

El VaR Econométrico como alternativa de estimación del Valor en Riesgo a través de variables fundamentales y de mercado

Trabajo de grado para optar por el título de
Magíster (MsC) en Finanzas

Juan Pablo Durán Ortiz/Ulises Cárcamo

06/05/2010

Este documento se divide en tres partes principales (1) Introducción, donde se esboza el planteamiento del problema, el marco teórico y los alcances del proyecto, (2) Datos, donde se hace una descripción detallada de la metodología del estudio y (3) Resultados, con lo logrado en el trabajo, las conclusiones y las preguntas que quedan por responder en trabajos posteriores.

RESUMEN/ABSTRACT

Las entidades financieras deben gestionar sus riesgos de mercado por mandato regulatorio. A pesar de esto, las crisis asociadas con este tipo de riesgo siguen presentándose, generando pérdidas cada vez más significativas y dando lugar a inestabilidad para el sistema económico internacional, abierto e interdependiente.

La mayoría de los modelos tradicionales de medición del riesgo de mercado, no tienen en cuenta el entorno macroeconómico como factor de riesgo, a pesar de que se ha demostrado que las grandes crisis se presentan principalmente por fallos estructurales relacionados con este (Anexo 1). En este trabajo se propone un modelo de VaR de tipo econométrico (en adelante, E-VAR), para estimar el Valor en Riesgo de los TES colombianos, según el estado de la economía, que tiene en cuenta el comportamiento de ciertas variables de mercado y del entorno económico. Este modelo resulta ser eficiente, sencillo y fácilmente aplicable.

For all the financial institutions is mandatory to regulate and to manage their market risk: However, the crises associated to this type of risk still occur. Those crises generate increasing losses increase, and generate instability to the international economic system that is more open and interdependent.

Most of the traditional models used to measure market risk do not take into account the macroeconomic environment as a risk factor, in spite that it has been demonstrated that those big crises obey to structural failures in this environment. In this document, an econometric-type VaR model (E-VAR), to estimate the Value at Risk of the Colombian TES it is proposed. It takes into account some market and fundamental variables as well as the economic environment. This model is efficient, simple and easily applicable.

TABLA DE CONTENIDO/CONTENTS

INTRODUCCION.....	4
DATOS.....	13
RESULTADOS.....	22
CONSIDERACIONES FINALES.....	35
BIBLIOGRAFIA.....	36
ANEXO 1: CRISIS ASOCIADAS AL RIESGO DE MERCADO	40
ANEXO2: RESULTADOS DEL TEST DE CHOW	45
ANEXO 3: ANALISIS GRAFICO K-S DEL TEST DE DIFERENCIA DE DISTRIBUCIONES.....	48
ANEXO 4: ANALISIS DE ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES POR LAS PRUEBAS DE DICKEY FULLER Y PHILLIPS PERRON.....	50

INTRODUCCION/INTRODUCTION

Las regulaciones del mercado financiero son relativamente nuevas comparadas con los desarrollos del mercado mismo. En términos de riesgos financieros, la entidad reguladora a nivel mundial es el comité de Basilea, creado en la década de los setentas por parte de los reguladores y los bancos centrales de cada uno de los países que conformaban el G-10. Los primeros acercamientos que dieron como resultado la creación del comité obedecen a la ampliación del mercado financiero: varias entidades a nivel mundial habían expandido sus operaciones por fuera de sus naciones originales y se enfrentaban a la disyuntiva de obedecer a la regulación del país de origen ó a la regulación de cada uno de los países donde realizaban sus operaciones (esta última alternativa con altos costos financieros y operacionales). El comité fue creado entonces para resolver estas inquietudes regulatorias y para homologar las regulaciones en todos los países.

La expansión de la banca a nivel internacional en los setentas fue impulsada por la bonanza de los petrodólares que originó amplios excedentes de liquidez a nivel mundial. Estos excedentes fueron depositados en la banca europea y la banca norteamericana, posibilitando un aumento de los préstamos a bancos, entidades, empresas y países en todo el mundo. Es así como en esta época proliferan los recursos a bajas tasas de interés en países subdesarrollados, que ocasionarían en la década de los ochentas crisis de impago sucesivas en todo el mundo debido a la falta de regulación (y de gestión) de estos préstamos. Ante estas crisis el comité de Basilea reacciona con el primer acuerdo de capitales en 1988 (Basilea I), que se enfoca en la manera que deben regular los bancos su riesgo de crédito (BIS, 1988).

Las regulaciones de riesgo de crédito logran proliferarse por todo el mundo, con tal suerte que los préstamos en el mercado financiero intermediado se vuelven algo restrictivos. Este elemento, aunado a un mayor desarrollo del mercado financiero no intermediado y a la creación de cada vez más instrumentos financieros para ser utilizados en las bolsas de valores, generó burbujas especulativas en todo el mundo que al estallar, originaron en la década de los noventas crisis por riesgo de mercado que trasgreden las barreras nacionales. Varias entidades y países son “víctimas” de estas crisis, los casos más ejemplarizantes son el episodio Long Term Capital Management, la moratoria rusa, la crisis asiática, la crisis del peso mexicano, la crisis argentina y la devaluación del real brasileño, entre otras; todas ellas asociadas al riesgo de mercado (Vilariño, 2000). Como respuesta, el comité de Basilea empieza a generar regulaciones para el riesgo de mercado desde 1997 y posteriormente crea el nuevo acuerdo de capitales (Basilea II) publicado a mediados del 2000, que da las pautas para que las entidades gestionen el riesgo de mercado con supervisión de sus reguladores, de tal forma que las operaciones en el mercado no intermediado – desde el punto de vista regulatorio- sean más restrictivas que las del mercado financiero intermediado (Basilea, 2003 y 2005).

En este sentido, Basilea (1997) define el riesgo de mercado como “el riesgo de pérdidas en las posiciones de balance o fuera de él, originadas en movimientos de los precios de mercado”, por otro lado, Vilariño (2000) lo define como “las posibles pérdidas que pueden producirse en los activos financieros que forman parte de las carteras de negociación y de inversión, y que están originadas por movimientos adversos de los precios de mercado”, por último, Jorion (2002) afirma que es “aquel que se deriva de cambios en los precios de los activos y pasivos financieros (o volatilidades), medido a través de los cambios en el valor de las posiciones abiertas”. Como se puede observar, los autores se concentran en las *pérdidas* derivadas de los cambios de los precios en las posiciones abiertas en el mercado de valores, independientemente si estas son liquidadas (efectivas) o no, debido a que las pérdidas desde el punto de vista contable y regulatorio deben servir para gestionar y controlar las acciones de los agentes que transan en la bolsa.

La estimación (o medición) del riesgo del mercado se denomina VaR. Si bien las pérdidas derivadas del riesgo de mercado solo pueden calcularse una vez han sido efectivas, se realizan medidas que estimen el riesgo antes de que ocurra, es decir, se calculan las posibles pérdidas

derivadas de una inversión con cierto nivel de confianza. Así, la estimación de las posibles pérdidas derivadas del riesgo de mercado (denominada Valor en Riesgo ó VaR por sus siglas en inglés) es definido por JP Morgan and Reuters (1996) como “una medida del máximo cambio potencial en el valor de un portafolio de instrumentos financieros con una probabilidad dada sobre un horizonte de tiempo predeterminado”, por otro lado, De Lara (2004) argumenta que el VaR “estima la pérdida máxima que podría registrar un portafolio en un intervalo de tiempo con cierto nivel de probabilidad o confianza”.

La gestión del riesgo de mercado, desde su nivel más básico se divide en tres actividades principales: la identificación, la medición y el control, todas éstas hacen parte de un proceso evolutivo donde primero se deben hacer correctamente las primeras etapas para pasar a las siguientes (Jorion, Crouhy y Galai et al, 2000). La primera etapa responde a la pregunta de qué tipo de riesgo se quiere gestionar exactamente, la segunda etapa responde a la pregunta de cuánto se puede perder por este tipo de riesgo específico en un tiempo determinado y con cierto nivel de confianza, y la tercera etapa responde a qué mecanismos se utilizarán para no llegar a niveles de pérdidas intolerables para la organización.

Este documento presenta un método de VaR, centrado específicamente en el riesgo de mercado de tasa de interés, para valorar con un 95% de nivel de confianza como mínimo, la pérdida *diaria* que puede presentarse en este tipo específico de riesgo para las posiciones en TES (bonos del gobierno colombiano).

PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Al desentrañar las causas de las crisis asociadas al riesgo de mercado se puede observar que todas ellas tienen raíces económicas bastante profundas, es decir que obedecen principalmente a fallos de la economía en su conjunto (Ver Anexo 1: Descripción de algunas crisis asociadas al riesgo de mercado). A pesar de esto, los modelos de VaR tradicionales no tienen en cuenta variables fundamentales o de mercado, es decir que miden el riesgo de mercado a través del comportamiento histórico de los portafolios de activos sin tener en cuenta ciertas variables que impactan directa (o indirectamente) este comportamiento. Lo anterior hace que los modelos de VaR sean “ciegos” al entorno que los determina, y por lo tanto sean más propensos a subestimar las pérdidas que se podrían dar en situaciones económicas específicas. Esta es *una de las razones* por las cuales se podrían presentar pérdidas inesperadas que no cuentan con las coberturas financieras suficientes, desencadenando en quiebras masivas y sistemáticas que ponen en riesgo la estabilidad de las economías.

Lo anterior es más grave teniendo en cuenta que la profundización de la globalización, bastante aguda en el mercado financiero no intermediado, ocasiona que las crisis de los países estén cada vez más interconectadas (es decir que se presentan riesgos mayores a “efectos dominó”). Como consecuencia, las crisis globales son cada vez más críticas y más costosas para la economía y el Estado (Carrasquilla, 1998). La última crisis global, donde confluyeron casi todos los tipos de riesgos financieros¹, fue un llamado para que los reguladores y el Estado en su conjunto reevaluara la ideología del Estado mínimo y desregulado en términos de los mercados financieros (Bateman, 2009), también fue una prueba fehaciente de que los desarrollos de los mercados van más rápido que las regulaciones y que las normas y modelos de medición que se aplican actualmente son insuficientes para asegurar que las entidades puedan *controlar* sus pérdidas.

¹ De *crédito* al presentarse masivos préstamos “subprime” sin el suficiente control, *operacional* al estructurar títulos valores con empaquetamientos de hipotecas de forma errónea que luego fueron calificados también erróneamente y *de mercado* cuando se hicieron efectivas las pérdidas de estos títulos tóxicos que llevaron a la quiebra a varias entidades

Es de anotar que con las regulaciones no se pretende evitar las crisis financieras, debido a que éstas son una característica fundamental de los ciclos económicos. En este sentido, las regulaciones lo que pretenden es *suavizar el impacto los ciclos* a través de las políticas fiscales y políticas monetarias contracíclicas. Las regulaciones (y sus modelos) solo pueden potenciar el carácter contracíclico de las políticas económicas, y “obligar” a los agentes a tener las suficientes provisiones para cubrir las pérdidas “estimadas” e inesperadas que ocurran. Este trabajo ayuda a hacer una mejor estimación de estas pérdidas, involucrando el entorno macroeconómico en las mediciones de VaR, disminuyendo así la probabilidad de quiebra de las entidades financieras (y por ende de la economía en su conjunto).

MARCO TEORICO

El trabajo se divide en dos partes, la primera de ellas concerniente a la relación existente entre las variables fundamentales y de mercado con la volatilidad de los activos financieros, y la segunda parte acerca de los modelos de VaR aplicados a los activos de renta fija.

