran actualmente denominados en pesos, dólares y en Unidad de Valor Real Constante-UVR; aunque se puede mencionar que los más transados son los denominados en pesos y UVR. No sobra decir que aunque los TES expresados en dólares y UVR contienen un efecto de rentabilidad variable, se consideran de renta fija porque dentro de su misma denominación se define una tasa cupón fija. En el caso de la denominación en pesos, se puede negociar por separado el principal del cupón, mientras que en las otras dos se tiene que adquirir o enajenar el título completo.

³ Regulado actualmente por el decreto 2709 del 27 de diciembre del año 2012, Decreto 004 del 8 de enero del 2013 y la Resolución 002 de enero 2 de 2015 del Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

A continuación se presenta en la Tabla No. 1 el resumen de las emisiones de los Títulos TES-B a partir del año 2006, señalando que en el periodo señalado no se presentaron emisiones en dólares. Es notable la gran aceptación de los TES en pesos al contrastarlos con los denominados en UVR, aunque se debe resaltar la alta participación de estos últimos en el año 2014.

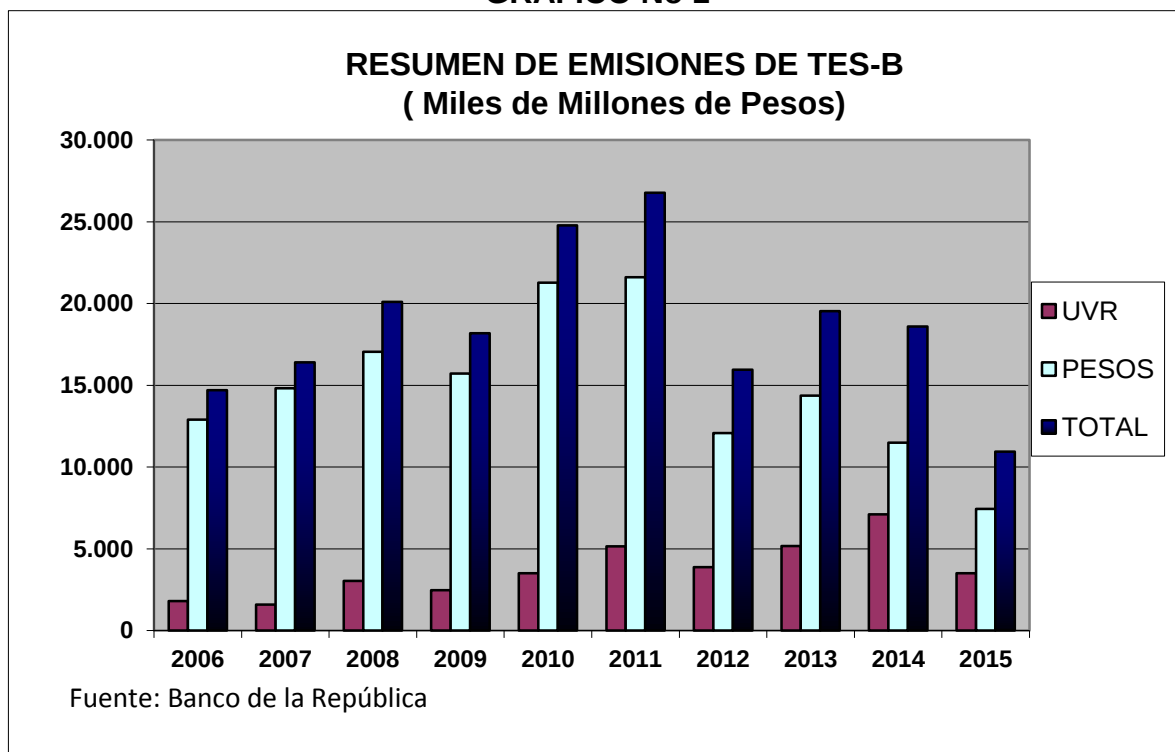
Dentro de las razones que explican la aceptación de los TES en el Mercado, se debe mencionar como una de las principales, el significado de la posición de garante que representa el Gobierno Nacional en el Mercado, puesto que prácticamente se reduce a cero el riesgo de contraparte. Además la innovación de un título que brinda rendimientos a largo plazo es un gran atractivo, de acuerdo con Cano y Sánchez (2013).

Para una mejor ilustración, se puede observar en el Gráfico No. 1 que los TES-B que mayor participación tiene en el Mercado de Deuda Pública Interna, a lo largo del periodo, son los denominados en Pesos, aunque se destaca el aumento en los años señalados de los TES denominados en UVR, indicando como se mencionó, obtuvo su mayor participación en el año 2014 con un 38% del total de la emisión. Para el caso de los TES en pesos se incluyeron los títulos de largo y corto plazo (menores a un año).

TABLA No. 1

RESUMEN DE EMISIONES DE TES-B				
DE RENTA FIJA				
(Miles de Millones de Pesos)				
AÑOS	UVR	PESOS	TOTAL	VAR(%)
2006	1.802	12.897	14.698	
2007	1.585	14.827	16.411	12%
2008	3.037	17.057	20.094	22%
2009	2.469	15.708	18.177	-10%
2010	3.510	21.276	24.786	36%
2011	5.160	21.613	26.773	8%
2012	3.876	12.074	15.950	-40%
2013	5.175	14.364	19.539	22%
2014	7.098	11.495	18.593	-5%
2015	3.507	7.436	10.942	-41%
Fuente: Banco de la República				

GRÁFICO No 1



2.2. Mercado de Deuda Pública Interna

El Mercado de Deuda Pública Interna en Colombia se encuentra conformado por varios instrumentos, pero los de mayor participación son los TES, debido a los grandes montos que coloca en el Mercado. Una muestra de ello se presenta en la *Tabla No 2*, al indicar que cerca del 99% del saldo de Deuda Interna corresponde a TES para el mes de agosto del año 2015.

El Mercado de TES-B, se encuentra dividido en Primario y Secundario (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2009). *El Primario* es donde se realiza la colocación de los TES a través del Banco de la República y bajo la modalidad de subasta.

TABLA No. 2

INSTRUMENTOS Y SALDOS DE DEUDA INTERNA DEL GNC AL 31 DE AGOSTO DEL 2015	
TITULOS	Millones de Pesos
TES Largo Plazo (1)	200.008.148
TES Control Monetario	8.000.876
TRD (2)	451.352
Bonos de Paz (2)	8.308
Bono de Seguridad (2)	125
Otros asumidos	333
Otros Bonos	47.746
Otros	232.187
Pagares de Tesorería (3)	437.417
DEUDA INTERNA BRUTA (4)	209.186.492
1) Corresponde a TES denominados en pesos, dólares o unidades de valor real, a tasa fija o variable, con un plazo hasta su vencimiento al momento de la emisión de más de 1 año. (2) Deuda Interna Bruta sin incluir el rezago presupuestal (Documento Asesores CONFIS 2/2002). (3) Los pagarés de tesorería están incluidos en vencimientos del año actual. (4) Deuda Interna Bruta Ajustada sin incluir el rezago presupuestal ni deuda pensional (Documento Asesores CONFIS 2/2002)	
Fuente: Subdirección de Operaciones – DGCPN – Ministerio de Hacienda	

El Mercado Secundario es esencialmente donde circula el título valor. En él los agentes habilitados a participar en el Mercado Primario transan los TES entre ellos y con las demás entidades que fueron excluidas del primer mercado.

El mercado primario funciona bajo el esquema del Programa de Creadores de Mercado y en él, desde 1999⁴ se habilitó a un grupo de entidades financieras como bancos, corporaciones financieras, sociedades comisionistas de bolsa, Fondos de Pensiones, etc., para que participen en las labores de compra, y comercialización de la Deuda Pública Interna del País, siendo las únicas autorizadas para participar en el mercado primario y que pueden acceder a un primer segmento del mercado secundario, conocido como mercado de primer escalón por medio del Sistema de Negociación SEN⁵. Estas entidades además

⁴ Según lo dispuesto en las resoluciones 4536, 4537, 4538 del 30 de diciembre del 2013.

⁵ El Mercado de Primer Escalón será ilustrado más adelante, cuando se explique el Mercado Secundario.

juegan un papel de líderes del desarrollo del Mercado Secundario de TES-B, en asocio con el Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

2.3. Mercado Primario (mecanismo de subasta y underwriting)

En el mercado primario existen tres mecanismos para colocación de los TES-B de acuerdo a lo ilustrado por Cano y Sánchez (2013), pero vale la pena mencionar que el mecanismo de *subasta* es el más significativo, debido que es en el donde participan activamente las entidades financieras.

- **Subasta y Underwriting:** El proceso de subasta funciona al establecerse una tasa de corte por parte del Ministerio de Hacienda, la cual no es conocida por los participantes hasta que se den las adjudicaciones por parte del Banco de la República. Las adjudicaciones se dan de manera total o parcial, a todas las ofertas cuya tasa sea menor o igual a la de corte y se hacen con la tasa de corte y no con las tasas ofrecidas por los participantes (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2009). El *Underwriting*; se refiere a un contrato donde una sola entidad o un consorcio, se compromete a colocar una emisión o parte de ella para una posterior reventa en el mercado. Este tipo de contrato es el realizado por las entidades señaladas como creadoras del mercado y por lo tanto dichas entidades asumen la responsabilidad y riesgo de colocar los títulos en el mercado secundario.
- **Operaciones Forzosas:** Son aquellas que se realizan con entidades que dependen del presupuesto Nacional y que por Ley están obligadas a invertir sus excesos de liquidez en TES-B. Como se puede apreciar uno de los objetivos que se busca con estas operaciones, es que el Gobierno aproveche la liquidez que puede presentar en algún momento las entidades señaladas, para ayudar a la consolidación del Mercado de Deuda Pública, pero además también proteger el patrimonio de dichas entidades por medio de estos títulos; y no que estas entidades los utilicen con fines especulativos o que deban colocarlos en otros mercados (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2009).

- **Operaciones Convenidas:** Son las realizadas con las empresas públicas nacionales de orden descentralizado, con las que el Gobierno pacta de antemano según sus necesidades de financiamiento, las inversiones que estas deben hacer en TES, aclarando que dichas entidades no acuden al Mercado Primario (Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2009).

2.4. Mercado Secundario

En él se transan los TES-B que ya han sido expedidos por la Nación en el Mercado Primario, entre los diferentes intermediarios y las entidades inscritas en el Programa de Creadores del Mercado. Al igual que el Mercado Primario, este mercado es sumamente importante, puesto que su profundización hace atractivo el objetivo de satisfacer necesidades de endeudamiento a una menor relación Costo-Riesgo, ya que en últimas permite que la Deuda Pública Interna, se encuentre diversificada en varios agentes y no sólo por las entidades que participan en el Mercado Primario como lo menciona Cano y Sánchez (2013).

Además con la existencia de un Mercado Secundario profundo, líquido y transparente, se da la posibilidad que se presente una formación adecuada de precios con bajos costos de transacción, lo que permite la formación de Curvas de Rendimientos, las cuales sirven de referente en el Mercado para hacer operaciones en Corto Plazo⁶.

El Mercado Secundario de Deuda Pública Interna, se encuentra compuesto por Mercados de Primer y Segundo Escalón⁷, que se desarrollan por medio de Sistemas Centralizados de Negociación aprobados por el MHCP.

⁶ Por lo general los inversionistas buscan obtener rendimientos en corto plazo en vez de esperar a que madure el TES.

⁷ www.minhacienda.gov.co - Generalidades TES - Ministerio de Hacienda y Crédito Público República de Colombia.

En el Mercado catalogado de Primer Escalón, existe la particularidad que de manera exclusiva solo participan en él, las entidades inscritas bajo el Programa de Creadores de Mercado. En el caso del Segundo Escalón del Mercado Secundario, se le otorga la posibilidad a las entidades excluidas del Programa de Creadores de Mercado a participar en las negociaciones con las entidades inscritas. Cabe mencionar que la entidad encargada de garantizar el cumplimiento de las negociaciones es la Bolsa de Valores de Colombia.

2.5. Valoración de TES

El precio de los TES se calcula en primera instancia como el valor presente de la amortización y los pagos de los cupones del título al día del cumplimiento de la oferta, descontados a la tasa de corte de la subasta y tomando como base los 365 días del año así sea bisiestro. Para una mejor ilustración se puede representar en la siguiente ecuación⁸:

$$Precio = \sum_{ni=1}^N \frac{T_{cupón}}{(1 + T_{corte})^{n/365}} + \frac{1}{(1 + T_{corte})^{n/365}}$$

Donde:

- Precio*: Será el factor con el que se calculará el valor costo de la inversión, e Incluirá la prima de intereses.
- T cupón*: Será la tasa efectiva anual del cupón de los títulos a subastar, Expresada como porcentaje.
- T corte*: Será la tasa efectiva única de aprobación de las ofertas, expresada como porcentaje.
- ni*: Será el número de días transcurridos entre la fecha de colocación de los títulos y la fecha en que ocurrirá el i- enésimo pago de intereses, calculados con la base 365 inclusive para los años bisiestos.
- N*: último flujo de caja

⁸ Tomado de la Carta Circular del Banco de la República UOM-66 del Junio 20 de 1.997

Como se puede apreciar el precio de los TES representado se encuentra influenciado por los intereses de los cupones, puesto que hacen parte del flujo del horizonte temporal del título y se le identifica como precio sucio.

En vista de hacer una mejor distinción en el precio del TES, con respecto al efecto que involucra la cercanía del pago de los cupones, en la Circular del Banco de la República se define el precio limpio como la diferencia del precio total o sucio menos los intereses causados, donde estos últimos se calculan como:

$$\text{Intereses Causados} = (\text{Tasa Cupón} / 365) * \text{días transcurridos desde el último pago o emisión.}$$

Con base en la fórmula del precio sucio, cabe mencionar que en el mercado secundario de TES, la tasa de negociación remplazaría la tasa de corte, lo que daría obviamente un nuevo precio. Como en realidad las tasas de negociación de los TES en el mercado Secundario cambian a lo largo de la vigencia del título, se ocasiona un sin número de cambios en los precios de los TES, puesto que estos se tienen que actualizar a diario recalcando la relación inversa entre precio y tasa de negociación.

2.6. Índices de Deuda Pública Interna de Títulos de Tesorería TES-B

Existe una relación entre los precios de los TES, la tasa de negociación y el tiempo de maduración. Para ello se han creado distintos Indicadores del Mercado de Deuda Pública, como curvas de referencia como la de Cero Cupón, e indicadores como los el I-TES desarrollado por Bancolombia-Suvalor y el COLTES creado por la Bolsa de Valores de Colombia, los cuales buscan abarcar todos los TES que se negocian en el mercado secundario, para dar la mejor representatividad posible en ese mercado y a su vez facultar de herramientas a los agentes que interactúan en él.

Para el presente trabajo el interés se centra en los indicadores ITES y COLTES, debido a que ambos están representados en precio, a diferencia de las curvas de

referencia como la cero cupón que muestran la relación en tasa de acuerdo a los plazos de vencimiento de los TES.

Ambos indicadores tienen una metodología similar pero su mayor diferencia consiste en que el ITES se construye con base en el precio limpio de título mientras que el COLTES incluye los cupones en la ponderación de la canasta de los títulos, es decir el precio sucio del bono. Cabe señalar que el ITES reportó información desde el 28 de diciembre del 2001 hasta el 28 de febrero del 2013, mientras que el COLTES empezó a operar desde el 2 de enero del 2008 y sigue vigente hasta la fecha. Además se crearon cuatro tipos de indicadores, el COLTES que agrupa los TES de largo y corto plazo en pesos, el COLTES LP de largo plazo (TES con vencimiento mayor a un año en pesos), corto plazo (TES con vencimiento menor a un año en pesos), y el COLTES denominado en UVR. Para mayor información de los indicadores se puede consultar la Bolsa de Valores de Colombia⁹ y Bancolombia- Suvalor¹⁰.

En los gráficos 2 y 3 se pueden observar el índice I-TES y sus respectivos retornos de forma diaria, desde el año 2001 hasta el 2013, siendo este el periodo de vigencia en el mercado. Por otra parte en los gráficos 3 y 4 se puede observar de manera similar el índice COLTES y sus respectivos retornos, de forma diaria desde el año 2008 hasta el 2014, señalando que actualmente se encuentra vigente.

Al comparar ambos índices se puede observar que el COLTES tiene una leve tendencia al alza y sostenida, sin mayores sobresaltos mientras que el I-TES a pesar de no mostrar una tendencia clara presenta mayores variaciones, destacando la observada en el año 2002 donde hubo una crisis de TES por incrementos sostenidos en las tasas de negociación Vargas (2005). De igual

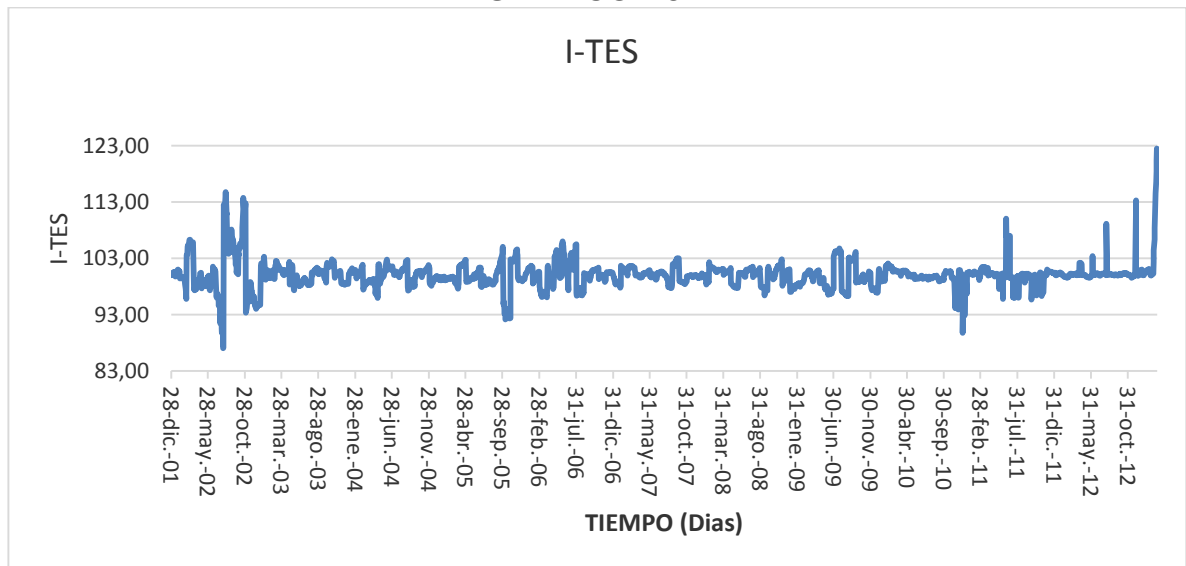
⁹

<http://www.bvc.com.co/pps/tibco/portalbvc/Home/Mercados/descripciongeneral/indicesbursatiles?action=dummy>

¹⁰ <http://investigaciones.bancolombia.com/inveconomicas/home/homeinfo.aspx?Informe.aspx?td=24&C=B>

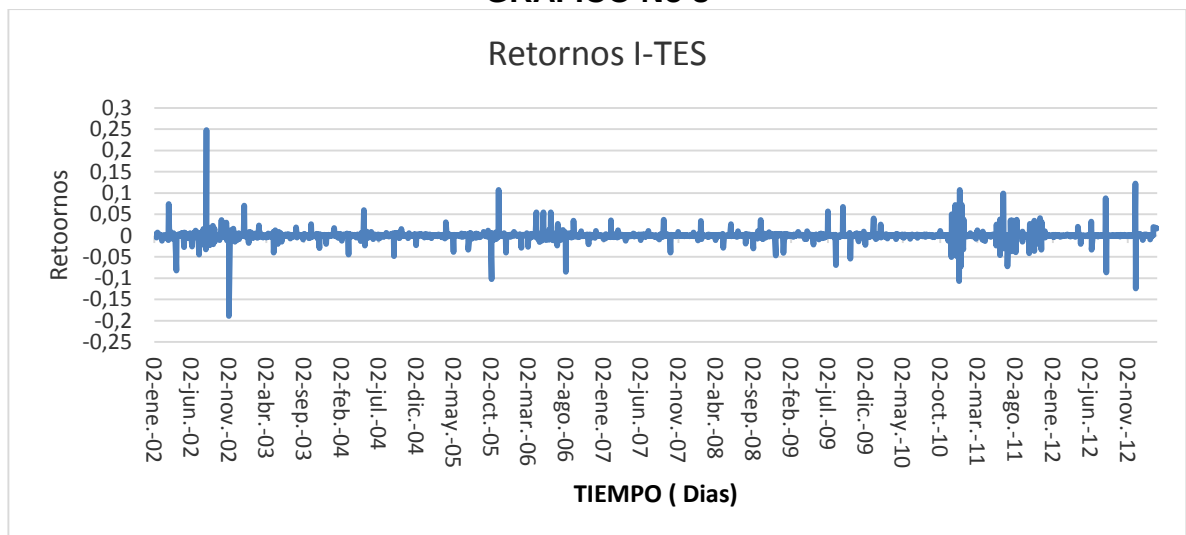
manera al observar las variaciones en los retornos, los cuales consisten en la diferencias de los logaritmos naturales de los precios de los índices, cabe resaltar la mayor volatilidad que presenta el índice COLTES al compararse con el I-TES mostrando periodos de mayor riesgo (medido en términos de volatilidad) como los del año 2008 y 2013 aunque es válido señalar que el periodo es más corto respecto al I-TES.

GRÁFICO No 2



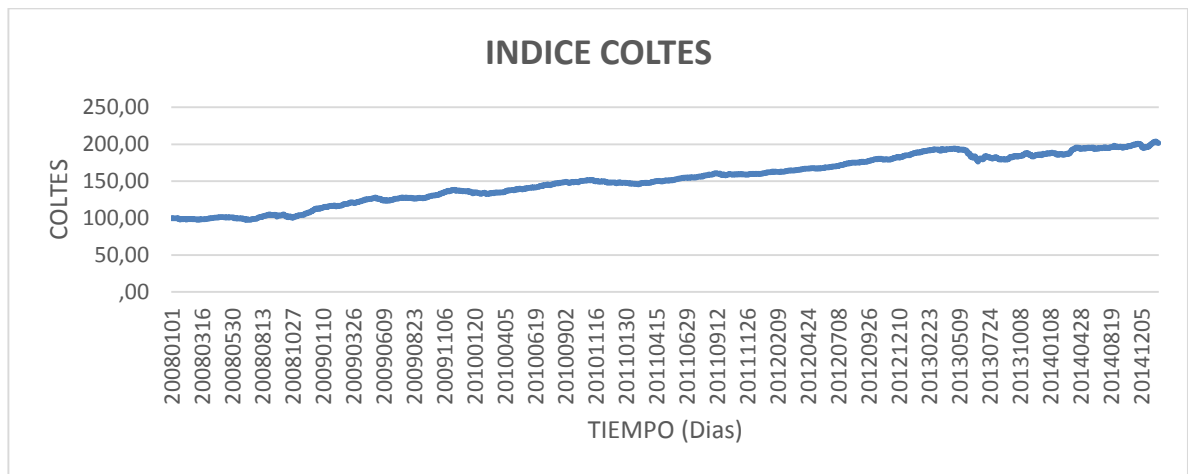
Fuente: Elaboración propia. Datos de Bancolombia – Suvalor