RELACION DE VARIABLES DE MERCADO CON LA VOLATILIDAD DE ACTIVOS EN LOS MERCADOS DE VALORES

Respecto a la primera parte, Francis Diebold y Kamil Yilmaz publicaron en Agosto de 2008 un documento en la National Bureau of Economic Research (NBER). Según los autores existen algunos estudios que intentan explicar con métodos econométricos la causalidad existente entre los aspectos macroeconómicos y la volatilidad de los activos, sin embargo los estudios son poco concluyentes. Por ejemplo, el estudio Schwert en 1989 encontró muy poca relación entre la volatilidad del mercado de acciones, la actividad económica y el comportamiento financiero. Lo mismo sucedió con el estudio de Calvet, Fisher y Thompson en el 2003, en donde mediante técnicas econométricas de Panel de Datos se buscó una relación entre la volatilidad de los retornos y la volatilidad de los fundamentales macroeconómicos. El único hallazgo robusto en la explicación de la volatilidad de los mercados de acciones, utilizando como variables explicativas fundamentales macroeconómicos se dio al tomar como variable explicativa el ciclo de los negocios (Business Cycle). En particular se probó que la volatilidad en los mercados financieros es mayor en los periodos de recesión (Officer, 1973; Schwert, 1989 y Hamilton y Lin, 1996).

El estudio de Diebold y Yilmaz es más relevante al relacionar la volatilidad de los activos financieros con la volatilidad de fundamentales macroeconómicos, ya que provee una prueba empírica más concluyente. Esta relación es coherente con la teoría financiera que sugiere que la volatilidad de la actividad en el sector real debe estar relacionada con la volatilidad en el mercado financiero (Ramey, 1995 y Aizenman, 2005; citado por Diebolt y Yilmaz, 2008:3). Otro de los factores que hace relevante este estudio es que emplea econometría de corte transversal², a diferencia de los estudios tradicionales para explicar causalidad entre la volatilidad de las variables fundamentales y la volatilidad entre precios en el mercado de valores, que basándose en la econometría de series de tiempo, o en la econometría de datos de panel no han sido tan concluyentes.

Los autores tomaron como variables macroeconómicas fundamentales el crecimiento económico (GDP) y los gastos de consumo de las personas (PCE) en varios países, tomando los datos del

² La econometría de corte transversal relaciona el comportamiento de diferentes variables (por ejemplo en diferentes países) en el mismo momento del tiempo

Banco Mundial³. Por otro lado, como variables que indican la volatilidad de los mercados financieros, los autores seleccionaron los índices accionarios más representativos de los países a partir de los datos proporcionados por la International Financial Statistics (IFS). Cuando no estaban disponibles algunos índices o algunos periodos de tiempo se tomaron como bases de datos complementarias como Datastream, la base de datos de mercados emergentes de Standard and Poors y la World Federation of Exchanges⁴. Posteriormente, tanto para la volatilidad de los fundamentales como para la volatilidad de los mercados accionarios⁵ se calcularon las desviaciones estándar condicionadas y no condicionadas⁶, para luego relacionarlas mediante econometría de corte transversal.

De esta forma se cubrieron aproximadamente cincuenta países para el análisis, en los cuales se calcularon volatilidades para intervalos de 10 a 20 años (de forma anual y trimestral), comenzando con un rango de tiempo que varió entre los ochentas y los noventas según la disponibilidad de datos en los países. Además todos los países se dividieron en tres grandes grupos: industrializados, en desarrollo y economías en transición⁷.

Para todos los países en general se encontró evidencia estadísticamente significativa de la relación positiva entre la volatilidad del crecimiento económico y la volatilidad de los retornos reales de los activos financieros (Diebold y Yilmaz, 2008: 6). Respecto a la relación directa entre el gasto de consumo y los rendimientos de los activos la evidencia también fue significativa, aunque de una forma menos lineal que la presentada con el crecimiento económico⁸ (Gráfico 1). Sin embargo, esta relación debe tener en cuenta la diferencia entre los grupos de países debido a la alta volatilidad que presentaron tanto los rendimientos de los activos financieros como de las variables fundamentales en el grupo de países “en desarrollo”. De esta manera, se necesitó de un proceso matemático para separar los efectos de altas volatilidades para que los resultados no estuvieran sesgados por este comportamiento atípico. Para separar estos efectos se realizan dos pasos: el primero de ellos es hacer una regresión de todas las variables contra el crecimiento de la producción en términos per cápita para el primer año de la muestra, de esta manera se separan los efectos de estacionalidad y de países en desarrollo; en el segundo paso se hace una regresión entre los residuales de los rendimientos en las acciones y los residuales de los rendimientos en las variables fundamentales.

³ En particular del informe “World Development Indicators” (WDI) que desarrolla el Banco Mundial

⁴ Tanto el crecimiento (GDP), como el gasto de consumo (PCE) estaban en términos reales, por lo cuál se utilizaron las estadísticas de la IFS para convertir los retornos también en términos reales, a través de la inflación al consumidor

⁵ Para calcular las volatilidades condicionadas y no condicionadas, se necesitaron series de tiempo de las cuatro variables de forma trimestral: Crecimiento económico, crecimiento en el gasto de consumo, rendimientos de los índices accionarios e inflación al consumidor para volver estos índices a términos reales.

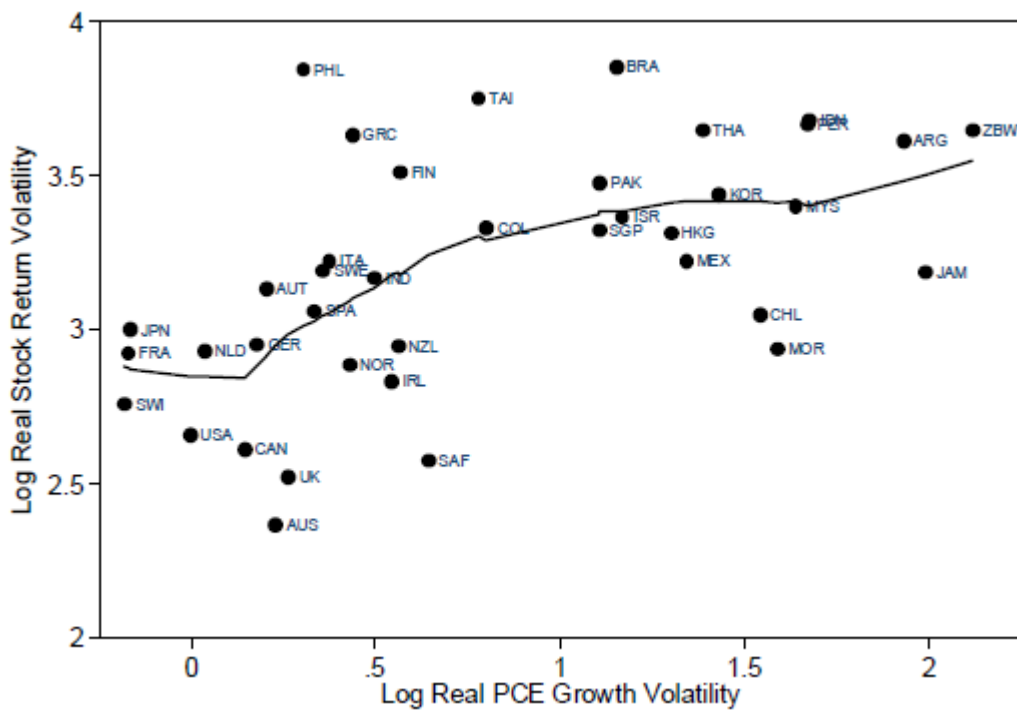
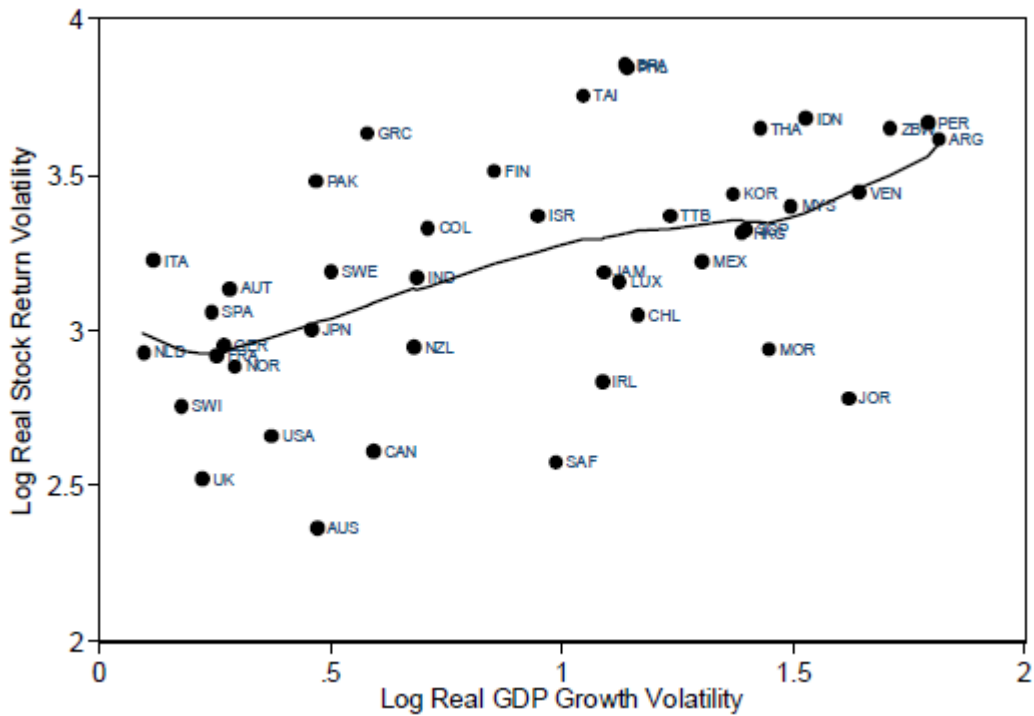
⁶ Se tomaron entonces dos tipos de mediciones, en primer lugar la desviación estándar no condicionada, y en segundo lugar los residuales de un modelo AR(3), como una medida de la volatilidad condicional para describir las innovaciones por fuera de los cambios “normales” en fundamentales, según la metodología de Schwert (1989). Es de anotar que los coeficientes del modelo AR(3) resultaron estadísticamente significativos únicamente para aquellos países que tenían un mercado financiero relativamente pequeño e ilíquido.

⁷ En este tercer grupo se incluyeron países en desarrollo del continente africano y asiático

⁸ Esta relación a pesar de contar con un ajuste (R2) de apenas 26%, fue estadísticamente significativa con un estadístico T bastante robusto de 4.26

GRÁFICO 1

RELACION ENTRE LA VOLATILIDAD DEL GDP Y EL PCE Y LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS (1983 – 2002)