GRÁFICO No 3



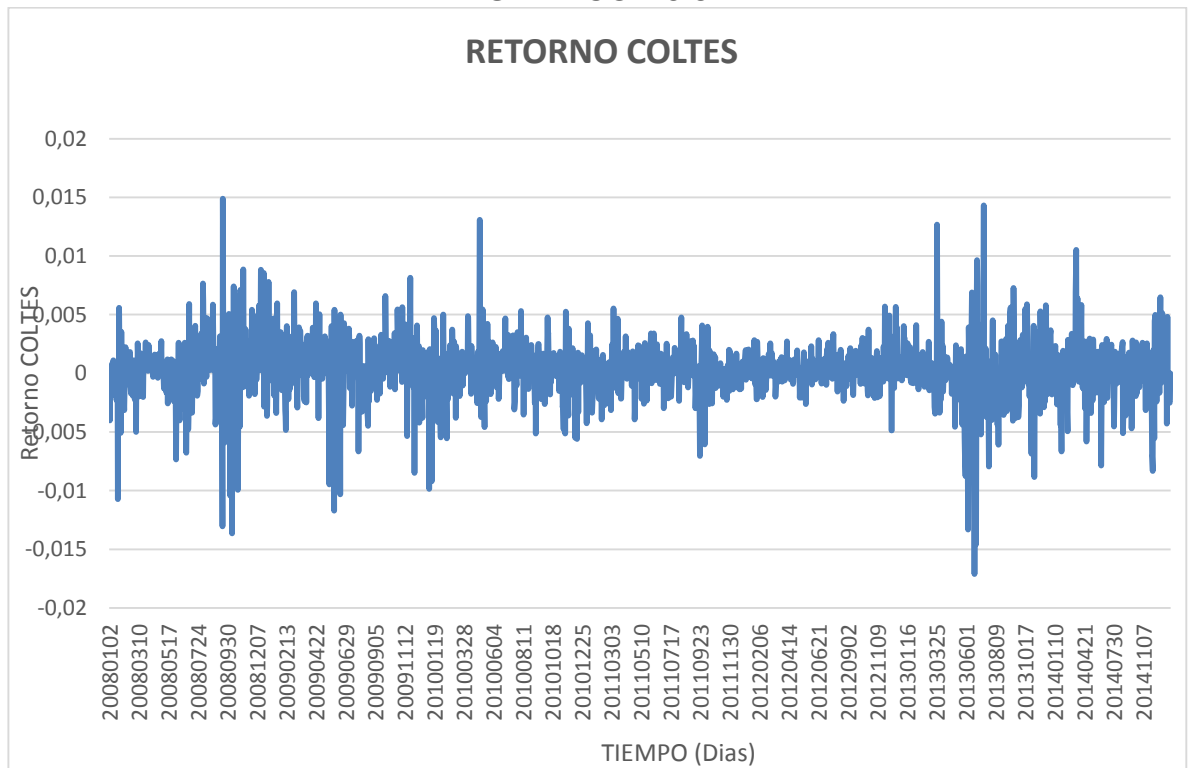
Fuente: Elaboración propia. Datos de Bancolombia - Suvalor

GRÁFICO No 4



Fuente: Elaboración propia. Datos de la Bolsa de Valores de Colombia

GRÁFICO No 5



Fuente: Elaboración propia. Datos de la Bolsa de Valores de Colombia

3. MARCO TEÓRICO:

De acuerdo a lo ilustrado por Campbell, Lo, & Mackinlay, (1997), a nivel generalizado en la literatura se presentan dos tipos de definiciones acerca de eficiencia, en donde el segundo punto explica de una manera más definida el primero, previniendo así posible tergiversaciones que se puedan presentar con la primera definición:

- 1) “Un mercado en el que los precios siempre reflejan plenamente la información disponible se llama eficiente” (Fama, 1970, p. 383).
- 2) “A capital market is said to be efficient if it fully and correctly reflects all relevant information in determining security prices. Formally, the market is said to be efficient with respect to some information set...if security prices would be unaffected by revealing that information to all participants. Moreover, efficiency with respect to an information set implies that it is impossible to make economic profits by trading on the basis of [that information set].” (Malkiel, 1987, p. 120)

En el segundo ítem explica que un mercado de capitales es eficiente cuando se muestra plenamente la información importante para la determinación de los precios; y además, no se recibe ningún beneficio económico con respecto a la información.

Cuando el mercado es eficiente no se pueden pronosticar los precios de los activos que se negocian dentro de éste, ya sea por medio de técnicas de predicción o usando cualquier conjunto de información. La finalidad de querer conocer estos precios es tener retribuciones regulares de acuerdo al manejo que se le dan a estos bienes dentro del mercado. La mejor predicción que se puede hacer del precio del mañana, va a ser el precio de hoy, como también lo precisan Uribe y Ulloa (2011).

De acuerdo al nivel de información en el mercado por parte de los agentes para la toma de decisiones, se presentan varios tipos de eficiencia. A continuación se expone la clasificación de la eficiencia pensada en términos relativos (Campbell, Lo, & Mackinlay, 1997), la cual es expuesta por Roberts (1967):

- Eficiencia en el sentido débil: la eficiencia en el mercado se presenta solamente cuando se tiene en cuenta los precios o retornos históricos.
- Eficiencia en el sentido semi-fuerte: se presenta toda la información (pública) conocida de parte de todos los integrantes del mercado.
- Eficiencia en el sentido fuerte: aquí se conoce toda la información (privada) sabida por algún participante.

A través de Fama (1970) se expone que un mercado de capitales es eficiente si cumple tres condiciones. Cabe agregar que estas tres condiciones son suficientes más no necesarias para que un mercado sea eficiente, es decir, si no se cumple alguna de ellas no implica que el mercado sea no eficiente.

1. No existen costos de transacción.
2. La información disponible no es costosa para los agentes que participan en el mercado.
3. Todos los agentes son conscientes de las implicaciones que la información tiene sobre los precios corrientes sobre su comportamiento futuro.

3.1. Juegos Justos.

Siguiendo de cerca el texto de Fama (1970), el modelo de juegos justos muestra que las condiciones de equilibrio de mercado pueden ser representadas en términos de precios (retornos) esperados, como se ve a continuación.

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)]p_{j,t} \quad (1)$$

Donde $p_{j,t}$ es el precio (retorno) del activo j en el periodo t ; $p_{j,t+1}$ su precio en $t+1$; $r_{j,t+1}$ es la tasa de retorno para un periodo; Φ_t representa cualquier conjunto de información que es “completamente reflejado” en el precio. La utilización del circunflejo ($\sim$) representa la aleatoriedad de las variables. Por tanto, la ecuación (1) representa la información contenida en Φ_t está totalmente reflejada en el precio de cualquier activo.

De la ecuación (1) se puede desprender lo siguiente: la imposibilidad de que se tengan ganancias sistemáticas tomando decisiones de inversión solamente sobre la base de la información contenida en Φ , lo cual es una de las implicaciones más importantes del concepto de eficiencia. Para una mejor ilustración se define una variable X que representa el exceso del precio de cualquier activo sobre su valor esperado en el periodo $t+1$, dado el conjunto de información disponible en t :

$$X_{j;t+1} = p_{j,t+1} - E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) \quad (2)$$

$$E(X_{j;t+1}|\Phi_t) = 0 \quad (3)$$

De manera similar, se puede definir una variable Z que represente el exceso en la tasa de retorno de cualquier activo y su valor esperado en el periodo $t+1$, dado el conjunto de información disponible en t :

$$Z_{j;t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) \quad (4)$$

$$E(Z_{j;t+1}|\Phi_t) = 0 \quad (5)$$

Lo anterior significa que $X_{j;t+1}$ y $Z_{j;t+1}$ son juegos justos con el conjunto de información Φ_t .

Para representar este criterio a todos los activos que conforman el mercado, se tiene:

$$\alpha(\Phi_t) = [a_1(\Phi_t), a_2(\Phi_t), \dots, a_n(\Phi_t)] \quad (6)$$

La ecuación (6) constituye un sistema dependiente de Φ_t , que les revela a los inversionistas las cantidades $a_j(\Phi_t)$ de fondos disponibles en t que serán invertidos en cada uno de los n activos del mercado. Con base a lo anterior se puede precisar una función de excesos del mercado:

$$V_{t+1} = \sum_{j=1}^n a_j(\Phi_t) [r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)] \quad (7)$$

$$E(\tilde{V}_{t+1} | \Phi_t) = \sum_{j=1}^n a_j(\Phi_t) E(Z_{j,t+1} | \Phi_t) = 0 \quad (8)$$

En la ecuación (8) se puede determinar que un mercado eficiente se comporta como un juego justo. Sin embargo, este modelo es muy general y no ofrece información sobre el tipo de procesos estocásticos que siguen los precios o retornos de los activos en un mercado eficiente. Por lo expuesto anteriormente, se requiere acudir a otro tipo de modelos que representen de una manera más exacta el ambiente económico y econométrico en el cual se pueda establecer si un mercado es eficiente.

3.2. Caminatas aleatorias.

De acuerdo con Campbell, *et al*, (1977), el lado opuesto empírico de los precios que se determinan de forma aleatoria son los procesos “random walk” (caminatas aleatorias), o los “martingale” (martingala).

Una martingala como lo señala Uribe y Ulloa (2011), es un juego justo donde ningún agente tiene algún tipo de ventaja y la evolución de las ganancias es aleatoria. Aquí no se puede deducir el precio futuro usando cualquier tipo de estimador lineal y el valor esperado de los retornos es cero condicionando a la

historia del juego. Aunque las martingalas subyacen a cualquier tipo de medición de la eficiencia, los instrumentos más empleados en las pruebas de este tipo son las caminatas aleatorias que subsisten a estos.

Una caminata aleatoria puede ser descrita por el siguiente proceso:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde μ es el cambio esperado en el precio o la deriva y ε_t un término de perturbación aleatorio, y de acuerdo a la hipótesis que está planteada como objeto de estudio puede comportarse de la siguiente manera (Campbell, *et al*, (1977):

- Caminata aleatoria tipo 1 (RW1): $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ es un proceso independiente e idénticamente distribuido.
- Caminata aleatoria tipo 2 (RW2): $\varepsilon_t \sim INID(0, \sigma^2)$ es un proceso independiente, pero no idénticamente distribuido.
- Caminata aleatoria tipo 3 (RW3): ε_t es un proceso que no es independiente, ni está idénticamente distribuido, pero cuya autocorrelación serial en niveles es igual a cero; es decir, alberga casos como: $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s$, pero en donde $Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_s^2) \neq 0 \forall t \neq s$. En otras palabras, puede haber dependencia, pero no correlación.

Cada una de las hipótesis expuestas (RW1, RW2 y RW3) es más blanda que la anterior y a la hora de usar los test de eficiencia, la mayoría de las veces se hace referencia a la tercera hipótesis de Random Walk (RW3), debido a que las pruebas se simplifican al enfocarse básicamente en probar la no autocorrelación en la serie de estudio, señalando que la autocorrelación solo abarca dependencia lineal, es decir que permite la cabida a otro grado de dependencia.

Debido a que en la práctica es usual asumir la normalidad en la distribución de los residuos y de la variable explicada para simplificar el análisis y la estimación, es adecuado trabajar sobre logaritmos de los precios y no sobre los precios en niveles, pues la distribución normal estándar puede contener teóricamente el caso de precios negativos. A continuación se presenta la ecuación de precios:

$$P_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

3.3. Ley de las Expectativas Iteradas y Eficiencia de Mercado.

La noción de eficiencia sobre la aleatoriedad de los cambios en los precios de los activos ha desencadenado varias opiniones. Algunos creen que si los cambios de los precios de los activos son precipitados en vez de aleatorios, el mercado no es eficiente. Otros piensan que si los precios de los activos se establecen en sus fundamentales, no pueden ser aleatorios.

Se acude a la Ley de Expectativas Iteradas con el propósito de presentar un modelo de precios de activos fundado en el valor presente, el cual es consistente con la aleatoriedad de los retornos de estos activos expuesto por Campbell, *et al*, (1977).

Se tienen dos conjuntos de información I_t y J_t , tal que $I_t \subset J_t$. Es decir, toda la información de I_t se encuentra contenida en J_t , donde este último tiene información adicional, por tal motivo es superior. Además es preciso concretar P_t como el precio de un activo en el periodo t , a su vez, éste puede ser mencionado como el valor esperado de un fundamental V^* , condicional al conjunto de información I_t .

$$P_t = E[V^*|I_t] = E_t V^* \quad (11)$$

De la misma manera, se especifica el precio del mismo activo en $t+1$,

$$P_{t+1} = E[V^*|I_{t+1}] = E_{t+1} V^* \quad (12)$$

La esperanza del cambio de precio del activo en el siguiente periodo está dada por:

$$E_t[P_{t+1} - P_t] = E_t[E_{t+1}V^* - E_tV^*] = 0 \quad (13)$$

Este resultado se deriva de $I_t \subset J_t$, por tanto

$$E_t[E_{t+1}(V^*)] = E_t[V^*] \quad (14)$$

De acuerdo con la información que aparece en I_t , no se puede predecir los cambios en los precios. Por tal motivo, un modelo de valoración de activos basado en los fundamentales es consistente con la noción de eficiencia.

En el presente trabajo se aplica el concepto de eficiencia en términos informacionales, al mercado de deuda pública interna de Colombia, donde se transan títulos TES-B. Es importante tener en cuenta que la eficiencia o no de dicho mercado es evaluada a partir del comportamiento de los índices de deuda interna ITES y COLTES, los cuales se crearon para representar dicho mercado.