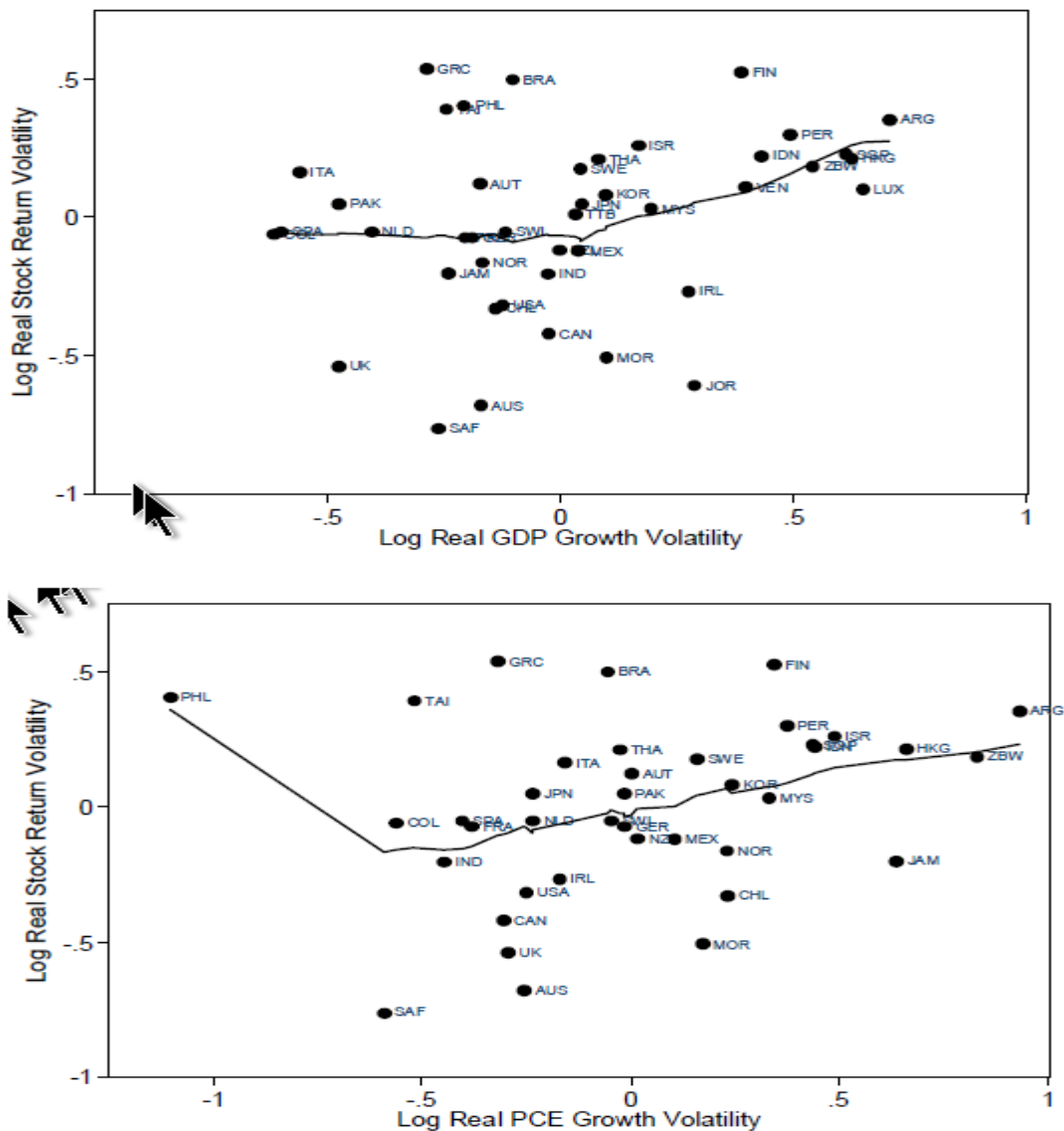


Fuente: Diebold y Yilmaz, 2008: 24, 25.

Cuando se separan los efectos de las altas volatilidades presentados en los “países en desarrollo” se encuentra que la relación entre las volatilidades del crecimiento económico y el gasto de consumo con las volatilidades en los rendimientos de las acciones es estadísticamente significativa, es decir que la relación persiste (Gráfico 2), aunque de una forma menos fuerte (Ibíd., p. 8). Es de anotar que los autores tomaron tanto datos anuales como trimestrales, encontrando que para los datos trimestrales una relación más fuerte que la correspondiente a datos anuales, y que las relaciones se muestran más débiles en ambos casos cuando se controla por los efectos de “países en desarrollo”.

GRÁFICO 2

RELACION ENTRE LA VOLATILIDAD DEL GDP Y EL PCE Y LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS CON LOS EFECTOS DE VOLATILIDADES ATÍPICAS (1983 – 2002)



Fuente: Diebold y Yilmaz, 2008: 29, 30.

Por otro lado, respecto al crecimiento de la producción *per cápita* se encuentra que tiene (1) una relación negativa con la volatilidad de los rendimientos (reales) en los activos financieros (a mayor volatilidad del crecimiento per cápita menor volatilidad de los rendimientos de los activos); (2) una relación negativa con la volatilidad del crecimiento económico real; y (3) una relación también negativa con la volatilidad del gasto de consumo⁹.

Hasta el momento se tiene evidencia estadística de la relación positiva entre la volatilidad de las acciones y la volatilidad de los fundamentales macroeconómicos, sin embargo cabe preguntarse: ¿Cuál es la verdadera relación de causalidad? Es decir, la volatilidad en el mercado financiero genera volatilidad en las variables fundamentales o por el contrario, la volatilidad en los fundamentales genera volatilidad en los mercados financieros. Para responder a este cuestionamiento, Diebold y Yilmaz realizaron una regresión de Datos de Panel con dos aproximaciones, la primera de ellas a través de vectores autorregresivos, y la segunda a través de análisis de series de tiempo teniendo en cuenta los efectos rezagados con el método de causalidad de Granger. La primera aproximación falló en la mayoría de los países para probar causalidad, sin embargo, bajo el análisis de Granger no se obtuvo evidencia estadística en contra de la hipótesis de que la volatilidad del mercado accionario no causa la volatilidad en el crecimiento económico, es decir, (bajo el contraste de la causalidad de Granger) la volatilidad en el crecimiento económico causa volatilidad en los rendimientos de los activos financieros, lo cual es teóricamente plausible.

El estudio realizado por Diebold y Yilmaz concluye que existe una relación positiva entre la volatilidad de las variables fundamentales y la volatilidad de los activos financieros, a la vez que la primera es causante de la segunda. También se demuestra que los “países en desarrollo” tienen volatilidades más altas que los países industrializados y los países en transición. Desde este punto de vista y bajo un escenario global cada vez más amplio e interconectado los inversionistas profesionales más arriesgados pueden encontrar oportunidades de rendimientos (y un riesgo más elevado) en aquellos países cuyo gasto de consumo y crecimiento económico presente mayores variaciones, en particular dentro de los “países en desarrollo”. De la misma manera, aquellos que tengan una aversión al riesgo más elevada deberán concentrar sus inversiones en países cuyo crecimiento en la producción y en el consumo no tenga mayores cambios en el tiempo.

En el presente trabajo también se buscan relaciones de la volatilidad de los activos de renta fija con la volatilidad de ciertas variables fundamentales y de mercado en Colombia, en dos escenarios de la economía y a través de técnicas econométricas. Los modelos encontrados se utilizarán posteriormente en un modelo de VaR estructurado, que tenga en cuenta la situación del entorno económico.

MODELOS DE VALOR EN RIESGO (VaR)

Como se ha mencionado con anterioridad, el VaR es una medida probabilística del monto que puede perder una persona (natural o jurídica) cuando invierte en un activo, o en un portafolio de activos financieros por efectos de la volatilidad de precios. El VaR es calculado a través de diferentes herramientas matemáticas y estadísticas y permite estimar cuál es el riesgo de mercado que tiene una inversión o un portafolio de inversiones, es decir, “estima la pérdida máxima que podría registrar un portafolio en un intervalo de tiempo con cierto nivel de probabilidad o confianza” (De Lara, 2004).

El comité de Basilea abre la posibilidad de que las entidades elijan entre dos amplias metodologías para estimar los riesgos de mercado, la metodología estándar y los modelos internos: “...la primera consiste en estimar los riesgos de manera estándar. Se abarcan cinco tipos de riesgos, que tienen congruencia con los diferentes instrumentos financieros que existen en el mercado: riesgo de tipos de interés, riesgo de posición en acciones, riesgos de divisas, riesgos de productos básicos y por último el riesgo en opciones. En este documento nos enfocamos en el riesgo de tipo de interés,

⁹ Tanto para la relación (2) y (3), esto se cumple si se quitan de la muestra a India y Pakistán que son datos atípicos

específicamente el de los TES¹⁰. La segunda es la metodología alternativa, que está sujeta al cumplimiento de ciertas condiciones y cuyo uso requiere por lo tanto la aprobación explícita de la autoridad supervisora. Este método permite a las entidades financieras utilizar medidas derivadas de sus propios modelos internos de gestión de riesgos” (Villalba, Orozco y Buriticá, 2006).

Comparando el método estándar de Basilea con el de la Superfinanciera, se puede demostrar que la medición de riesgo de mercado por la metodología estándar de Basilea obligaría a tener más capital regulatorio a las entidades colombianas, comparado con el método estándar que dicta la Superfinanciera, sin embargo, el VaR calculado por el método de Basilea, bajo el método de vencimiento y de duración, dependen en más de un 80% y más 50% respectivamente, de la calificación del emisor, es decir de las condiciones de impago que se calculen las calificadoras internacionales; en este sentido, los métodos de Basilea castigan más las inversiones realizadas en los países emergentes, que en los países desarrollados, lo cual implica un mayor costo de financiación y menos oportunidades de liquidez y de eficiencia para los primeros, cuando los países desarrollados aplican los métodos de Basilea (Durán y otros, 2007).

Respecto a los modelos internos, se pueden dividir en modelos paramétricos y modelos no paramétricos. Los modelos paramétricos asumen que la distribución de los rendimientos es normal con parámetros conocidos, sin embargo, este tipo de distribuciones no obedece a la evidencia empírica encontrada en los TES, que como se observa tienen una rentabilidad diaria bastante cercana a cero, y una curtosis muy alta. En efecto, las distribuciones observadas típicamente en todos los TES son más leptocúrticas que las distribuciones logística, Log – logística y Beta. Por ejemplo, de los TES que tomaron Durán y otros para el análisis solo las rentabilidades continuas del llamado “julios del 20” presenta un comportamiento que se ajusta a alguna distribución teórica, en este caso, la distribución Beta. Las pruebas de ajuste se realizaron con el estadístico de Kolmogorov – Smirnov

CUADRO 1

RESUMEN DE LAS PRUEBAS DE AJUSTES PARA EL PORTAFOLIO DE TES TASA FIJA

Bono	Distribución teórica más ajustada	Prueba	Valor calculado	Valor teórico	Prueba de hipótesis
TFIT15240720	Beta	K-S	1,172349	1,358	Acepta
TFIT05100709	Logística	K-S	2,193053	1,358	Rechaza
TFIT03110408	Beta	K-S	2,684678	1,358	Rechaza
TFIT07220808	Log – logística	K-S	4,058368	1,358	Rechaza
TFIT10120914	Beta	K-S	11,97842	1,358	Rechaza

Fuente: Durán, et al (2007)

De esta manera, el VaR con mediciones estrictamente paramétricas no presentan un buen ajuste debido a que suponen que sus precios (o tasas de negociación) siguen una distribución normal, lo que no se presenta en ninguno de los casos. Como consecuencia, el valor en riesgo bajo la

¹⁰ TES se denomina a los bonos emitidos por el gobierno colombiano.

metodología paramétrica es menor incluso al 1% del monto inicial invertido, es decir que los métodos paramétricos subestiman el riesgo de mercado de los TES (Ibidem).

El VaR bajo el modelo paramétrico se calcula como:

$$VaR = D * r * F * B * \sigma * \sqrt{t}$$

Con:

F = Punto dado por la tabla de la distribución que siguen los rendimientos del activo que se está midiendo.

B = Precio del bono o del activo.

σ = Volatilidad de la tasa de interés.

t = Plazo para el que deseo calcular el riesgo.

D = Duración del título o activo .

r = Tasa de interés del mercado (yield) al momento de la compra.

Para calcular el VaR de un portafolio de activos o VaR diversificado¹¹ se debe aplicar la siguiente fórmula:

$$VaR_p = \sqrt{VaR * C * VaR^T}$$

Con:

VaR= es la matriz de VaR individual con forma (1xN), calculados con las metodologías expuestas anteriormente según el tipo de activo

C= es la Matriz de correlaciones de forma (NxN), es una matriz simétrica cuya diagonal es la varianza de cada activo

VaRT= es la matriz transpuesta de VaR con forma (Nx1); N es el número de activos que tiene el portafolio.

Tanto los modelos estándar, como el modelo paramétrico parten de un supuesto bastante restrictivo: que los agentes tienen información suficiente sobre la trayectoria futura, y la función de probabilidad seguida por la rentabilidad de los activos. Sin embargo este es un supuesto que pocas veces se cumple y que es excesivamente inconveniente si se quieren hacer análisis de crisis. Para resolver este inconveniente se utilizan modelos no paramétricos entre los cuales se destacan las metodologías de mapeo (RiskMetrics 1999), la simulación histórica y los métodos Montecarlo, entre otros.

Sin embargo, ninguno de estos modelos tienen en cuenta variables del entorno económico, que como hemos argumentado son las que han determinado de forma estructural las últimas crisis mundiales (y quiebras de empresas) asociadas al riesgo de mercado.

¹¹ Cuando una persona decide invertir su capital en más de un activo financiero se dice que está “diversificando” sus inversiones. El efecto de la diversificación es un menor riesgo de mercado, es decir que el riesgo total de un portafolio es menor a la suma de los riesgos individuales de los instrumentos que lo componen debido a las relaciones existentes entre las rentabilidades de los distintos activos financieros. En éste sentido, la tarea del inversionista es elegir correctamente sus inversiones de tal forma que se logre un nivel específico de rentabilidad con el mínimo riesgo posible. El autor más destacado en el tema es Harry M. Markowitz, premio Nóbel de economía en 1990.

ALCANCE DEL TRABAJO, PREMISAS E HIPOTESIS

En este trabajo se desarrolla una metodología de medición del riesgo de mercado partiendo de las relaciones existentes entre la variabilidad de los precios de los TES y la variabilidad de algunas proxys de variables macroeconómicas y de mercado.

En este trabajo se establece que las relaciones cambian significativamente cuando se pasa de épocas de recesión a épocas de auge económico. Con base en esto, se estiman las relaciones existentes entre ambos grupos de variables teniendo en cuenta por separado los últimos tramos del ciclo económico colombiano de tal manera que las mediciones de VaR den cuenta de esta diferencia.

Es de anotar que si bien el modelo propuesto en este documento pretende ajustarse mejor a la realidad teniendo en cuenta variables que comúnmente no se han tenido en cuenta en las mediciones de VaR, pero que teóricamente están íntimamente relacionadas, no es una solución al problema de riesgo de mercado debido principalmente a tres razones (1) el riesgo es inherente a la actividad financiera, ninguna forma de gestionar el riesgo puede abolirlo en un 100%, (2) este tipo de modelos no tiene en cuenta comportamientos de “black swans” (Taleb, 2010) en las variables explicativas, y por ende en el resultado de la volatilidad de los TES que se pretende modelar finalmente, debido a que se basa en el comportamiento histórico y (3) en este modelo se estima la parte “fundamental” que explica la volatilidad de los TES, sin embargo se deja de lado aquella volatilidad ocasionada en las sobrerreacciones de los agentes del mercado, que han sido particularmente altas en épocas de crisis, en este sentido, este modelo no hace referencia a aquellas apuestas que intentan estimar la probabilidad de ocurrencia de un black swan.

DATOS / DATA

Para la realización de este trabajo se tienen dos grandes grupos de variables, en primer lugar una variable proxy (IDXTES) de los rendimientos de los TES, que son los activos financieros en los que se concentra este estudio, la variable explicada en nuestros modelos y a los cuales se les desea construir un modelo de VaR para sus rendimientos, en segundo lugar existen las variables de mercado y fundamentales que teóricamente determinan el comportamiento de estos activos financieros, lo cual se probará también a través de sus rendimientos.

Si bien la relación entre variables fundamentales y precios de mercado ha sido trabajada por muchos autores respecto al mercado de renta variable, en este caso se elige el mercado de renta fija debido a su importancia relativa en el número total de transacciones tanto para Colombia como para el mundo¹²; además desde el punto de vista macroeconómico, “la firma” más grande de un

¹² En Colombia por ejemplo, en el primer trimestre de 2010 se negociaron en la bolsa 518 billones de pesos, de los cuales el 96% fueron en títulos de renta fija (497.3 billones) y solo un 1.16% fueron en renta variable (con 6 billones).

país es el gobierno central debido a que sus “clientes” son todas las personas naturales y jurídicas, nacionales y extranjeras, que se encuentran dentro del territorio y a los cuales el gobierno les cobra impuestos. Debido a esto cualquier falla en el desempeño económico de las personas incidirá directamente en los ingresos del gobierno nacional, y por ende de la capacidad de éste para pagar la deuda pública contraída a través de los TES, es decir que los rendimientos de este tipo de títulos deben responder a los cambios macroeconómicos de una forma masiva que las acciones de cualquier otra “firma” individual, e incluso de un grupo significativo de firmas.

En Colombia existen dos índices utilizados para el mercado de TES. El primero de ellos es el i-TES creado por Suvalor y Bancolombia, fue el primer índice construido y utilizado por los agentes del mercado, de forma generalizada, para sus transacciones y formación de expectativas, sin embargo, según Revéis y León (2008:2) “por sus características metodológicas no es apropiado para cumplir a cabalidad las funciones de un benchmark de un mercado de deuda pública”, en particular porque según los autores no cumple los principios de replicabilidad¹³, estabilidad¹⁴ y transparencia¹⁵.

El segundo índice es el IDXTES, que cumple con todos los principios necesarios para ser aplicado como Benchmark del mercado y por lo tanto será utilizado para nuestro modelo. El IDXTES es de dos tipos, de retorno precio y de retorno total. El de retorno precio refleja el cambio en el precio limpio y el de retorno total tiene en cuenta la causación de intereses y los pagos de cupón. Para este estudio en particular se tomó el IDXTES de retorno precio, pues el de retorno total suaviza la volatilidad al calcular el valor presente de los cupones y por ende subvalora el VaR (Revéis y León: 7)¹⁶. Para el IDXTES de retorno precio se tomaron los rendimientos diarios desde el 5 de julio de 2005 hasta el 30 de junio de 2009.

El mismo rango de fechas se tomó para el segundo grupo de variables, es decir las que teóricamente pueden explicar la volatilidad de los rendimientos de los TES. La elección de las variables explicativas partió de la teoría económica, teniendo en cuenta que la variación de los precios en los TES, están definida por la variación de las tasas yield en el mercado secundario.

En este sentido, el banco central fija una tasa de intervención de política monetaria según unos objetivos de crecimiento económico e inflación. Esta tasa de intervención influye en el comportamiento de las demás tasas de la economía, incluyendo las tasa yield. Estas últimas, a su vez, al ser tasas de mercado, tienen un comportamiento congruente con las expectativas acerca de la tasa de interés futura, dado que los agentes obtienen utilidades si la tasa yield en el momento de compra es mayor a la tasa yield en el momento de la venta, es decir, solamente cuando el precio de compra es menor al precio de venta. El Banco de la República también debe observar estas expectativas para hacer su política monetaria y definir la tasa de intervención dado el rezago externo existente en la política monetaria. Una variable proxy de las expectativas es la variación en ciertos tramos de la curva CETES, calculada en Colombia mediante el método de Nelson y Siegel.

Según Huertas Jalil y otros (2005), la tasa de intervención del banco de la república, definida como “aquella que establece el Banco Central como herramienta para llevar a cabo una política monetaria (expansiva o contractiva)”, influye en las tasas de interés de colocación (también

¹³ La replicabilidad se refiere a que solo debe incluir instrumentos que un inversionista puede comprar y vender con facilidad y transparencia.

¹⁴ Este principio se refiere a que el índice no debe cambiar su posición con frecuencia, y sus cambios deben ser fácilmente entendidos y predecibles

¹⁵ La transparencia se refiere a que la metodología para el cálculo del índice debe ser fácil de entender y aplicar, además que la información metodológica debe ser de fácil acceso para el público.

¹⁶ De hecho cuando se calcula la desviación estándar de ambos índices en el periodo de estudio, la desviación calculada para los rendimientos del índice de retorno precio es marginalmente mayor que la desviación calculada para los rendimientos del IDXTES de retorno total.

llamadas tasas de interés activas) y en las tasas de interés de captación (o tasas pasivas). Entre las tasas de interés activas se encuentra la preferencial, que es aquella que se le cobra a los clientes con alto poder de negociación; la tasa de Tesorería, que es como la preferencial pero otorgada por un plazo menor o igual a 30 días para cubrir necesidades de corto plazo; la ordinaria, que involucra todos los plazos; la de consumo, la cual se cobra al crédito de consumo a personas naturales y por último la de usura, que es la tasa máxima legal que puede imponerse a un crédito.

Entre las variables proxy de las tasas de interés pasivas se encuentran la DTF, que es un promedio ponderado de las tasas de interés de los CDT's a 90 días, la TIB (Tasa Interbancaria) y la Repo, que expresa el interés de los establecimientos de crédito que se dan como garantía o colateral a un título del gobierno con un plazo que puede ser de un día o más de un día. La tasa cupón de los bonos es una tasa de interés pasiva en el sentido que se utiliza para la captación de recursos, sin embargo, no solo es utilizada por los establecimientos de crédito (que también pueden emitir bonos en el mercado), sino por cualquier agente económico que cumpla las condiciones para ser creador de mercado¹⁷.

Según Huertas Jalil y otros (2005), al relacionar las tasas de interés, puede observarse que cambios en la tasa de intervención provocan cambios en la tasa total del mercado de los repos, toda vez que ambas tienen la misma tendencia, provocando a su vez cambios en la tasa interbancaria y en general, en las tasas que contienen un plazo similar: cambios en la tasa interbancaria provoca fluctuaciones en la de tesorería, preferencial y la DTF, esta última, que determina en buena parte la misma tasa de intervención. De esta manera se cierra un círculo donde la tasa de intervención influye en las tasas de interés activas y pasivas de corto plazo (como la interbancaria y la repo respectivamente), y éstas a su vez provocan cambios en las de más largo plazo, lo cual observa el banco de la república para definir nuevamente la tasa de intervención.

El estudio de las elasticidades realizada por Huertas y Otros en 2005, establece que la tasa de intervención es la mayor determinante de la DTF; esta relación se estudia por medio del VAR en diferencia (Ibídem). La tasa interbancaria afecta a la tasa de tesorería y a la tasa preferencial, pero estas relaciones no se presentan en forma contraria. Los resultados muestran también que se encuentra una relación directa de la DTF con la tasa ordinaria, donde la segunda, equivale al mismo cambio en la primera, sin embargo, es de anotar que “los niveles de incertidumbre son altos y no es recomendable hacer inferencias sobre esos resultados” (Ibídem). La DTF a su vez, también afecta la tasa de interés de consumo, lo cual es una relación estrictamente DTF - Consumo y no en forma contraria (Consumo – DTF). De esta manera, se presenta la tasa de intervención y la DTF, como buenas variables explicativas a todas las tasas de interés pasivas, incluyendo la tasa yield de los TES.

Por otro lado, para establecer la tasa de intervención del banco de la república, la variable macroeconómica más relevante es la inflación (Blanchard, 2000), definida como “el aumento sostenido en el nivel general de los precios”. La inflación según Blanchard trae consecuencias perjudiciales a los diferentes sectores económicos, por ejemplo, para el gobierno se deteriora el valor real de la recaudación de los impuestos, en el sector real se disminuye la certeza respecto al valor futuro de sus insumos y el financiero tiene dificultades para determinar las tasas de captación y de colocación. En este sentido, los efectos perjudiciales de la inflación no sólo subyacen en la pérdida del poder adquisitivo del dinero, sino que también genera turbulencia, donde no se pueden predecir la conducta de los diferentes agentes económicos. Una variable proxy de la inflación diaria es la UVR¹⁸.

Existen dos grandes enfoques teóricos que abordan la inflación, el monetarismo y el estructuralismo, estos se diferencian en la explicación de las causas que generan inflación, en los instrumentos que se utilizan para controlarla y en los objetivos de la política económica. Para el

¹⁷ El programa de creadores de mercado fue impulsado por el gobierno nacional a partir de las emisiones de clase B, para dotar a las entidades más solventes y con mayor experiencia la posibilidad de ser los compradores de las emisiones primarias de los TES, y así dar mayor confianza al mercado, y mayor liquidez en el mercado secundario.

¹⁸ La UVR descompone la inflación mensual diariamente de manera homogénea y tiene un rezago un mes.

monetarismo la inflación es provocada por un exceso de demanda dado un crecimiento de la cantidad de dinero que supera el requerimiento de los negocios, el instrumento es la política monetaria y el objetivo es la estabilidad que es precondition del crecimiento. Desde este punto de vista una variable explicativa fundamental en la tasa de interés es la masa monetaria (M1)¹⁹.

Para el estructuralismo la causa de la inflación “es la rigidez en la estructura productiva y la imperfección de los mercados” (Ibíd), para esta corriente teórica la política monetaria es solo uno de los instrumentos, es decir que también son importantes la política cambiaria, crediticia y fiscal, entre otras. Respecto a los objetivos los estructuralistas no consideran que la estabilidad sea garantía de crecimiento. Según el estructuralismo, “el monetarismo propone un sistema financiero libre, orientando así la estructura de la oferta y la demanda. La tasa de interés debe determinarse libremente por el mercado. Para éste paradigma, el banco central debe ser autónomo de la autoridad política” (Ibíd). Así la propuesta estructuralista es más proteccionista y considera que el Estado debe de ser un ente regulador que garantice preferencias para productores pequeños.