4. METODOLOGÍA

De acuerdo a la variedad de pruebas mencionadas en este trabajo para contrastar las caminatas aleatorias, en el presente trabajo las pruebas que se practicarán son dos de las más usuales: el análisis de autocorrelación a través del estadístico Q de Box y Pierce (1970) y las razones de varianza desarrolladas por Lo y MacKinlay (1988). De nuevo se señala que los *test* de raíces unitarias (Dickey, Fuller, 1979) como lo menciona Campbell, Lo y MacKinlay (1997), por atractivos que parezcan, son inapropiados.

4.1. Análisis de Autocorrelación

Bajo la hipótesis de RW todas las autocorrelaciones seriales son cero. Por lo tanto un *test* útil para probar este hecho es el estadístico Q de Box y Pierce (1970), dado por la siguiente ecuación:

$$Q_m \equiv n \sum_{k=1}^m \rho^2(k)^a \sim \chi_m^2 \quad (15)$$

O la versión de Ljung y Box (1978) que funciona mejor en muestras pequeñas:

$$Q_m^* \equiv n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)^a}{n-k} \sim \chi_m^2 \quad (16)$$

En este caso n es el número de observaciones, k el contador de la sumatoria, m es el rango en el que se mide la autocorrelación, ρ es el coeficiente de autocorrelación y la chi-cuadrado χ^2 , indica la distribución que sigue el estadístico (con m grados de libertad). Se debe tener en cuenta que la hipótesis nula en este caso es que todas las autocorrelaciones son cero, de modo que si esta es rechazada lo que indica es que al menos una no es cero.

4.2. Razones de Varianza

Al igual que Uribe y Ulloa (2011), la siguiente sección sigue de cerca el texto de Campbell, Lo Mackinlay (1977). Una característica importante de las tres hipótesis de caminata aleatoria, es que la varianza de sus incrementos debe ser una función lineal del intervalo de tiempo.

En el caso de RWI, los retornos continuamente compuestos de un activo, $r_t \equiv \log P_t - \log P_{t-1}$ son iid. Por esta razón la varianza de $r_t + r_{t-1}$ debe ser el doble de la varianza de r_t . Haciendo uso de la propiedad anterior, es posible desarrollar un *test* estadístico, basado en la razones de varianza, para contrastar empíricamente la hipótesis de RW.

Considerando una serie estacionaria de retornos de un activo y definiendo $r_t(2) = r_t + r_{t-1}$, una razón de varianzas (VR) se obtiene al dividir la varianza de la expresión anterior por dos veces la varianza del retorno de un periodo r_t :

$$VR(2) = \frac{Var(r_t(2))}{2Var(r_t)} = 1 + \rho(1) \quad (17)$$

Para cualquier serie de retornos estacionaria, el valor poblacional del estadístico de razón de varianzas es uno más el coeficiente de autocorrelación de primer orden, $\rho(1)$. En caso de RW, todos los coeficientes de autocorrelación son iguales a cero, por tanto VR(2) es igual a 1.

Al realizar una generalización de (17) para retornos acumulados en q períodos se obtiene:

$$VR(q) = \frac{var(r_t(q))}{qVar(r_t)} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k) \quad (18)$$

Donde $r_t(k) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}$ y $\rho(k)$ es el coeficiente de autocorrelación de orden k -ésimo de r_t

Si se cumple la hipótesis de RWI, $\rho(k)=0$ por tanto la expresión (18) será igual a 1.

En caso de RWII y RWIII, VR(q) será igual a uno si las varianzas de r_t son finitas y la $\sum_{t=1}^T var(r_t)/T$, converge a un número positivo finito.

Bajo la hipótesis nula:

$$H_0: r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{con} \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \\ (p_0, p_1, \dots, p_{2n})$$

Es necesario estimar la media μ y la varianza σ^2 del proceso. Para lo anterior se hará uso de los siguientes estimadores:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{2n} (p_{2n} - p_0) \quad (19)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (20)$$

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_{2k} - p_{2k-2} - \hat{\mu})^2 \quad (21)$$

Las ecuaciones (19) y (20) son estimadores de máxima verosimilitud de μ y σ^2 . La ecuación (21) hace uso de las propiedades del RWI, en donde la media y la varianza son lineales en el intervalo del incremento, por tanto, σ^2 puede ser estimado empleando la mitad de la muestra. Según la teoría asintótica estándar, los tres estimadores son fuertemente consistentes, por tanto es posible establecer que la razón de varianzas se distribuye asintóticamente de la siguiente manera:

$$\widehat{VR} \equiv \frac{\hat{\sigma}_b^2}{\hat{\sigma}_a^2} \left(\frac{\sqrt{2n}(\widehat{VR}(2)-1)}{\sqrt{2n}} \right)^a \sim N(0,1) \quad (22)$$

Una vez realizada la generalización para q periodos, es necesario un segundo refinamiento. Este incluye la corrección del sesgo de los estimadores de máxima verosimilitud y la utilización de la mayoría de los datos. Se tiene entonces:

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (23)$$

$$\bar{\sigma}_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (24)$$

Donde $m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right)$

Para la siguiente razón de varianzas generalizada:

$$\overline{VR}(q) \equiv \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} \quad (25)$$

Se tiene:

$$\psi(q) \equiv \sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \sim^a N(0,1) \quad (26)$$

El estadístico $\psi(q)$, permite establecer si la razón de varianzas es estadísticamente igual a uno. De esta manera, se aceptaría la hipótesis de RWIII.

Dado que la varianza de las series financieras cambia en el tiempo, es posible rechazar la hipótesis de RW, aunque no sea cierto. Por tanto, es necesaria la realización de una prueba de la hipótesis de RWIII que sea robusta ante la heterocedasticidad.

Para este fin, Lo y Mackinlay (1988), desarrollaron una prueba que se basa en la siguiente hipótesis nula compuesta H_0^* :

- $(H_1) E(\varepsilon_t) = 0, \forall t \text{ y } E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, \forall t \neq s$
- $(H_2) \varepsilon_t$ es una perturbación Φ combinada con coeficientes $\Phi(m)$ de tamaño $\frac{r}{2r-1}$ o es α combinada con coeficientes $\alpha(m)$ de tamaño $\frac{r}{r-1}$, dónde para todo t y para todo $\tau \geq 0$ existe algún $\delta > 0$ para el cual $E[|\varepsilon_t \varepsilon_{t+\tau}|^{2(r+\delta)}] < \Delta < \infty$.
- $(H_3) \lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 < \infty$
- $(H_4) E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j}, \varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0, \forall t, \forall j, k \neq j$

La condición (H1) hace alusión a la no existencia de autocorrelación propia de los RWIII, característica que interesa probar. Las condiciones (H2) y (H3) son restricciones sobre el grado de dependencia y heterogeneidad permitidas para el cumplimiento de la Ley de los Grandes Números y el teorema del Límite Central. La condición (H4) implica que los coeficientes autocorrelación muestrales de ε_t , están asintóticamente no correlacionados.

Esta hipótesis nula compuesta supone que P_t posee incrementos no correlacionados pero permite introducir formas más generales de heterocedasticidad, que incluyen cambios determinísticos en la varianza y procesos ARCH.

Bajo H_0^* :

1. El estadístico $\overline{VR}(q) - 1$ converge a cero para toda q , a medida que se incrementa n .
2. El siguiente estimador es robusto a la heterocedasticidad:

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (27)$$

Donde $\hat{\delta}_k$ es la varianza asintótica de los coeficientes de autocorrelación muestrales $\hat{p}(k)$.

3. El siguiente es un estimador heterocedásticamente consistente de $\theta(q)$:

$$\hat{\theta}(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k \quad (28)$$

$\hat{\theta}(q)$ Es la varianza asintótica de la razón de varianzas definida en (25).

Gracias a lo anterior es posible determinar que el estadístico $\psi^*(q)$ podrá ser utilizado para probar H_0^* en presencia de la heterocedasticidad.

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q)-1)^a}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \sim N(0,1) \quad (29)$$

5. RESULTADOS

Para realizar la realización de las pruebas empíricas que contrasten la hipótesis de eficiencia informacional en el Mercado de Deuda Pública Interna de Colombia, se tomaron los índices de Deuda Pública I-TES y COLTES (este último en sus distintas versiones) en distintos periodos según el índice, puesto que ambos se crearon en distinta época.

Con el fin de poder comparar por lo menos un periodo donde ambos índices (I-TES y COLTES) tuvieran vigencia de manera simultánea en el mercado (es decir desde enero del 2008 hasta febrero del 2013), se seleccionaron muestras con

distintos periodos de acuerdo al tiempo de vigencia de cada índice, incluido el periodo señalado de enero del 2008 hasta febrero del 2013, como a su vez a todo el periodo de vigencia de cada índice. Para el caso del I-TES se manejaron tres periodos de análisis de la información, el primer periodo del 28 de diciembre del 2001 hasta el 31 de diciembre del 2007, el segundo periodo del 2 de enero del 2008 hasta el 28 de febrero del 2013 y el último periodo abarcando toda la serie histórica del indicador, es decir, desde el 28 de diciembre del 2001 hasta el 28 de febrero del 2013.

En el caso de todos los índices del COLTES (COLTES, COLTES-LP, COLTES-CP y COLTES UVR), se analizaron dos períodos el primero desde el 1 de enero del 2008 hasta el 28 de febrero del 2013 y último completo desde el 1 de enero del 2008 hasta el 31 de diciembre del 2014.

Ambos indicadores reflejan la información en precios, haciendo la claridad que el I-TES se construye con el precio limpio de los títulos TES, mientras el COLTES se construye el precio sucio (como se mencionó en la sección anterior), para el análisis de datos se tomaron los rendimientos de los títulos, es decir las diferencias de los logaritmos de los precios de cada título, puesto que de esa manera se evita que se presenten rentabilidades negativas.

De acuerdo a lo anterior se puede observar en la Tabla No.3 el resumen del Q-estadístico para los distintos índices. Al realizar el correlograma por medio del EVIEWS¹¹, donde al tener en cuenta la probabilidad del Q-estadístico se puede observar que solamente para el I-ITES en el periodo de diciembre del 2001 hasta diciembre del 2007 no se podría rechazar la hipótesis nula de eficiencia, sobre todo para el primer y quinto rezago; es decir, que existe la posibilidad que todos los coeficientes de autocorrelación sean cero para el periodo señalado. Por otra parte al tomar el periodo restante y completo del mismo índice I-TES se

¹¹ En los anexos se puede observar en detalle los resultados arrojados por el EVIEWS.

rechazaría de manera clara la hipótesis de eficiencia, puesto que indicaría la presencia de autocorrelación en cualquier nivel de significancia, lo que indicaría que de alguna manera se pueden anticipar los retornos en el mercado de TES.

Al realizar el mismo análisis en el caso del COLTES en todas sus versiones, también se observa que el Mercado de TES es ineficiente en todos los periodos estudiados por el índice, por lo tanto no sigue un proceso de caminata aleatoria.

TABLA No. 3
RESUMEN DEL ESTADÍSTICO-Q DEL CORRELOGRAMA A LOS ÍNDICES I-TES Y COLTES (COLTES, COLTES LP, COLTES CP Y COLTES UVR)

ÍNDICES	PERÍODO	N	Q_1	Prob Q- stat.	Q_5	Prob Q- stat.	Q_{10}	Prob Q- stat.	Q_{15}	Prob Q- stat.
I-TES	28/12/2001- 31/12/2007	1459	0,5243	0,469	11,171	0,048	29,565	0,001	31,999	0,006
I-TES	01/02/2008 - 28/02/2013	1247	114,81	0,000	133,79	0,000	153,06	0,000	184,59	0,000
I-TES	28/12/2001- 28/02/2013	2707	44,061	0,000	60,227	0,000	76,633	0,000	95,472	0,000
COLTES	01/01/2008- 28/02/2013	1880	22,458	0,000	29,536	0,000	50,011	0,000	77,374	0,000
COLTES	01/01/2008 - 30/12/2014	2415	52,03	0,000	54,968	0,000	75,02	0,000	119,04	0,000
COLTES - CP	31/01/2008- 28/02/2013	1880	22,458	0,000	29,536	0,000	50,011	0,000	77,374	0,000
COLTES - CP	31/01/2008- 30/12/2014	2415	52,03	0,000	54,968	0,000	75,02	0,000	119,4	0,000
COLTES - LP	31/01/2008- 28/02/2013	1242	17,365	0,000	24,769	0,000	59,706	0,000	80,716	0,000
COLTES - LP	31/01/2008- 30/12/2014	1689	46,301	0,000	52,967	0,000	95,382	0,000	114,31	0,000
COLTES - UVR	02/01/2008- 28/02/2013	1262	12,196	0,000	17,64	0,003	26,041	0,004	34,725	0,003
COLTES - UVR	02/01/2008 - 30/12/2014	1707	39,397	0,000	46,337	0,000	68,044	0,000	81,93	0,000

Fuente: Elaboración Propia. Datos tomados para el COLTES de <http://www.bvc.com.co> y el I-TES de <http://investigaciones.bancolombia.com/inveconomicas/home>.