Bajo esta corriente, el Estado puede financiar el déficit por medio de tres vías: la deuda externa, la deuda interna y la base monetaria. En esta última el estado emite los bonos TES y pide al banco central que los compre, el cual los paga con el dinero que crea y de esa manera el mayor gasto es financiado por medio de la emisión monetaria. Este proceso se denomina monetización de la deuda, y los ingresos derivados de la creación de dinero se denominan señoreaje. Bajo este mecanismo el estado debe crear suficiente dinero para que el señoreaje sea suficiente en la financiación el déficit; sin embargo, se genera inevitablemente un aumento desproporcionado de la inflación.

Por otro lado, la emisión de deuda pública interna a través de la emisión de TES al mercado, e incluso la sustitución de deuda externa por deuda interna, ha sido ampliamente utilizada en Colombia. En general, para el mercado colombiano que según Maya y Torres (2005) no goza de una amplia liquidez; un aumento acelerado de la emisión de TES en el mercado, ocasiona competencia entre todos los emisores de títulos y por ende aumentos en la tasa yield, por lo cual ante aumentos en el déficit público se puede esperar que la tasa yield del mercado también aumente en el corto plazo.

La nueva corriente del monetarismo²⁰ está representada por las teorías de Milton Friedman que luego de la revolución Keynesiana “explicó en forma convincente la hasta entonces misteriosa combinación de recesión e inflación (estanflación) que sufrían todos los países particularmente en la década de 1970 y de 1980 (Friedman, 1992: 10). Entre las conclusiones fundamentales de Friedman se cuenta el papel de las expectativas de los agentes en los equilibrios de corto plazo. En este sentido, “Friedman llegó a la conclusión de que podíamos conocer con bastante certeza los efectos de equilibrio del crecimiento monetario en el largo plazo, pero la dinámica de los ajustes

¹⁹ El M1 es definido como el total de dinero denominado en billetes, monedas y cuentas corrientes en un momento determinado. A través de los mecanismos multiplicadores del dinero que poseen las entidades financieras el dinero total de una economía es mayor, y se puede medir por el M2 definido como el M1 adicionando las cuentas de ahorro, y el M3 definido como el M2 adicionando el dinero que se encuentra en el mercado financiero no intermediado.

²⁰ Este documento se refiere a la nueva corriente del monetarismo debido a que la teoría inicial fue lanzada por Irving Fisher en 1926 y se llamó la Teoría Cuantitativa, presentando como idea básica que hay una relación entre la cantidad de dinero por un lado y los precios por el otro. Con esta teoría se elaboró y popularizó lo que ha llegado a ser como la ecuación cuantitativa: $MV = PT$, el dinero multiplicados por la velocidad es igual a los precios multiplicados por el volumen de transacciones. Esta ecuación fue muy importante, sin embargo, perdió fuerza cuando entró la revolución Keynesiana. Más adelante Friedman y otros autores vuelven a retomarla resaltando su importancia con la “contrarrevolución monetarista”. Una de las razones por las que la teoría cuantitativa del dinero fue atacada con la revolución Keynesiana fue La Gran Depresión que destruyó la credibilidad de esta teoría porque se interpretó ampliamente que la política monetaria era ineficaz, al menos para enfrentar una caída de la actividad económica. Se acuñaron todo tipo de aforismos, que aún se utilizan para indicar por que proveer alivio monetario no conduce necesariamente a la expansión económica, tales como “Se puede conducir a un caballo hasta el agua pero no se lo puede obligar a beber”. Para Friedman, en realidad, esta interpretación de la depresión era completamente equivocada.

de corto plazo es mucho más misteriosa y está sometida a los efectos de fuerzas tales como las expectativas y la confianza, de las que sabemos poco” Friedman, 1994: 11).

En este sentido, Friedman argumenta que las expectativas cambian poco a poco: “cuando se desacelera el gasto total, cada productor tiende por separado a considerar la reducción en la demanda de su producto, como algo especial en relación a él que espera sea temporal. Como consecuencia cada productor se inclina a enfrentarlo primordialmente reduciendo la producción o acumulando stock, y no reduciendo los precios. Recién pasado un tiempo, cuando los efectos se hagan más duraderos que lo esperado comenzará a reducir los precios. Del mismo modo, lo más probable es que un trabajador despedido reaccione esperando a que se lo llame de vuelta o buscando otro trabajo, y no moderando sus exigencias o expectativas salariales. Por un tanto, una desaceleración en el gasto total tenderá a reflejarse inicialmente en una caída general de la producción y el empleo y en un aumento de los stocks y llevará un tiempo antes de que estas respuestas lleven a su vez reducciones generalizadas de la tasa de inflación y de la tasa de incremento de los salarios. Llevará aun más tiempo que se revisen las expectativas en relación a la inflación, y que las expectativas revisadas alienten la reanudación del empleo y la producción”. (Friedman, 1994: 42).

En este sentido, las expectativas de inflación por un lado, y de empleo y producción por el otro, se corrigen en el largo plazo ante una evidencia empírica realizada en un momento determinado. Al respecto Friedman también revisa la hipótesis presentada en la curva de Phillips, y a través de la cual “nos enfrentamos a una alternativa. Si elegimos un nivel bajo de inflación, digamos precios estables, tendremos que reconciliarnos con un alto nivel de desempleo. Si elegimos un nivel bajo de desempleo, tendremos que reconciliarnos con una tasa de inflación elevada” (Friedman, 1994: 88). Sin embargo, este “trueque” solo es posible en el corto plazo debido a que la inflación corrige las expectativas de largo plazo.

En este caso ante una expansión monetaria se “provoca un crecimiento de la demanda nominal agregada, lo que a su vez produce un aumento de precios y salarios a una tasa de digamos, el 2 por ciento anual. Los trabajadores inicialmente interpretarán esto como un aumento de sus salarios reales –porque todavía esperan precios constantes- y por tanto estarán dispuestos a ofrecer más trabajo, es decir, crece la oferta de empleo. Los empleadores pueden tener las mismas expectativas que los trabajadores con respecto al nivel general de precios, pero están más directamente interesados en los precios de los productos que están produciendo y mucho mejor informados acerca de esto. Inicialmente interpretarán un aumento en la demanda y el precio de su producto, como un aumento en su precio relativo y que implica una caída en la tasa de salario real que deben pagar, medida en términos de su producto. Por tanto estarán dispuestos a contratar más trabajo (mover hacia abajo su curva demandada). El resultado combinado... corresponde a exceso de empleo con los salarios subiendo a un 2 por ciento anual”. (Friedman, 1994: 90).

“...Pero al tiempo, tanto los empleadores como los empleados descubren que los precios en general están subiendo. Como dijo Abraham Lincoln, se puede engañar a todo el pueblo por un tiempo, se puede engañar a parte del pueblo todo el tiempo, pero no se puede engañar a todo el pueblo todo el tiempo. En consecuencia, elevan su estimación de la tasa de inflación esperada, lo que reduce la tasa de aumento de los salarios reales esperados. (...). Así se da un trueque de corto plazo entre inflación y el desempleo, pero ningún trueque de largo plazo”. (Friedman, 1994: 92). De esta manera, Friedman demuestra que las expectativas hacen que la política monetaria en el largo plazo sea eficaz para aumentar la producción real, sin embargo se hace importante para nuestro estudio el nivel de producción y de empleo en el corto plazo como variables determinadas por la política monetaria.

De esta manera se hace de gran importancia el papel de las expectativas en los equilibrios de largo plazo, que determinan en gran medida las actuaciones de los agentes del mercado hoy con respecto a la posición a tomar (que puede ser larga o corta), en los TES. En este sentido, Friedman diferencia dos maneras en que los agentes pueden formar sus expectativas: de forma adaptativa, o de forma racional.

La hipótesis de las expectativas adaptativas sostiene que “las expectativas son revisadas sobre la base de la diferencia entre la actual tasa de inflación y la tasa esperada. Si la tasa esperada fuera, por caso, de un 5 por ciento, pero la tasa actual, de un 10 por ciento, la tasa anticipada será revisada hacia arriba por alguna fracción entre la diferencia entre 10 y 5. Como es bien sabido, esto implica que la tasa esperada de inflación es un promedio exponencial ponderado de tasas de inflación pasadas, con la ponderación declinando a medida que se retrocede en el tiempo”. (Friedman, 1994: 95). Al respecto, Friedman argumenta que “no se puede tomar en serio la noción de que la gente se hace expectativas sobre la base de un promedio ponderado de experiencias pasadas con ponderaciones fijas, o cualquier otro esquema que no sea coherente con la manera en que se está generando realmente la inflación. (...) Por tanto, dijo Ruth, debemos suponer que la gente forma sus expectativas sobre la base de una teoría económica correcta: no que aciertan en cada caso individual sino que en cualquier período prolongado, en promedio acertarán” (Friedman, 1994: 95).

En contraposición Friedman defiende la hipótesis de las expectativas racionales²¹ que argumenta que los agentes (en promedio) forman sus expectativas basados en teoría económica correcta y teniendo en cuenta, no solo lo que ha pasado históricamente, sino toda la información disponible del mercado. Bajo este supuesto, una implicación muy importante es que “si se considera que la gente se forma expectativas sobre una base racional, ninguna regla fija de política monetaria o fiscal permitirá que uno logre ninguna otra cosa que la tasa natural de desempleo. Y se puede ver por qué. Porque la única manera de conseguir una reducción del desempleo es a través de la inflación no anticipada” (Friedman, 1994: 98). En este caso, la diferencia entre la tasa natural y la tasa observada de desempleo y producción puede resultar la variable más importante a la hora de estimar la tasa de interés de largo plazo. De cualquier forma, las expectativas de los agentes respecto a la tasa de interés pueden estar inmersas en la curva CETES, por lo cual estas estimaciones de tasas cero cupón pueden ser tanto variables explicativas de la tasa yield actual, como una variable explicada por las variables económicas de producción, empleo e inflación esperadas.

Según Gordon (1998), otras variables que pueden explicar las tasas de interés exigidas por los inversionistas (en este caso las tasas yield) son el riesgo, la liquidez, la inversión, y el consumo. Respecto al riesgo y la liquidez Gordon argumenta que un inversionista ante dos alternativas cuya única diferencia sea la tasa de interés o el rendimiento de la inversión, elegirá la alternativa que tenga un valor mayor (el riesgo y la liquidez se supondrán iguales para todas las alternativas); mientras que un prestamista con varias alternativas de financiación en las cuales la liquidez del dinero desembolsado será igual en todas, elegirá finalmente la alternativa en la cual la tasa de interés que se debe pagar por el préstamo sea menor.

La inversión y el consumo, por otro lado, son variables que se explican por las fluctuaciones de las tasas de interés, es decir, que no son variables explicativas, sino explicadas (o dependientes) de la tasa de interés. En este sentido, mientras las tasas de interés son más elevadas, las personas y empresas pedirán menos dinero prestado y por lo tanto su nivel de consumo e inversión declinará, lo cual repercutirá necesariamente en toda la economía, esto se debe a que en las economías abiertas (en un entorno económico mundial), las tasas de interés influyen en el gasto autónomo planeado a razón de que éste indicador económico está conformado por el importe total del gasto del gobierno, las exportaciones netas, el efecto de los impuestos en el consumo, la inversión planeada y el consumo autónomo, donde las tasas de interés determinan en gran medida los dos últimos componentes del gasto autónomo, lo cual producirá un efecto en el gasto autónomo total.

²¹ La hipótesis de las expectativas racionales ha sido aplicada en artículos de Robert Lucas, Carnegie-Mellon y Tom Sargent, entre otros. Lucas y Sargent han explorado las implicancias de las hipótesis de expectativas racionales y han tratado de derivar tests empíricos de la pendiente de la curva de Phillips de largo plazo sin el supuesto posiblemente engañoso de las expectativas adaptativas.

En este sentido, cualquier inversión tiene asociada unos costos y gastos, entre ellos la tasa de interés (explícita) por adquirir un préstamo o una tasa de interés (implícita) que representa más que un gasto es un costo de oportunidad. En el momento en que un inversionista estudia una gama de posibilidades que le ofrece el mercado para invertir sus excesos de liquidez con el fin de generar rentabilidad, el inversionista estudia el rendimiento dado (tasa de interés) de cada alternativa y la tasa de interés implícita conocida como el costo de oportunidad que le traerá elegir una inversión. Así, las fluctuaciones de la tasa de interés en el mercado monetario, influyen directamente en el mercado de bienes y servicios (representado en la teoría macroeconómica como la curva IS).

La Curva IS en pocas palabras, es el lugar geométrico donde se muestran todas las combinaciones posibles de tipo interés y renta (o producción), su pendiente es negativa pues como se explicó anteriormente, a mayor tasa de interés menor es el consumo y la inversión y por lo tanto, un aumento en la tasa de interés ocasiona una reducción en el nivel de equilibrio de la renta. De esta manera, el mercado de bienes y servicios de una economía está en equilibrio si el ingreso es igual al gasto planeado y la oferta es igual a la demanda de bienes.

La curva IS se desplaza cuando ocurre una variación en el gasto autónomo, ya que un incremento en el valor de este indicador, trasladará la curva IS hacia la derecha, y un decremento en éste, producirá que la línea de la curva IS se desplace hacia la izquierda, sin embargo, como se explicó anteriormente aumentos en el gasto público conllevan a aumentos en el déficit y por ende, en las tasas de interés de la economía. De esta manera se completa el círculo de dependencia entre el mercado de dinero y el mercado de bienes y servicios.

Por lo tanto, los elementos de la curva IS se toman como variables explicadas por la tasa de interés, mientras que entre las variables explicativas podemos tomar las tasas CETES (como un indicador de expectativas), el EMBI (como un indicador de riesgo), la inflación, el déficit público, la masa monetaria, la DTF, la tasa de intervención, la producción nacional, la devaluación y las expectativas de varias de estas variables. Así mismo, en un mercado competitivo, donde los inversionistas hacen elecciones entre diferentes alternativas, se toman como determinantes la evolución de los bonos del gobierno americano (Treasuries), del gobierno brasileño y los índices accionarios de diferentes mercados de la región, que son proxys de la demanda de títulos en los mercados complementarios y sustitutos al mercado colombiano, y que por ende definen el precio de los TES.

En resumen, las variables explicativas que se probarán en nuestro modelo son las **variaciones** de:

EMBI: Es un índice desarrollado por JP Morgan que refleja el riesgo de los países, expresado como un margen ó spread sobre los bonos del tesoro de Estados Unidos. En teoría, si aumenta el riesgo de impago en un país en particular (y por ende el EMBI), aumentará la tasa yield, por ende la relación entre el EMBI y las tasas yield debe ser positiva. Este dato se tomó de Grupo Aval.

UVR: Denominada Unidad de Valor Real, es una medida que refleja el poder adquisitivo de la moneda con base exclusivamente en la variación de Índice de Precios al Consumidor (IPC), certificado por el DANE. En este sentido, la UVR es un indicador de la inflación nacional, lo cual es de mucha relevancia para esta investigación, toda vez que a aumentos en la inflación (y sus expectativas de corto plazo), empujarán hacia arriba la tasa CETES de corto plazo y de las tasas de descuento (yield). La UVR se toma con los cálculos del Banco de la República.

STANDARD & POOR'S 500 INDEX: Denominado en español Índice Standard & Poor's 500, también conocido como S&P 500 es uno de los índices bursátiles más importantes de Estados Unidos. El S&P 500 es considerado como el índice más representativo de la situación real del mercado, y recoge las 500 empresas con mayor volumen de negociación en la bolsa de New York. La bolsa de Estados Unidos está caracterizada en el mercado como una inversión alternativa a las de países en vía de desarrollo, por ende, un agente del mercado que perciba un mayor riesgo en los países subdesarrollados, encontrará en las acciones de la bolsa de New York una alternativa

más atractiva, y migrará hacia ese mercado, y viceversa. Suponemos entonces, una relación teórica positiva entre la tasa yield y el S&P 500. Esta serie fue tomada Bloomberg.

DOW JONES: Índice utilizado para medir el comportamiento de la Bolsa de Valores de Nueva York, compuesto por 30 empresas industriales, la mayoría de las cuales tienen operaciones globales. Las relaciones entre el Dow Jones y la yield sigue la misma lógica que el S&P 500. Esta serie se tomó de Bloomberg.

NASDAQ: Mercado de valores norteamericano especializado en empresas pequeñas y medianas con perfil de alto crecimiento. Estas empresas en su mayoría obedecen al sector de tecnología. En cuanto a la relación teórica que siguen con la tasa yield, se supone la misma relación que el S&P 500. Esta serie se tomó de Bloomberg.

M1: Agregado monetario en Colombia que agrupa a los billetes y monedas en poder del público y las cuentas de cheques en moneda nacional y en moneda extranjera (cuentas corrientes). Es el dinero circulante manejado casi directamente por el banco central; si obedecemos a las tasas de interés como el costo del dinero, entonces supondremos que a mayor M1, serán menores las tasas de interés del mercado incluyendo la tasa yield, que será contagiada por la transmisión de tasas de interés mencionado anteriormente. Esta serie se tomó del Banco de la República.

TRM: Por sus siglas, Tasa de cambio Representativa del Mercado, calculada como un promedio simple ponderado por monto de las tasas de cambio negociadas por los establecimientos de crédito en el mercado de divisas. Esta tasa es calculada diariamente por la Superintendencia Financiera de Colombia. La relación de esta variable con la tasa yield no es concluyente, dado que obedece a las expectativas mucho más que al dato puntual presentado diariamente; sin embargo, suponemos que un aumento del precio del dólar (devaluación), llevará a un aumento de las inversiones en Colombia, por el encarecimiento de los títulos externos, y el abaratamiento de los títulos internos, lo que significará un aumento de la demanda de títulos y por ende una disminución de las tasas yield, y viceversa. Esta serie se tomó del Banco de la República.

IGBC: Por sus siglas Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, mide de manera agregada la variación de los precios de las acciones más representativas, o de mayor bursatilidad del mercado. El objetivo es representar la variación del conjunto de acciones más transadas de una manera fiel, de tal forma que cumpla los requisitos de la replicabilidad, es decir, que a partir del mismo se pueda conformar un portafolio con las acciones del índice, base fundamental para la construcción de productos derivados. Se supone que al aumentar el IGBC como indicador del mercado colombiano, se incrementará la confianza inversora en el país, y por ende bajará la tasa de descuento de los títulos en el mercado secundario (tasa yield), y viceversa. Esta serie se tomó de Bloomberg.

TREASURE (US912828DV97): Se toman en este caso los precios diarios de un bono representativo a 10 años del tesoro estadounidense. Los treasuries se consideran los títulos de menor riesgo crediticio en el mundo. Su relación con la tasa yield colombiana es ambigua, toda vez que representan el comportamiento del mercado de bonos en el mundo (situación en la cual tendrán una relación negativa con la tasa yield), y a la vez la situación del gobierno ó del mercado estadounidense, que es una inversión alternativa (situación en la cual tendrán una relación positiva con la tasa yield colombiana). Sin embargo, es importante aclarar que en general siguen la segunda lógica. Esta serie se tomó de Bloomberg

TASA INTERBANCARIA: Es el precio de las operaciones realizadas diariamente en moneda doméstica entre los intermediarios financieros para solucionar problemas de liquidez de corto plazo. Dicha tasa de interés tiene una influencia de corto plazo en el M1, y de más largo plazo en la inflación nacional. En este sentido, y debido a la transmisión de tasas de interés esbozadas anteriormente, esta tasa debe tener una relación positiva con la tasa yield. Sin embargo, es de anotar que ésta relación positiva será efectiva cuando corresponda a una variación de las expectativas del mercado, debido a que existe un rezago externo bastante representativo entre la

política monetaria de hoy, y el movimiento de la inflación y las tasas del mañana. Esta serie se tomó del Banco de la República.

Teniendo en cuenta estos dos grupos de variables, el presente estudio se llevará a cabo principalmente tres pasos: (1) Verificar que las volatilidades en los dos grupos de variables son diferentes en recesión y en crecimiento; (2) Verificar las variables macroeconómicas y de mercado que resultan estadísticamente significativas para explicar los rendimientos de los TES en ambos estados de la Economía y (3) Construir un modelo de VaR que tenga en cuenta estas relaciones en ambos estados de la economía.

VERIFICACIÓN DE LAS DIFERENCIAS DE COMPORTAMIENTO DURANTE LOS DOS PERÍODOS

En este primer paso se realizaron las siguientes actividades:

- Comprobación teórica de los periodos de auge y recesiones que se encuentran inmersos en el periodo de estudio
- Verificación estadística de la diferencia de comportamiento de las series en los auges y las recesiones.
- Verificación estadística de la diferencia las distribuciones de probabilidad en los auges y en las recesiones, para cada una de las variables.

VERIFICACION DE LA SIGNIFICANCIA ESTADISTICA DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA VARIABILIDAD DE LOS TES

Se realizaron dos modelos econométricos, cada uno de ellos para los dos estados de la economía que se tuvieron en cuenta (auge y recesión). La realización de las regresiones se hizo con el método de series de tiempo de la siguiente manera:

- Se analiza la estacionaridad de las series a través de dos test estadísticos diferentes
- Se establecen los modelos por series de tiempo
- Se analizan la autocorrelaciones
- El resultado se aplica al modelo de riesgo de mercado

CONSTRUCCION DEL MODELO DE VAR PARA LOS TES COLOMBIANOS EN RECESION Y EN CRECIMIENTO

- Se realizó la distribución empírica de cada una de las variables tanto en auge como en recesión
- Con base en el aplica el modelo econométrico resultante para simular la distribución de las variaciones utilizando la distribución empírica.
- Se calcula el VaR a través de la distribución de probabilidad de los IDXP TES resultante de la simulación.

RESULTADOS / RESULTS

Como se mencionó en la metodología se realizaron los siguientes pasos: (1) Verificar que la variabilidad en los dos grupos de los factores involucrados son diferentes en recesión y en crecimiento; (2) Verificar las variables macroeconómicas y de mercado que resultan estadísticamente significativas para explicar los rendimientos de los TES en ambos estados de la Economía y (3) Construir un modelo de VaR que tenga en cuenta estas relaciones en ambos estados de la economía. En cada uno de los pasos se obtuvieron los siguientes resultados:

VERIFICACIÓN DE LAS DIFERENCIAS DE LAS VOLATILIDADES EN LOS RENDIMIENTOS

Después de elegir la variable proxy del mercado de TES en Colombia, y sus variables de mercado y fundamentales que pueden ser explicativas se pasa a separar el periodo de estudio en varios periodos de acuerdo a si se considera que están en auge o en recesión²². Los periodos de auge y de recesión se comprueban tanto teórica como estadísticamente. Desde el punto de vista teórico la Oficina Nacional de Investigaciones Económicas de EEUU (National Bureau of Economic Research) existe recesión cuando hay un decrecimiento continuado de la actividad económica por dos o más periodos consecutivos. Desde el punto de vista estadístico se parte del comportamiento de los rendimientos de las variables definiendo cambios estructurales a través de la prueba de Chow²³.

Como se puede observar en el Gráfico 3, y según la definición de la NBER, se puede afirmar que Colombia estuvo en un periodo de recesión clara desde el cuarto trimestre de 2007 hasta el cuarto trimestre de 2008, y que hubo algunas desaceleraciones en el cuarto trimestre de 2005. Tanto las variables explicativas elegidas, como la variable proxy de los TES dan cuenta de la clara desaceleración a partir del cuarto trimestre de 2007, tanto en la tendencia de las variables, como en el aumento de la volatilidad cuando se calculan los rendimientos, de igual manera, hubo cierta reacción negativa de los mercados entre la desaceleración y la crisis, esta desaceleración puede ser explicada por la característica de los mercados a anteponerse a prácticamente todas las crisis económicas (Gráfico 4).