TABLA No.4

ESTADISTICO DE EFICIENCIA BASADO EN RAZONES DE VARIANZA PARA LOS INDICES I-TES Y COLTES (COLTES, COLTES-CP, COLTES-LP Y COLTES UVR)					
INDICES	INDICE-PERiodo - VR(q)- $\psi(q)$	Números de Retornos (q) agregados para formar las razones de Varianza			
I-TES	I-TES (28/12/2001- 31/12/2007)	2	7	15	30
	Razón de Varianza VR(q)	1,019	0,887	0,640	0,339
	Estadístico $\psi(q)$	1,223	-1,471	-2,912	-3,597
	I-TES (01/02/2008- 28/02/2013):				
	Razón de Varianza VR(q)	0,696	0,449	0,325	0,168
	Estadístico $\psi(q)$	-2,458	-2,472	-2,367	-2,362
	I-TES (28/12/2001- 28/02/2013)				
	Razón de Varianza VR(q)	0,872	0,687	0,497	0,261
	Estadístico $\psi(q)$	-2,250	-2,848	-3,442	-3,908
COLTES	COLTES (01/01/2008- 28/02/2013)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,134	1,435	1,918	2,882
	Estadístico $\psi(q)$	3,451	4,686	6,549	9,474
	COLTES (01/01/2008 - 30/12/2014)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,160	1,408	1,780	2,469
	Estadístico $\psi(q)$	4,753	4,991	6,241	8,269
COLTES -CP	COLTES - CP (31/01/2008- 28/02/2013)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,134	1,435	1,851	2,882
	Estadístico $\psi(q)$	3,452	4,686	6,288	9,474
	COLTES - CP (31/01/2008- 30/12/2014)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,160	1,408	1,780	2,469
	Estadístico $\psi(q)$	4,753	4,992	6,240	8,269
COLTES - LP	COLTES - LP (31/01/2008- 28/02/2013)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,141	1,511	2,166	3,070
	Estadístico $\psi(q)$	3,167	4,371	6,683	8,402
	COLTES - LP (31/01/2008- 30/12/2014)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,176	1,502	2,041	2,686
	Estadístico $\psi(q)$	4,737	5,009	6,977	8,074
COLTES - UVR	COLTES - UVR (02/01/2008- 28/02/2013)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,137	1,445	1,913	2,767
	Estadístico $\psi(q)$	3,828	3,380	5,040	7,506
	COLTES - UVR (02/01/2008 - 30/12/2014)				
	Razón de Varianza VR(q)	1,175	1,510	2,028	2,774
	Estadístico $\psi(q)$	4,688	4,539	6,695	8,752

El estadístico VR(q) se distribuye Normal estándar; si el valor cae por fuera del intervalo de [-1.96, 1.96] se rechaza la hipótesis nula compuesta por H_0^* de eficiencia débil (RW3) con un 95% de confianza, y de igual manera para un 99% si cae por fuera del intervalo de [-2.33, 2.33].

Fuente: Elaboración Propia. Datos tomados para el COLTES de <http://www.bvc.com.co> y el I-TES de <http://investigaciones.bancolombia.com/inveconomicas/home>.

Por otra parte se construyeron estadísticos de Razones de Varianza robustos ante la presencia de heterocedasticidad como se plantearon en (29), los cuales se pueden observar resumidos en la Tabla No. 4, por cada tipo de índice y fueron calculados mediante Eviews¹². Cabe señalar que se tomó el valor de q retornos de 2 días, 7 días (semanal), 15 días (quincenal) y 30 días (un mes) y se manejaron los mismos periodos del correlograma.

Para el caso del I-TES, se puede observar que las razones de varianza a excepción del retorno de 2 días para el periodo de diciembre del 2001 a diciembre del 2007, se muestran menores que uno y parece disminuir dependiendo del número de rezagos (o retornos) que se tome; muy probablemente dicha situación puede indicar la varianza no es constante en el tiempo de la serie del I-TES; algo similar ocurre con el COLTES pero de forma opuesta, es decir, las razones de varianza son mayores que uno y van en aumento a medida que aumentan el número de rezagos, lo que también lleva a pensar que para la serie del COLTES la varianza no permanece constante en el tiempo. Por otra, una de las posibles causas de dicha discrepancia puede ser porque el primero refleja el precio sin tener en cuenta los cupones es decir el precio limpio del Título a diferencia del COLTES que si los incluye en la valoración de los TES.

De acuerdo con los resultados el I-TES muestra al igual que el Q-estadístico para el periodo de diciembre del 2001 a diciembre del 2007, el no rechazo de la hipótesis nula para el corte de datos de 2 días y semanal con un nivel de confianza del 95%; mientras que para cortes quincenales y mensuales se rechazaría la hipótesis nula lo que indicaría que no existe un proceso de caminata aleatoria. Seguidamente al tomar todo el periodo de vigencia del I-TES desde el 2001 hasta el 2013, los resultados señalan que sólo para el corte de dos días no se rechazaría la hipótesis nula pero a un nivel de confianza del 99%, para los demás retornos se rechazaría a cualquier nivel de significancia.

¹² En los anexos se puede observar en detalle los resultados arrojados por el EIEWS

Para el caso del COLTES en todas sus versiones se rechazaría la hipótesis nula de eficiencia en todos los niveles de significancia lo que coincide de cierta manera con los Q-estadísticos realizados anteriormente.

Al tener presente los resultados se puede concluir que durante el periodo de 2001 hasta el 2007, no se puede rechazar la hipótesis de eficiencia de manera clara, puesto que sólo se tiene información de un índice (I-TES), siendo el único referente en el mercado y refleja el precio limpio de los TES, mostrando para rezagos cortos el cumplimiento de la hipótesis de eficiencia, lo que daría muestra un proceso de caminata aleatoria. Seguidamente para el periodo en que ambos índices operaron de manera simultánea entre el año 2008 y 2013, es claro el no cumplimiento de la hipótesis de eficiencia de acuerdo a las pruebas aplicadas, de igual manera ocurre en el caso de extender el análisis hasta el año 2014 donde solo se tiene información del COLTES en sus distintas versiones, lo que indica que de alguna manera los agentes que interactúan en el mercado pueden anticiparse a los retornos que genera el mercado lo que iría en contra de un proceso de caminata aleatoria.

En términos generales se puede señalar que el mercado de Deuda Pública no sigue un proceso de caminata aleatoria, mostrando además algún grado de dependencia lineal en la serie de cada uno de los índices, en especial con las distintas versiones del COLTES, lo que indicaría que en cierta medida los participantes del mercado pueden anticiparse en los rendimientos que se presenten.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Agudelo, D., & Agudelo, M. (2008). La Curva de Rendimientos a Plazo y las Expectativas de Tasas de Interés en los Mercados Colombianos de Renta Fija 2002-2007. *Lecturas de Economía Universidad de Antioquía*.
- Arango, T. L., Gonzalez, A., Leon Díaz, J. J., & Melo Velandia, L. F. (2006). *Efectos de los cambios en la tasa de intervención del Banco de la República sobre la estructura a plazo*. Obtenido de Borradores de Economía, 424. 31 p:
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra424.pdf>
- Arosemena, A. M., & Arango, L. E. (2004). *El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de la actividad económica en Colombia*. Obtenido de Borradores de economía; Banco de la República: <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-264>
- Bachelier, L. (1900). Theorie de la Speculation. *Annales Scientifiques de L.E.N.S.*, 21-86.
- Banco de la República (2006). *Precios de los activos y política monetaria*. (2006). Obtenido de . Reportes del Emisor: Investigación e Información Económica. 83, 1-6:
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/83.pdf>
- Banco de la República. (1997). *Circular Circular Reglamentaria UOM-66 del 20 de junio de 1997*.
- Bartlett, M. S. (1946). On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series. *J. Stat. Soc*, 27-41.
- Bekaert, G., & Hodrick R, J. (2001). "Expectations hypothesis test" . *The Journal of Finance* 4, 1357-1399.
- Blasco, N., Rio, C. d., & Santamaria, R. (1997). The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980- 1992. *Journal of Business Finance & Accounting*, 667-684.
- Box, G., & Pierce, M. (1970). Distribution of Residual Autocorrelation in Autoregressive Integrate Moving Average Time Series Models. *J. Royal Stat. Soc.* 65:, 1509-1526.
- Campbell , J. Y., & Shiller, R. J. (1991). "Yield Spreads and Interest Rate vements: A Bird's Eye View". *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & Mackinlay, A. C. (1977). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ, EEUU: Princeton University Press.
- Cano Muñoz, A., & Sanchez Serna, A. (2013). Futuros sobre TES tasa fija en pesos, producto derivado en el mercado de capitales colombiano. *Cuadernos de Contabilidad*, 14 (35), 513-579.

- Cultberson, J. M. (1957). The term structure of interest rate . *Quarterly Journal of Economics*, 71, 481-517.
- Delfiner, M. T. (2002). Comportamiento de los precios de las acciones en el mercado bursátil (un estudio comparativo). *UCEMA-Working Papers; Universidad del CEMA*, 215.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *J. Am. Stat. Assoc*, 74: 427-431.
- Domínguez, E., & Novales, A. (2000). Testing the expectations hypothesis in erodeposits". *Journal of International Money and Finance*, Octubre.
- Duarte, J. B., & Mascareñas, J. M. (2014). Comprobación de la Eficiencia Débil en los Principales Mercados Financieros Latinoamerica. *Artículos Gerenciales*, 30: 365-375.
- Duarte, J. B., Mascareñas, J. M., & Sierra, K. J. (2014). Comprobación de la Hipótesis de Eficiencia del Mercado Bursátil en Colombia. *Revista DYNA*, 81 (185), 100-106.
- Elliot, E., & Ito, T. (1999). "Heterogeneous Expectations and Tests of Efficiency in the Yen/Dollar Forward Exchange Rate Market". *Journal of Monetary Economics*, 43 , 435-456.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, 251- 276.
- Ezquiaga, I., & Freixas, X. (1991). " El mercado repo de letras del tesoro: análisis empírico" . *Documento de trabajo 89-09 (version actualizada), FEDEA*.
- Fama, E. F. (1965). Random Walks in Stock Markets. *Financ. Anal. J.*, 4: 55-59.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1984). The Information in the term structure. *Journal of Financial Economics*13, 509-528.
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fama, E. F. (1998). Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49(1), 283-306.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947.
- Fisher, I. (1896). Appreciation and Interest. *New York. Macmillan, 1896. Reprinted in Fisher, 1997, Vol. 1.*

- Gelarch, S., & Smets, F. (1997). "The term structure of Euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis". *Journal of International Money and Finance* 16, 305-321.
- Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Guardia, G. (2005). Eficiencia y Gobierno Corporativo en los Mercados de Valores Latinoamericanos. *CESLA - Pontificia Universidad Catolica de Perú*, 4.
- Hardouvelis, G. A. (1988). "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes" . *The Journal of Finance* 43, 339-356.
- Hardouvelis, G. A. (1994). " The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries". *Journal of Monetary Economics* 33, 255-283.
- Harvey, C., & Viscanta, T. (1997). What Matters for Emerging Markets investments? *Emerging Markets Quarterly*, 17-26.
- Hicks, J. (1939). Mr. Hawtrey on Bank Rate and the Long Term Rate of Interest. *Manchester School*.
- Hyme, P. (2003). La teoría de los Mercados. Un Examen Crítico. *Cuadernos de Economía*, 22(39), 57-83.
- Índice representativo del mercado de deuda pública interna BANCOLOMBIA y SUVALOR (I-TES)*. (Diciembre de 2005). Obtenido de Departamento de Investigaciones Económicas de BANCOLOMBIA y SUVALOR:
<http://investigaciones.bancolombia.com/inveconomicas/home/homeinfo.aspx?Informe.aspx?Id=32255&IdA=67453&C=>
- Jones, D. S., & Roley, V. V. (1983). "Rational expectations and the expectations model of the term structure. A test using weekly data" . *Journal of Monetary Economics* 12, 453-465.
- Julio, J. (2007). *Does The Spot Curve Contain Information On Future Monetary Policy in Colombia?* Obtenido de Banco de la República. Borradores de Economía 463:
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra463.pdf>
- Kendall, M. G. (1953). The Analysis of Economics Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116(1), 11-34.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, A., & Shin, O. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. *J. Econometrics*, 54: 159-178.
- Liu, C. Y., & He, J. (1991). "A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates". *Journal of Finance*, 46 , 773-785.

- Ljung, G. M., & Box, G. (1978). On a Measure of Lack of Time Series Models. *Biometrika*, 65: 66-72.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock Markets Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test. *Rev. Financ. Stud*, 1: 41-66.
- Malkiel, B. G. (1987). Efficient Market Hypothesis. En Eatwell, J., Milgate, M. y Newman, P. (eds.). *New Palgrave: A Dictionary of Economics 2. Hampshire: Macmillan.*, 120-123.
- Malkiel, B. G. (1999). *A Random Walk Down Wall Street: The Best Investment Advice for the New Century Completely Revised and Updated*. New York: W.W.: Norton & Company.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82.
- Malkiel, B. G. (2005). Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *Financial Review*, 40(1), 1-9.
- Mankiw, N. G. (1986). "The term structure of interest rates revisited". *Brookings Papers on Economics Activity 1*, 61-69.
- Mankiw, N. G., & Miron, J. A. (1986). "The changing behavior of the term structure of interest rates". *The Quarterly Journal of Economics 101*, 211-228.
- Mankiw, N. G., & Summers, L. H. (1984). "Do long-term rates overreact to short-term interest rates? *Brooking papers on Economy activity 1*, 223-242.
- Massot Perrelló, M., & Nave Pineda, J. M. (2003). La Hipotesis de las Expectativas en el Largo Plazo: Evidencia en el Mercado Español de Deuda Publica. *Investigaciones Económicas*, Vol XXVII (3), 533-564.
- Massot, M., Navarro, E., & Nave, J. M. (2001). "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero". *Revista Española de Financiación y Contabilidad 109*, 795-813.
- Maya, C., & Torres, G. (2004). The Unification of the Colombian Stock Market: A step Towards Efficiency. Empirical Evidence. *Latin American Bussiness*, 5(4): 69-98.
- McFadyen, J., Pickerill, K., & Devaney, M. (1991). "The expectations hypothesis of the term structure: More Evidence" . *Journal of Economics and Business 43*, 79-85.
- Metodología Familia Indices COLTES*. (Abril de 2013). Obtenido de Bolsa de Valores de Colombia: <http://www.bvc.com.co/pps/tibco/portalbvc/Home/Mercados/descripciongeneral/indicesbursatiles?action>

- Ministerio de Hacienda y Crédito Público . (1998). *Circular Externa 01 , publicado el 6 de Agosto de 1998.*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Publico . (2009). *Subdirección de Financiamiento Interno de la Nación. Títulos de Tesorería TES.*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público . (2013). *Decreto 004 del 8 de enero del 2013, por el cual se ordena la emisión de "Títulos de Tesorería TES- Clase B para regular la liquidez de la economía.*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (2012). *Decreto 2709 del 27 de diciembre del 2012, por la cual se ordena la emisión de Títulos de Tesorería TES- Clase B destinados a financiar apropiaciones del Presupuesto General de la Nacion. .*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Publico. (2013). *Resolución 4538 del 30 de diciembre del 2013, por el cual se establecen las características y se fija el procedimiento para la colocación en el mercado primario de los Títulos de Tesorería TES- Clase B.*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (2013). *Resolución 4536 del 30 de diciembre del 2013 por la cual se realiza la designación de los Creadores y Aspirantes a Creadores de Mercado. .*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (2015). *Resolución 002 del 2 de enero del 2015 por la cual se establecen las características generales y especiales, y se fija el procedimiento para la colocación por subasta en el mercado primario de los títulos de tesorería TES clase B.*
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. . (2013). *Resolución 4537 del 30 de diciembre del 2013 por el cual se regula el Programa de Creadores de Mercado para Títulos de Deuda Pública.*
- Modigliani, F., & Sutch, R. (1967). Debt management and the term structure of interest rates: an empirical analysis of recent experience. *Journal of Political Economy*, 75, 569-589.
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious Modelling of Yield Curves. *Journal of Bussiness*, 60, 473-489.
- Ojah, K., & Karemera, D. (1999). Random Walks and Market Efficiency Test of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit. *The Finance Rev*, 34: 57-72.
- Osborne, M. F. (1959). Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Res*, 7: 145-173.
- Patiño Martinez, E. C., Almonacid hurtado, P., & Támara Ayús, A. L. (2013). Política monetaria y precio de activos: un análisis desde la tasa de interes para Colombia de 2003 a 2010. *Finanzas y Política Económica Vol 5, No 2 , 57-69.*

- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75: 335-346.
- Rey, M. (2005). La hipótesis de expectativas en la estructura a plazo de las tasas de interés: una estimación para Colombia. Mimeo. *Universidad del Rosario*.
- Roberts, H. (1959). Stock Market Patterns and Financial: Analysis Methodological Suggestions. *J. Finance*, 14: 1-10.
- Roberts, H. (1967). Statistical Versus Clinical Prediction of the Stocks Markets (manuscrito no publicado). Chicago: Center for Research in Security Prices Universidad de Chicago. .
- Rodriguez, L. M., & Fermín, J. S. (2006). Mercado Eficiente y Caminata Aleatoria en la Bolsa de Valores de Caracas. *Interciencia, diciembre, año/vol.31, número 012*, 888-893.
- Rosa, C. A., Ramirez, H. A., & Alejandro, B. R. (2010). La curva de rendimientos como un indicador adelantado de la actividad económica, el caso colombiano: Período 2001-2009. *Ecos de Economía No. 31; Universidad EAFIT* , 36-63.
- Rothschild, M., & Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in a Competitive Insurance Market: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 629-649.
- Samuleson, P. (1965). Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management*, 6(2), 41-49.
- Sarmiento Monroy, J. A. (31 de Marzo de 2011). *La hipótesis de expectativas en la curva cero cupón: un análisis por cointegración*. Obtenido de Maestría en Economía No. 57, Universidad del Rosario: <http://repository.urosario.edu.co/handle/10336/2343>
- Sarmiento, J. A. (2011). La Hipótesis de Expectativas en la Curva Cero Cupón: Un Análisis de Cointegración. *HEL Classification E43, C32*.
- Shiler, R. J., Campbell, J., & Schoenholtz, K. (1983). " Forward rates and future policy: interpreting the term structure of interest rates". *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 173-217.
- Shiller, R. J. (1979). "The Volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure". *Journal of Political Economy* 87,, 1190-1219.
- Sidney, S. (1990). *Estadística no paramétrica : Aplicada a las ciencias de la conducta*. México: Trillas.
- Sola, M., & Driffill, J. (1994). " Testing the term structure of interest rates using a stationary vector autorregression with regime switching". *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, 601-628.

- Stiglitz, J. (2010). *Freefall: America, Free Markets, and the Sinking of the World Economy*. New York: Norton & Company.
- Svensson, L. (1994). *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*. NBER Working Paper No. 4871.
- Svensson, L., & Soderlind, P. (1997). *New Techniques to Extract Market Expectations From Financial Instruments*. NBER Working Paper, No. 5877.
- Tabak, B. (2009). "Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates: a cointegrations analysis" . *Applied Economics*, 41: 21 , 2681-2689.
- Uribe, J. M. (Agosto de 2007). "*Caracterización Del Mercado Accionario Colombiano, 2001-2006: Un Análisis Comparativo*". Obtenido de Borradores de Economía, 456 Banco de la República de Colombia.:
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra456.pdf>
- Uribe, J. M., & Ulloa, I. M. (2011). Revisando la Hipótesis de los Mercados Eficientes: Nuevos Datos, Nueva Crisis, Nuevas Estimaciones. *Cuadernos de Economía*, 30(55), 127-154.
- Urritia, J. (1995). Test of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *J. Financ. Res*, 18: 299-309.
- Valdiviezo, R. (2004). *Validación de la Eficiencia y Modelo de Fijación de Precios en el Mercado Mexicano de Valores*. Tesis: Universidad Nacional y Autónoma de México.
- Vargas H, H. (Diciembre de 2005). "*El Riesgo de Mercado de la Deuda Pública: ¿Una Restricción a la Política Monetaria? El Caso Colombiano*". Obtenido de Borradores de Economía No. 382. Banco de la República de Colombia:
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra382.pdf>
- Worthington, A., & Higgs, H. (2003). *Test of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An Empirical Note*. Brisbane, Australia: Queensland University of Technology.

ANEXOS

ANEXO 1: CORRELOGRAMA I-TES (2001-2007)

Date: 05/23/15 Time: 20:50
Sample: 12/28/2001 12/31/2007
Included observations: 1459

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	0.019	0.019	0.5243	0.469
^		^		2	-0.082	-0.083	10.390	0.006
				3	-0.021	-0.018	11.046	0.011
				4	0.009	0.003	11.165	0.025
				5	0.002	-0.001	11.171	0.048
				6	-0.045	-0.045	14.169	0.028
				7	-0.041	-0.039	16.586	0.020
				8	-0.036	-0.042	18.475	0.018
				9	-0.049	-0.057	22.053	0.009
^		^		10	-0.071	-0.079	29.565	0.001
				11	-0.025	-0.034	30.467	0.001
				12	-0.003	-0.020	30.477	0.002
				13	-0.005	-0.018	30.513	0.004
				14	-0.006	-0.016	30.570	0.006
				15	-0.031	-0.044	31.999	0.006
				16	0.016	-0.000	32.364	0.009
				17	-0.013	-0.036	32.621	0.013
				18	-0.032	-0.047	34.128	0.012
				19	0.027	0.011	35.247	0.013
^		^		20	-0.080	-0.104	44.660	0.001
				21	-0.002	-0.013	44.669	0.002
^		^		22	-0.093	-0.123	57.509	0.000
				23	0.020	0.003	58.122	0.000
				24	0.019	-0.019	58.655	0.000
				25	0.003	-0.015	58.672	0.000
				26	-0.026	-0.046	59.652	0.000
				27	-0.007	-0.030	59.715	0.000
				28	0.009	-0.030	59.832	0.000
				29	-0.005	-0.038	59.870	0.001
				30	0.021	-0.013	60.533	0.001
				31	0.012	-0.018	60.762	0.001
				32	0.005	-0.026	60.805	0.002
				33	0.009	-0.012	60.935	0.002
				34	-0.002	-0.020	60.944	0.003
				35	-0.006	-0.034	61.004	0.004
				36	0.013	-0.006	61.246	0.005
				37	0.014	-0.013	61.535	0.007
				38	0.008	-0.009	61.625	0.009
		^		39	-0.055	-0.070	66.210	0.004
				40	-0.020	-0.048	66.829	0.005

ANEXO 2: RAZON DE VARIANZA I-TES (2001-2007)

Null Hypothesis: LN_ITES is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 20:52
Sample: 12/28/2001 12/31/2007
Included observations: 1459 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	3.596772	1459	0.0013

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.018932	0.015485	1.222621	0.2215
7	0.886867	0.076887	-1.471424	0.1412
15	0.640436	0.123468	-2.912195	0.0036
30	0.339258	0.183704	-3.596772	0.0003

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	0.00015	--	1459
2	0.00015	1.01893	1458
7	0.00013	0.88687	1453
15	9.4E-05	0.64044	1445
30	5.0E-05	0.33926	1430

ANEXO 3: CORRELOGRAMA I-TES (2008-2013)

Date: 05/23/15 Time: 20:59
Sample: 1/02/2008 2/28/2013
Included observations: 1247