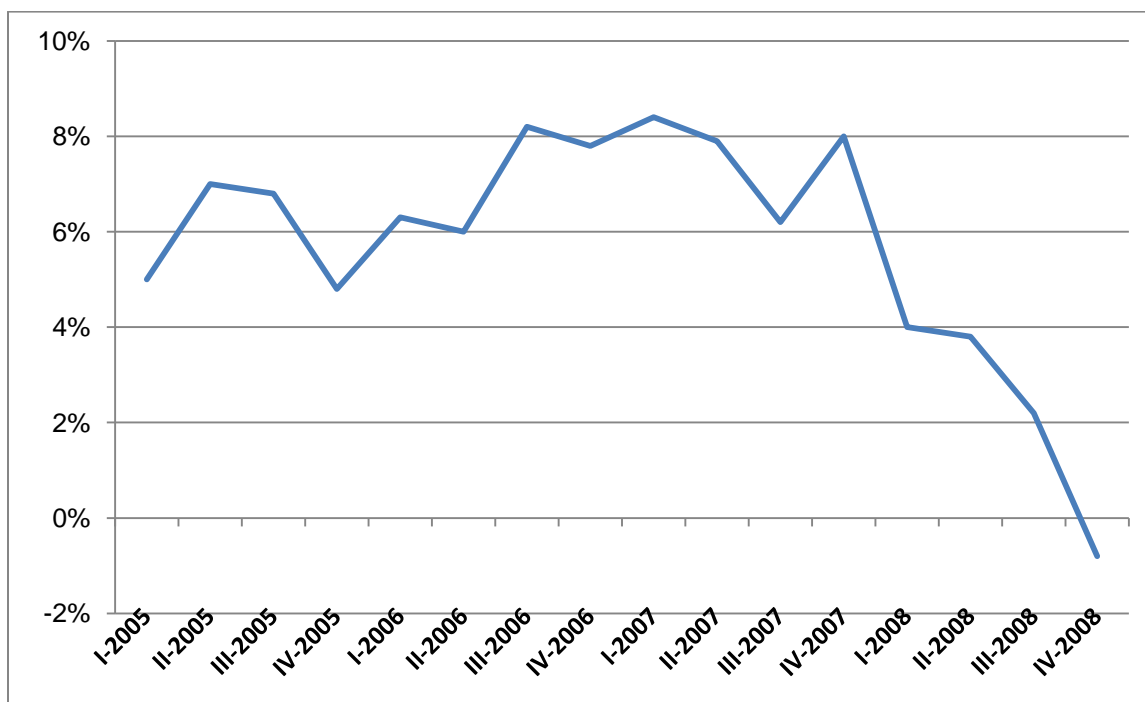
²² Es de anotar que teóricamente la economía no tiene dos sino tres fases, estas son crecimiento moderado, auge y recesión, la primera de ellas se caracteriza porque el crecimiento económico se encuentra muy cercano a su tendencia de largo plazo, esta fase se logra normalmente cuando termina una etapa de crisis, en las primeras etapas de expansión de la economía. El auge se presenta después del crecimiento moderado y su límite se refleja normalmente cuando existen riesgos inflacionarios; por último en las crisis el crecimiento económico se encuentra muy por debajo de su tendencia de largo plazo, y normalmente se caracteriza por periodos prolongados de altas tasas de desempleo.

²³ En una regresión sobre una variable específica, la prueba de Chow contrasta la hipótesis de si los parámetros estimados de la regresión para la misma variable no cambian de forma estructural entre dos periodos de tiempo, a partir de los errores de la estimación y comparando una regresión del periodo completo con las regresiones de los dos momentos por separado. El Test obedece a una distribución F, con una hipótesis nula de que no existe cambio estructural.

De igual manera se realiza la prueba de cambio estructural, eligiendo como punto de quiebre el 3 de Mayo de 2006, el 5 de Septiembre de 2006, el 12 de Noviembre de 2007 y el 11 de Noviembre de 2008, y dividiendo así todo el periodo de estudio en 3 periodos de auge y dos periodos de recesión. Es de anotar que la prueba de Chow muestra que existe un cambio estructural en estas fechas para todas las variables del modelo a diferencia de la UVR y los Treasuries (Anexo 2).

GRAFICO 3.

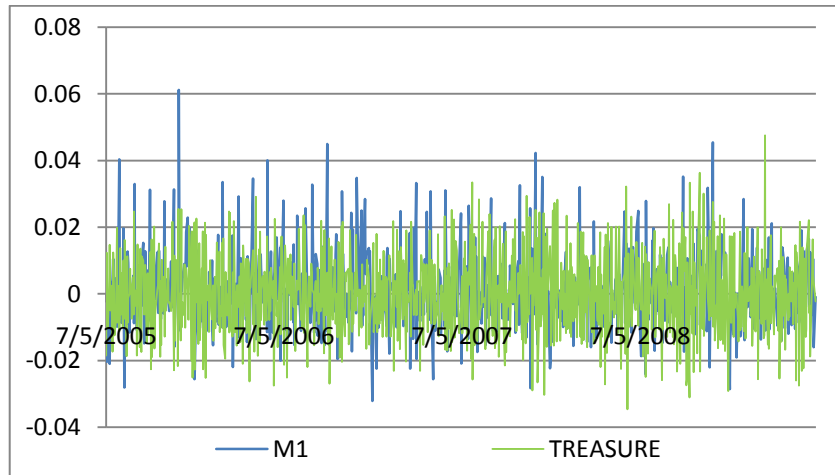
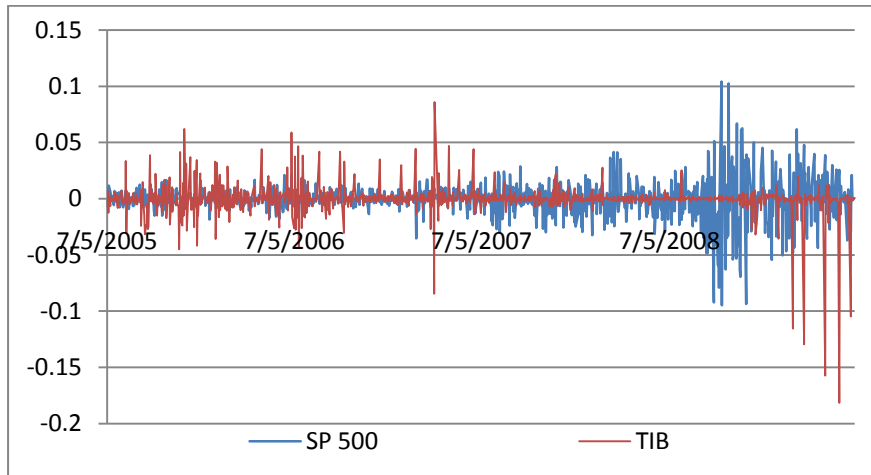
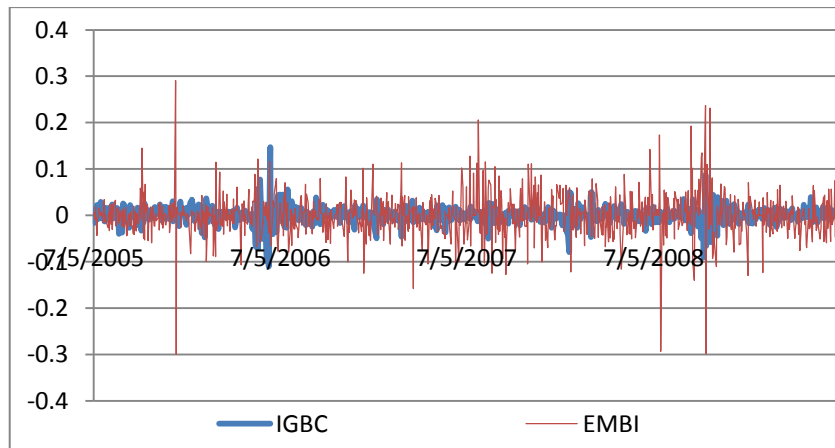
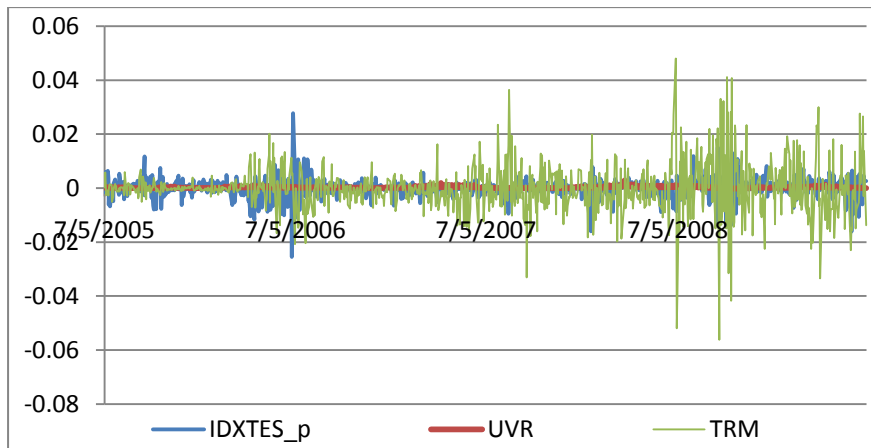
CRECIMIENTO ECONOMICO TRIMESTRAL EN COLOMBIA. I-2005 / IV-2008



Fuente: Cuentas Nacionales DANE

GRAFICO 4.

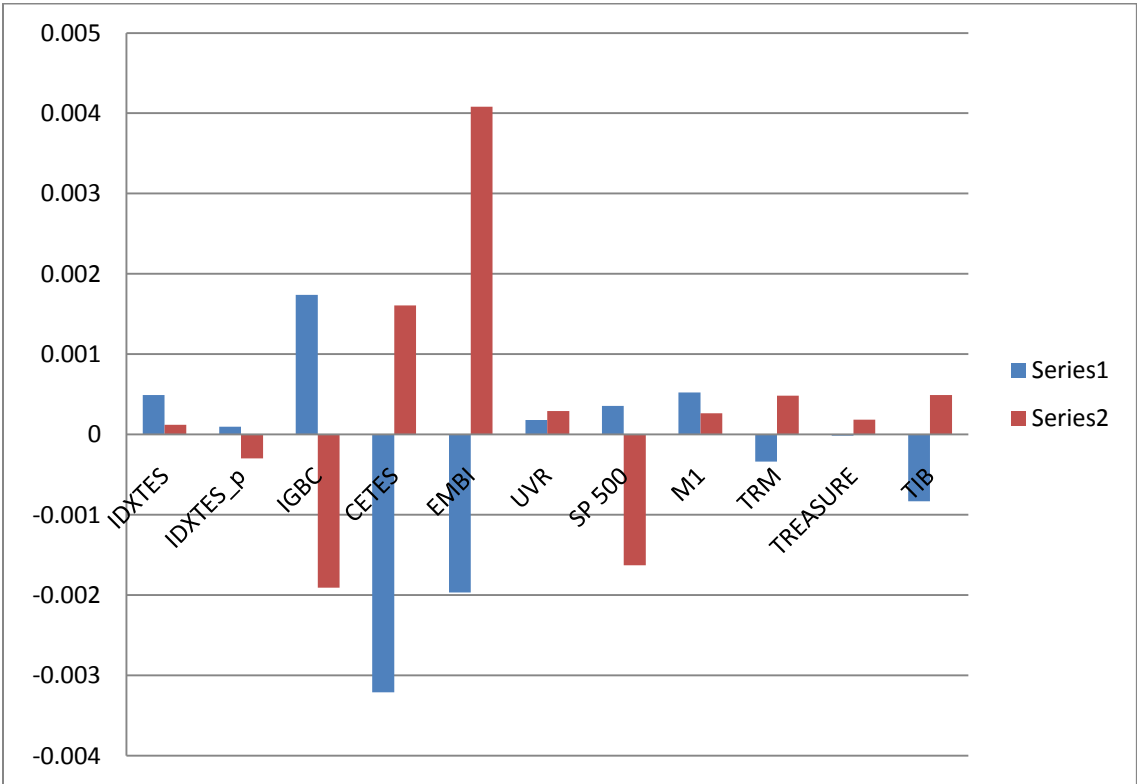
RENDIMIENTOS DIARIOS EN LAS VARIABLES DEL MODELO. 5 DE JULIO DEL 2005 – 30 DE JUNIO DEL 2009.