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1	-0.303	-0.303	114.81 0.000
		2	-0.029	-0.133	115.85 0.000
		3	0.035	-0.018	117.34 0.000
		4	-0.054	-0.057	120.94 0.000
*	*	5	0.101	0.078	133.79 0.000
		6	-0.076	-0.029	141.07 0.000
		7	0.062	0.049	145.84 0.000
		8	-0.001	0.024	145.85 0.000
		9	-0.039	-0.018	147.77 0.000
		10	0.065	0.041	153.06 0.000
		11	-0.134	-0.109	175.76 0.000
		12	0.073	-0.005	182.44 0.000
		13	-0.028	-0.031	183.46 0.000
		14	-0.015	-0.021	183.75 0.000
		15	0.026	-0.006	184.59 0.000
		16	-0.041	-0.012	186.68 0.000
		17	0.038	0.008	188.46 0.000
		18	-0.042	-0.020	190.65 0.000
		19	-0.010	-0.026	190.78 0.000
		20	0.000	-0.030	190.78 0.000
		21	-0.063	-0.068	195.81 0.000
		22	0.058	-0.007	200.03 0.000
		23	-0.028	-0.010	201.02 0.000
		24	-0.015	-0.028	201.30 0.000
		25	0.012	-0.008	201.48 0.000
		26	-0.024	-0.013	202.24 0.000
		27	0.050	0.030	205.40 0.000
		28	-0.031	0.003	206.67 0.000
		29	-0.005	-0.017	206.71 0.000
		30	-0.002	-0.024	206.71 0.000
		31	0.021	0.019	207.27 0.000
		32	0.012	0.001	207.46 0.000
		33	-0.036	-0.019	209.16 0.000
		34	-0.009	-0.040	209.26 0.000
		35	0.022	-0.002	209.86 0.000
		36	-0.005	0.000	209.89 0.000
		37	0.012	0.006	210.09 0.000
		38	0.005	0.022	210.12 0.000
		39	-0.016	-0.017	210.44 0.000
		40	0.019	0.009	210.90 0.000

ANEXO 4: RAZON DE VARIANZA I-TES (2008-2013)

Null Hypothesis: LN_ITES is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 21:03
Sample: 1/02/2008 2/28/2013
Included observations: 1247 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 7)*		2.472468	1247	0.0526
Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	0.696316	0.123544	-2.458114	0.0140
7	0.448705	0.222974	-2.472468	0.0134
15	0.325183	0.285147	-2.366558	0.0180
30	0.167507	0.352388	-2.362430	0.0182

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	0.00014	--	1247
2	9.9E-05	0.69632	1246
7	6.4E-05	0.44870	1241
15	4.6E-05	0.32518	1233
30	2.4E-05	0.16751	1218

ANEXO 5: CORRELOGRAMA COLTES (2008-2013)

Date: 05/23/15 Time: 21:15
Sample: 1 1881
Included observations: 1880

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	0.109	0.109	22.458	0.000
2		0.038	0.026	25.148	0.000
3		0.035	0.029	27.505	0.000
4		-0.028	-0.036	28.956	0.000
5		0.018	0.023	29.536	0.000
6		0.024	0.021	30.641	0.000
7		0.070	0.067	39.947	0.000
8		0.054	0.036	45.418	0.000
9		0.044	0.031	49.010	0.000
10		-0.023	-0.038	50.011	0.000
11		0.026	0.032	51.281	0.000
12		0.047	0.042	55.457	0.000
13		0.063	0.054	62.879	0.000
14		0.073	0.049	73.118	0.000
15		0.047	0.026	77.374	0.000
16		0.077	0.061	88.532	0.000
17		0.003	-0.013	88.553	0.000
18		0.096	0.095	106.14	0.000
19		0.002	-0.027	106.15	0.000
20		0.035	0.026	108.52	0.000
21		-0.017	-0.047	109.06	0.000
22		0.055	0.060	114.75	0.000
23		0.046	0.018	118.72	0.000
24		0.027	0.017	120.13	0.000
25		0.050	0.018	124.82	0.000
26		-0.024	-0.040	125.88	0.000
27		0.015	0.001	126.32	0.000
28		0.040	0.037	129.42	0.000
29		0.022	-0.001	130.35	0.000
30		-0.011	-0.040	130.60	0.000
31		0.022	0.002	131.49	0.000
32		-0.031	-0.051	133.32	0.000
33		-0.006	0.002	133.39	0.000
34		-0.033	-0.055	135.53	0.000
35		0.033	0.048	137.66	0.000
36		0.054	0.013	143.36	0.000
37		0.028	0.023	144.84	0.000
38		0.037	0.009	147.47	0.000
39		-0.039	-0.037	150.43	0.000
40		0.010	0.005	150.62	0.000

ANEXO 6: RAZON DE VARIANZA COLTES (2008-2013)

Null Hypothesis: LN_COLTES is a martingale

Date: 05/23/15 Time: 21:16

Sample: 1 1881

Included observations: 1880 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

Compute variances assuming zero mean

Use biased variance estimates

User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 30)*		9.474349	1880	0.0000
Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.133993	0.038821	3.451563	0.0006
7	1.434512	0.092712	4.686699	0.0000
15	1.917759	0.140136	6.549054	0.0000
30	2.881591	0.198598	9.474349	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	4.3E-06	--	1880
2	4.9E-06	1.13399	1879
7	6.2E-06	1.43451	1874
15	8.2E-06	1.91776	1866
30	1.2E-05	2.88159	1851

ANEXO 7: CORRELOGRAMA COLTES (2008-2014)

Date: 05/23/15 Time: 21:11
Sample: 1 2416
Included observations: 2415

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	0.147	0.147	52.030 0.000
		2	0.018	-0.003	52.828 0.000
		3	0.025	0.023	54.347 0.000
		4	0.005	-0.002	54.414 0.000
		5	0.015	0.015	54.968 0.000
		6	0.007	0.003	55.097 0.000
		7	0.066	0.066	65.726 0.000
		8	0.033	0.013	68.337 0.000
		9	0.046	0.040	73.459 0.000
		10	-0.025	-0.042	75.020 0.000
		11	0.031	0.041	77.324 0.000
		12	0.057	0.045	85.315 0.000
*		13	0.081	0.070	101.41 0.000
		14	0.071	0.043	113.51 0.000
		15	0.049	0.031	119.40 0.000
		16	0.059	0.040	127.94 0.000
		17	-0.046	-0.062	133.16 0.000
	*	18	0.066	0.078	143.72 0.000
		19	0.024	-0.003	145.09 0.000
		20	0.023	0.009	146.35 0.000
		21	-0.038	-0.061	149.86 0.000
		22	0.033	0.042	152.50 0.000
		23	0.050	0.028	158.60 0.000
		24	0.019	0.012	159.45 0.000
		25	0.043	0.020	163.95 0.000
		26	-0.013	-0.031	164.38 0.000
		27	0.005	-0.016	164.45 0.000
		28	0.012	0.013	164.81 0.000
		29	0.028	0.017	166.79 0.000
		30	-0.000	-0.014	166.79 0.000
		31	0.024	0.009	168.18 0.000
		32	-0.016	-0.036	168.79 0.000
		33	-0.007	0.007	168.90 0.000
		34	-0.038	-0.054	172.53 0.000
		35	0.003	0.028	172.56 0.000
		36	0.041	0.018	176.73 0.000
		37	0.019	0.009	177.59 0.000
		38	0.033	0.007	180.24 0.000
		39	-0.029	-0.026	182.29 0.000
		40	0.013	0.020	182.68 0.000

ANEXO 8: RAZON DE VARIANZA COLTES (2008-2014)

Null Hypothesis: LN_COLTES is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 21:13
Sample: 1 2416
Included observations: 2415 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	8.269311	2415	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.159834	0.033626	4.753228	0.0000
7	1.408348	0.081803	4.991817	0.0000
15	1.780069	0.124991	6.240995	0.0000
30	2.469486	0.177704	8.269311	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	5.0E-06	--	2415
2	5.9E-06	1.15983	2414
7	7.1E-06	1.40835	2409
15	9.0E-06	1.78007	2401
30	1.2E-05	2.46949	2386

ANEXO 9: CORRELOGRAMA COLTES – CP (2008-2013)

Date: 05/23/15 Time: 21:23
Sample: 1 1881
Included observations: 1880

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	0.109	0.109	22.458	0.000
2		0.038	0.026	25.148	0.000
3		0.035	0.029	27.505	0.000
4		-0.028	-0.036	28.956	0.000
5		0.018	0.023	29.536	0.000
6		0.024	0.021	30.641	0.000
7		0.070	0.067	39.947	0.000
8		0.054	0.036	45.418	0.000
9		0.044	0.031	49.010	0.000
10		-0.023	-0.038	50.011	0.000
11		0.026	0.032	51.281	0.000
12		0.047	0.042	55.457	0.000
13		0.063	0.054	62.879	0.000
14		0.073	0.049	73.118	0.000
15		0.047	0.026	77.374	0.000
16		0.077	0.061	88.532	0.000
17		0.003	-0.013	88.553	0.000
18		0.096	0.095	106.14	0.000
19		0.002	-0.027	106.15	0.000
20		0.035	0.026	108.52	0.000
21		-0.017	-0.047	109.06	0.000
22		0.055	0.060	114.75	0.000
23		0.046	0.018	118.72	0.000
24		0.027	0.017	120.13	0.000
25		0.050	0.018	124.82	0.000
26		-0.024	-0.040	125.88	0.000
27		0.015	0.001	126.32	0.000
28		0.040	0.037	129.42	0.000
29		0.022	-0.001	130.35	0.000
30		-0.011	-0.040	130.60	0.000
31		0.022	0.002	131.49	0.000
32		-0.031	-0.051	133.32	0.000
33		-0.006	0.002	133.39	0.000
34		-0.033	-0.055	135.53	0.000
35		0.033	0.048	137.66	0.000
36		0.054	0.013	143.36	0.000
37		0.028	0.023	144.84	0.000
38		0.037	0.009	147.47	0.000
39		-0.039	-0.037	150.43	0.000
40		0.010	0.005	150.62	0.000

ANEXO 10: RAZON DE VARIANZA COLTES-CP (2008-2013)

Null Hypothesis: LN_COLTES is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 21:24
Sample: 1 1881
Included observations: 1880 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 14 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	9.474349	1880	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.133993	0.038821	3.451563	0.0006
7	1.434512	0.092712	4.686699	0.0000
14	1.851099	0.135349	6.288204	0.0000
30	2.881591	0.198598	9.474349	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	4.3E-06	--	1880
2	4.9E-06	1.13399	1879
7	6.2E-06	1.43451	1874
14	8.0E-06	1.85110	1867
30	1.2E-05	2.88159	1851

ANEXO 11: CORRELOGRAMA COLTES – CP (2008-2014)

Date: 05/23/15 Time: 21:28
Sample: 1 2416
Included observations: 2415

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	0.147	0.147	52.030	0.000
2		0.018	-0.003	52.828	0.000
3		0.025	0.023	54.347	0.000
4		0.005	-0.002	54.414	0.000
5		0.015	0.015	54.968	0.000
6		0.007	0.003	55.097	0.000
7		0.066	0.066	65.726	0.000
8		0.033	0.013	68.337	0.000
9		0.046	0.040	73.459	0.000
10		-0.025	-0.042	75.020	0.000
11		0.031	0.041	77.324	0.000
12		0.057	0.045	85.315	0.000
13		0.081	0.070	101.41	0.000
14		0.071	0.043	113.51	0.000
15		0.049	0.031	119.40	0.000
16		0.059	0.040	127.94	0.000
17		-0.046	-0.062	133.16	0.000
18		0.066	0.078	143.72	0.000
19		0.024	-0.003	145.09	0.000
20		0.023	0.009	146.35	0.000
21		-0.038	-0.061	149.86	0.000
22		0.033	0.042	152.50	0.000
23		0.050	0.028	158.60	0.000
24		0.019	0.012	159.45	0.000
25		0.043	0.020	163.95	0.000
26		-0.013	-0.031	164.38	0.000
27		0.005	-0.016	164.45	0.000
28		0.012	0.013	164.81	0.000
29		0.028	0.017	166.79	0.000
30		-0.000	-0.014	166.79	0.000
31		0.024	0.009	168.18	0.000
32		-0.016	-0.036	168.79	0.000
33		-0.007	0.007	168.90	0.000
34		-0.038	-0.054	172.53	0.000
35		0.003	0.028	172.56	0.000
36		0.041	0.018	176.73	0.000
37		0.019	0.009	177.59	0.000
38		0.033	0.007	180.24	0.000
39		-0.029	-0.026	182.29	0.000
40		0.013	0.020	182.68	0.000

ANEXO 12: RAZON DE VARIANZA COLTES-CP (2008-2014)

Null Hypothesis: LN_COLTES is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 21:29
Sample: 1 2416
Included observations: 2415 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	8.269311	2415	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.159834	0.033626	4.753228	0.0000
7	1.408348	0.081803	4.991817	0.0000
15	1.780069	0.124991	6.240995	0.0000
30	2.469486	0.177704	8.269311	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	5.0E-06	--	2415
2	5.9E-06	1.15983	2414
7	7.1E-06	1.40835	2409
15	9.0E-06	1.78007	2401
30	1.2E-05	2.46949	2386

ANEXO 13: CORRELOGRAMA COLTES – LP (2008-2013)

Date: 05/23/15 Time: 21:34
Sample: 1 1243
Included observations: 1242

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob		
1*			1*		1	0.118	0.118	17.365	0.000
					2	0.044	0.031	19.825	0.000
					3	0.038	0.030	21.660	0.000
					4	-0.011	-0.021	21.818	0.000
					5	0.049	0.051	24.769	0.000
2*			2*		6	0.112	0.102	40.317	0.000
					7	0.064	0.039	45.394	0.000
					8	0.032	0.010	46.655	0.000
3*			3*		9	0.102	0.092	59.704	0.000
					10	0.001	-0.022	59.706	0.000
					11	0.088	0.080	69.494	0.000
4*			4*		12	0.079	0.044	77.297	0.000
					13	0.033	0.010	78.683	0.000
					14	0.016	-0.010	78.990	0.000
5*			5*		15	0.037	0.018	80.716	0.000
					16	0.042	0.028	82.968	0.000
					17	0.019	-0.010	83.421	0.000
					18	0.042	0.009	85.612	0.000
					19	0.075	0.064	92.752	0.000
					20	-0.008	-0.044	92.832	0.000
					21	-0.034	-0.051	94.295	0.000
					22	-0.056	-0.068	98.322	0.000
					23	0.011	0.018	98.472	0.000
					24	0.035	0.015	100.05	0.000
					25	0.026	-0.001	100.89	0.000
					26	0.037	0.028	102.62	0.000
					27	0.056	0.052	106.60	0.000
					28	-0.039	-0.056	108.51	0.000
					29	-0.058	-0.050	112.79	0.000
					30	-0.023	-0.024	113.48	0.000
6*			6*		31	-0.061	-0.054	118.16	0.000
					32	-0.038	-0.038	120.01	0.000
					33	0.003	0.013	120.02	0.000
					34	-0.065	-0.059	125.43	0.000
					35	-0.029	-0.018	126.53	0.000
					36	-0.007	0.001	126.58	0.000
					37	-0.011	0.018	126.75	0.000
					38	-0.037	-0.037	128.48	0.000
					39	-0.035	-0.020	130.02	0.000
					40	-0.074	-0.031	137.14	0.000

ANEXO 14: RAZON DE VARIANZA COLTES-LP (2008-2013)

Null Hypothesis: LN_COLTES_LP is a martingale

Date: 05/23/15 Time: 21:35

Sample: 1 1243

Included observations: 1242 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

Compute variances assuming zero mean

Use biased variance estimates

User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	8.402139	1242	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.141489	0.044675	3.167093	0.0015
7	1.510863	0.116863	4.371485	0.0000
15	2.166276	0.174527	6.682506	0.0000
30	3.070090	0.246377	8.402139	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	1.5E-05	--	1242
2	1.7E-05	1.14149	1241
7	2.3E-05	1.51086	1236
15	3.3E-05	2.16628	1228
30	4.7E-05	3.07009	1213

ANEXO 15: CORRELOGRAMA COLTES – LP (2008-2014)

Date: 05/23/15 Time: 21:37
Sample: 1 1690
Included observations: 1689

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1 0.165	0.165	46.301	0.000
		2 0.035	0.007	48.327	0.000
		3 0.039	0.033	50.921	0.000
		4 0.014	0.002	51.257	0.000
		5 0.032	0.029	52.967	0.000
*		6 0.075	0.066	62.456	0.000
		7 0.057	0.034	68.019	0.000
		8 0.044	0.026	71.324	0.000
*	*	9 0.115	0.101	93.678	0.000
		10 0.032	-0.007	95.382	0.000
*	*	11 0.083	0.075	107.15	0.000
		12 0.048	0.012	111.07	0.000
		13 0.026	0.009	112.26	0.000
		14 -0.006	-0.027	112.33	0.000
		15 0.034	0.023	114.31	0.000
		16 0.059	0.038	120.17	0.000
		17 0.017	-0.014	120.67	0.000
		18 0.013	-0.011	120.96	0.000
		19 0.060	0.053	127.20	0.000
		20 -0.004	-0.040	127.22	0.000
		21 -0.028	-0.034	128.55	0.000
		22 -0.033	-0.044	130.38	0.000
		23 0.011	0.020	130.57	0.000
		24 0.012	-0.003	130.82	0.000
		25 0.005	-0.009	130.86	0.000
		26 0.041	0.039	133.73	0.000
		27 0.022	0.008	134.56	0.000
		28 -0.021	-0.036	135.29	0.000
		29 -0.041	-0.029	138.15	0.000
		30 -0.026	-0.016	139.31	0.000
		31 -0.043	-0.032	142.51	0.000
		32 -0.010	-0.004	142.68	0.000
		33 -0.002	0.008	142.68	0.000
		34 -0.058	-0.060	148.55	0.000
		35 -0.025	-0.016	149.61	0.000
		36 -0.003	0.010	149.62	0.000
		37 0.012	0.029	149.87	0.000
		38 -0.006	-0.006	149.92	0.000
		39 -0.033	-0.025	151.83	0.000
		40 -0.057	-0.026	157.53	0.000

ANEXO 16: RAZON DE VARIANZA COLTES-LP (2008-2014)

Null Hypothesis: LN_COLTES_LP is a martingale

Date: 05/23/15 Time: 21:38

Sample: 1 1690

Included observations: 1689 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

Compute variances assuming zero mean

Use biased variance estimates

User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	8.074405	1689	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.176204	0.037197	4.737101	0.0000
7	1.501630	0.100127	5.009938	0.0000
15	2.041131	0.149219	6.977180	0.0000
30	2.686249	0.208839	8.074405	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	1.6E-05	--	1689
2	1.9E-05	1.17620	1688
7	2.4E-05	1.50163	1683
15	3.3E-05	2.04113	1675
30	4.4E-05	2.68625	1660

ANEXO 17: CORRELOGRAMA COLTES – UVR (2008-2013)

Date: 05/23/15 Time: 21:46
Sample: 1 1262
Included observations: 1261

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	0.098	0.098	12.196	0.000	
		2	-0.015	-0.025	12.470	0.002	
		3	-0.005	-0.001	12.499	0.006	
		4	0.056	0.057	16.466	0.002	
		5	0.030	0.019	17.640	0.003	
		6	-0.018	-0.021	18.060	0.006	
		7	0.042	0.048	20.269	0.005	
		8	0.024	0.012	21.014	0.007	
		9	0.035	0.030	22.574	0.007	
		10	-0.052	-0.057	26.041	0.004	
		11	0.017	0.026	26.408	0.006	
		12	0.062	0.052	31.236	0.002	
		13	0.050	0.036	34.387	0.001	
		14	-0.010	-0.014	34.516	0.002	
		15	0.013	0.019	34.725	0.003	
		16	0.062	0.048	39.628	0.001	
		17	0.014	0.001	39.876	0.001	
		18	-0.029	-0.029	40.919	0.002	
		19	0.023	0.030	41.594	0.002	
		20	0.007	-0.015	41.661	0.003	
		21	-0.008	-0.012	41.751	0.005	
		22	-0.021	-0.013	42.326	0.006	
		23	0.017	0.019	42.704	0.008	
		24	0.024	0.009	43.433	0.009	
		25	0.051	0.047	46.745	0.005	
		26	-0.006	-0.010	46.789	0.007	
		27	-0.017	-0.015	47.161	0.010	
		28	-0.029	-0.041	48.232	0.010	
		29	-0.011	-0.009	48.393	0.013	
		30	-0.013	-0.012	48.608	0.017	
		31	-0.002	0.001	48.611	0.023	
		32	-0.022	-0.033	49.255	0.026	
		33	-0.011	-0.000	49.408	0.033	
		34	-0.076	-0.074	56.904	0.008	
		35	-0.028	-0.008	57.920	0.009	
		36	-0.028	-0.030	58.928	0.009	
		37	-0.013	-0.008	59.163	0.012	
		38	-0.021	-0.021	59.763	0.014	
		39	0.012	0.025	59.942	0.017	
		40	-0.011	-0.015	60.092	0.021	

ANEXO 18: RAZON DE VARIANZA COLTES- UVR (2008-2013)

Null Hypothesis: LN_COLTES_UVR is a martingale

Date: 05/23/15 Time: 21:48

Sample: 1 1262

Included observations: 1261 (after adjustments)

Heteroskedasticity robust standard error estimates

Compute variances assuming zero mean

Use biased variance estimates

User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	7.505819	1261	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.137118	0.035818	3.828220	0.0001
7	1.445491	0.131815	3.379658	0.0007
15	1.913429	0.181232	5.040105	0.0000
30	2.767922	0.235540	7.505819	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	5.1E-06	--	1261
2	5.8E-06	1.13712	1260
7	7.4E-06	1.44549	1255
15	9.8E-06	1.91343	1247
30	1.4E-05	2.76792	1232

ANEXO 19: CORRELOGRAMA COLTES – UVR (2008-2014)

Date: 05/23/15 Time: 21:50
Sample: 1 1708
Included observations: 1707

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1 0.152	0.152	39.397	0.000
		2 0.009	-0.014	39.551	0.000
		3 0.024	0.025	40.520	0.000
		4 0.058	0.052	46.199	0.000
		5 0.009	-0.008	46.337	0.000
		6 -0.002	-0.003	46.347	0.000
*	*	7 0.075	0.076	56.068	0.000
		8 0.064	0.039	62.998	0.000
		9 0.053	0.040	67.800	0.000
		10 -0.012	-0.028	68.044	0.000
		11 0.055	0.054	73.206	0.000
		12 0.066	0.045	80.704	0.000
		13 0.025	0.007	81.780	0.000
		14 -0.000	-0.008	81.780	0.000
		15 0.009	-0.002	81.930	0.000
		16 0.042	0.028	85.020	0.000
		17 0.016	0.005	85.438	0.000
		18 -0.008	-0.016	85.538	0.000
		19 0.043	0.037	88.699	0.000
		20 0.004	-0.024	88.729	0.000
		21 -0.017	-0.018	89.234	0.000
		22 -0.009	-0.004	89.366	0.000
		23 0.000	-0.011	89.366	0.000
		24 -0.010	-0.017	89.551	0.000
		25 0.032	0.037	91.339	0.000
		26 0.011	-0.002	91.560	0.000
		27 -0.017	-0.023	92.088	0.000
		28 -0.001	0.000	92.088	0.000
		29 -0.025	-0.024	93.133	0.000
		30 -0.028	-0.022	94.505	0.000
		31 -0.014	-0.005	94.842	0.000
		32 -0.010	-0.011	95.026	0.000
		33 -0.006	-0.000	95.079	0.000
		34 -0.050	-0.048	99.367	0.000
		35 -0.005	0.013	99.405	0.000
		36 0.004	0.006	99.435	0.000
		37 -0.008	-0.006	99.561	0.000
		38 -0.010	0.001	99.741	0.000
		39 -0.008	-0.002	99.853	0.000
		40 -0.005	0.001	99.888	0.000

ANEXO 20: RAZON DE VARIANZA COLTES- UVR (2008-2014)

Null Hypothesis: LN_COLTES_UVR is a martingale
Date: 05/23/15 Time: 21:52
Sample: 1 1708
Included observations: 1707 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
Compute variances assuming zero mean
Use biased variance estimates
User-specified lags: 2 7 15 30

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 30)*	8.751761	1707	0.0000

Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.175730	0.037484	4.688126	0.0000
7	1.510502	0.112472	4.538942	0.0000
15	2.028692	0.153629	6.695965	0.0000
30	2.774265	0.202732	8.751761	0.0000

*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 4 and infinite degrees of freedom

Test Details (Mean = 0)

Period	Variance	Var. Ratio	Obs.
1	5.4E-06	--	1707
2	6.4E-06	1.17573	1706
7	8.2E-06	1.51050	1701
15	1.1E-05	2.02869	1693
30	1.5E-05	2.77427	1678