Luego de elegir los periodos de auge y de recesión, se hace necesario probar estadísticamente que el comportamiento de las variables del modelo en los periodos de auge es diferente a su comportamiento en los periodos de crisis. Para tal efecto se hace en primer lugar un acercamiento gráfico, comparando los rendimientos medios de cada una de las variables tanto en auge como en crisis. Como se puede observar en el Gráfico 5, para prácticamente todas las variables se muestra que el rendimiento medio en auge es bastante diferente al rendimiento medio en crisis, solo para el M1 y la UVR las diferencias no son tan marcadas. Este análisis sin embargo no es suficiente por lo cual se realiza un test de Kolmogorov Smirnov de tipo no paramétrico para probar que existe diferencia en las distribuciones de probabilidad observadas en crisis respecto a las distribuciones de auge.

GRAFICO 5.

RENDIMIENTO MEDIO EN CADA UNA DE LAS VARIABLES, TANTO EN AUGE COMO EN CRISIS



Este test compara las distribuciones de probabilidad de dos muestras a través de la máxima distancia que existe entre las distribuciones acumuladas de ambas, se eligió este test debido a que ninguna de las distribuciones de probabilidad de las variables mencionadas se acerca a una distribución teórica, por lo cual no son aplicables las pruebas paramétricas. Como se puede observar en el cuadro 2, existen diferencias estadísticamente significativas entre el comportamiento de las variables en auge y en recesión para casi todas las variables, solo se rechaza la hipótesis en el caso del M1 y en el caso de los Treasuries. Es de resaltar el comportamiento de los

Treasuries, debido a que según este resultado cumplen con ser títulos libres de riesgo también en el caso de los riesgos de mercado, si tenemos en cuenta la correlación existente entre las bolsas colombianas y las bolsas de EEUU (y de todo el mundo). La diferencia fundamental en el comportamiento de las variables en los auges y en las recesiones se enmarca en lo que encontraron Officer (1973), Schwert (1989), Hamilton y Lin (1996), Calvet, Fisher y Thompson (2003) y Diebolt y Yilmaz (2008), en el sentido de que, en general la volatilidad en los periodos de crisis es mayor respecto a los periodos de auge, tal como se muestra en el análisis gráfico del test de Kolmogorov Smirnov (Anexo 3).

CUADRO 2.

PRUEBA K-S PARA DIFERENCIA ENTRE DOS DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD

Variable	K-S Estimado	K-S Tabulado	p-value
EMBI	0.166852	2.41639	0.00001696
IGBC	0.130446	1.88915	0.00158915
TIB	0.131272	1.90112	0.0014512
SP 500	0.136867	1.98214	0.00077347
TRM	0.158108	2.28977	0.00005584
IDXP	0.138466	2.0053	0.00064303
M1	0.0505919	0.732685	0.656357
TREASURIES	0.0747513	1.08257	0.191989

De igual manera se realizó el test Mann Whitney (W-Test) para la diferencia de medianas de variable explicada (IDXP TES), por ser la más importante de nuestro análisis, la que refleja el comportamiento del mercado de TES en Colombia. En este caso se compara la mediana de los rendimientos de los TES en recesión con la mediana de los rendimientos en auge. En el primer caso el resultado es 0.000657245 y en auge es 0.000247081, teniendo como hipótesis nula que ambas medianas son equivalentes (estadísticamente), es decir que no existen diferencias significativas entre ambas medidas dá un W calculado de 93554.5, con un p-value de 0.0466935, da como resultado que no existe evidencia significativa para aceptar la hipótesis nula, o en otras palabras que ambas medianas son estadísticamente diferentes.

Como las series, aunque estacionarias (Anexo 4), no son completamente aleatorias, los resultados anteriores se refuerzan con el ajuste de modelos para las variables en cada uno de los períodos. Como se puede observar en el cuadro 3, los modelos y parámetros en siete de las ocho variables tomadas para el análisis son diferentes, lo cual es otra prueba de que (1) el comportamiento de las variables en general, tanto las de mercado como las fundamentales, son diferentes en auges y en recesiones, por ende (2) los modelos de medición de riesgo deben ser diferentes según el estado de la economía y el momento del ciclo económico y (3) las variables macroeconómicas se comportan, en general, de una forma congruente con la teoría económica.

CUADRO 3.

MODELOS DE REGRESION PARA CADA UNA DE LAS VARIABLES EN AUGE Y EN RECESION

Variable	AUGE					RECESION				
	b0	b1	bn	Orden ARMA	Orden GARCH	b0	b1	bn	Orden ARMA	Orden GARCH
EMBI	(*)-0.002897	(**)-0.14464	-	(1,0)	(1,1)	0.002511	-	-	(0,0)	(1,1)
IDEXPTES	0.0002	(**)-0.147939	0.067613	(3,0)	(1,1)	9.05E-05	-	-	(0,0)	(1,1)
IGBC	(**)-0.001965	(**)-0.139251	-	(1,0)	(1,1)	-0.000371	(*)-0.169799	-	(1,0)	(1,1)
SP 500	0.000524	(*)-0.102206	-	(1,0)	(1,1)	-0.000261	(**)-0.181091	-	(1,0)	(2,2)
M1	0.000559	-	(**)-0.096251	(5,0)	(1,1)	0.000264	-	-	(0,0)	(0,0)
TIB	-0.000837	(**)-0.107513	-	(1,0)	(1,1)	0.000385	(**)-0.281882	-	(1,0)	(1,1)
TREASURIES	-3.51E-05	(**)-0.601892	-	(0,1)	(1,1)	0.000308	(**)-0.656162	-	(0,1)	(1,1)
TRM	-0.000158	(**)-0.191715	-	(1,0)	(1,1)	(*)-0.000918	0.104991	-	(1,0)	(1,1)

Sin embargo, es de resaltar de nuevo el comportamiento de los treasuries del gobierno americano, que como se puede observar tienen parámetros, significancias y estructuras matemáticas bastante similares, lo cual es muy congruente con los análisis anteriores (recuerde que las distribuciones resultaron iguales con un nivel de confianza del 95), y que como hemos argumentado obedece también a una explicación teórica bastante relevante en el sentido de que son los activos timados como libre de riesgo en el mundo. De cualquier manera se observa que a pesar de que la *magnitud* de los parámetros es bastante similar, el signo es contrario en el auge respecto a la recesión. Lo anterior se explica por la contraciclicidad que presentan estos títulos toda vez que en el auge los agentes de mercado no ven la necesidad de protegerse o diversificar, lo cual disminuye el precio de los tesoros, por el contrario, en la recesión los agentes demandan tesoros y éstos suben de precio.

El mismo efecto contracíclico lo presenta el EMBI y la Tasa Interbancaria (TIB). El EMBI debido a la percepción de riesgo que tienen los agentes en el auge, cuando se hace menor respecto a la recesión cuando esta percepción aumenta; en un sentido similar, la tasa interbancaria disminuye en los auges por efecto de la poca necesidad de liquidez que presentan los bancos al presentarse poco default en sus clientes y créditos, de manera contraria en las recesiones se presenta una necesidad de liquidez mayor.

El mercado colombiano tiene una correlación positiva con los mercados de EEUU. En el mercado de Estados Unidos se refleja en el índice SP500. En épocas de auge el nivel del SP500 crece, pero su pendiente disminuye, es decir que el SP 500 se hace mayor con una tendencia a ser menor en el largo plazo como consecuencia de los ciclos económicos; lo contrario ocurre en las recesiones cuando el nivel decrece pero su tendencia a mediano plazo es a mejorar dada la pendiente positiva. El mercado accionario de Colombia tiene un comportamiento similar: Sin embargo en este caso la pendiente en el auge sigue siendo creciente, lo cual puede explicar el exceso de crecimiento que presenta Colombia en estas etapas de la economía.

La devaluación diaria, explicada en la variable "TRM" muestra una tendencia de largo plazo a la devaluación (que se explica en la pendiente), tanto en la recesión como en los auges, sin embargo, en las recesiones se revalúa, lo cual puede ser explicado por la fuga de inversiones (y de dólares) derivados de este ciclo económico, y que bien pueden refugiarse en los treasuries como explicamos anteriormente. En los auges ocurre lo contrario, se presenta una tendencia a la devaluación que puede ser explicada por el aumento de la inversión extranjera en el país.

La variación de la masa monetaria en auges y recesiones, es la única que parece comportarse en contra de la teoría económica según nuestros modelos. En teoría la masa monetaria debería variar positivamente en las épocas de recesión y de forma negativa en las épocas de auge, debido a que la política monetaria debe ser contracíclica. Sin embargo, en nuestro modelo se muestra que en ambos estados de la economía la variación de la masa monetaria es positiva, aunque levemente inferior en la recesión. Este resultado puede deberse a que el modelo de M1 en recesión fue el único que no resultó significativo a un nivel mínimo de confianza del 10%.

Después de separar adecuadamente los periodos de auge y recesión, de probar que el comportamiento de las variables es diferente en auges y recesiones, y de demostrar que el comportamiento de cada variable es congruente con la teoría económica, pasamos a construir un modelo econométrico en el que se pueda relacionar el comportamiento de las variables macroeconómicas con el comportamiento del mercado de TES Colombianos.

VERIFICACION DE LA SIGNIFICANCIA ESTADISTICA DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA VARIABILIDAD DE LOS TES

Debido a las grandes diferencias que existen entre auges y recesiones pasamos a construir un modelo econométrico que explique la volatilidad de los TES en cada una de estas etapas de la economía. Como se mencionó con anterioridad se construyeron modelos de series de tiempo teniendo en cuenta todos los supuestos necesarios, con especial atención en la estacionariedad de las series (Anexo 4). Los resultados se muestran a continuación:

CUADRO 4. MODELO DE AUGÉ PARA EL IDXP TES

Dependent Variable: IDXTES_P
 Method: ML - ARCH
 Date: 07/27/10 Time: 16:59
 Sample (adjusted): 3 662
 Included observations: 660 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Variance backcast: ON
 GARCH = C(9) + C(10)*RESID(-1)^2 + C(11)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob. > z
C	4.86E-05	0.000100	0.484591	0.6280
EMBI	-0.004753	0.001797	-2.644354	0.0082
IGBC	0.038121	0.005095	7.482216	0.0000
SP_500	0.015573	0.004486	3.471467	0.0005
TIB	-0.019662	0.003709	-5.300668	0.0000
TRM	-0.028489	0.012057	-2.362924	0.0181
AR(1)	0.101021	0.045908	2.200517	0.0278
AR(2)	0.061597	0.047080	1.308369	0.1907

	Variance Equation			
C	3.41E-07	8.37E-08	4.074714	0.0000
RESID(-1)^2	0.196151	0.032902	5.961655	0.0000
GARCH(-1)	0.760007	0.039041	19.46696	0.0000

R-squared	0.103935***	Mean dependent var	9.87E-05
Adjusted R-squared	0.090128***	S.D. dependent var	0.002629
S.E. of regression	0.002508***	Akaike info criterion	-9.377638
Sum squared resid	0.004083***	Schwarz criterion	-9.302767
Log likelihood	3105.621***	F-statistic	7.527782
Durbin-Watson stat	2.071726***	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	*****.30	*****-.20	
-	-	-	-

Correlogram of Standardized Residuals						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.033	0.033	0.7322	
		2	-0.004	-0.005	0.7415	
		3	0.079	0.079	4.9014	0.027
		4	-0.012	-0.018	4.9997	0.082
		5	0.031	0.034	5.6572	0.130
		6	0.035	0.027	6.4793	0.166
		7	0.007	0.008	6.5159	0.259
		8	-0.033	-0.039	7.2665	0.297
		9	0.077	0.077	11.268	0.127
		10	0.039	0.032	12.274	0.139
		11	0.019	0.022	12.517	0.186
		12	0.079	0.065	16.752	0.080
		13	0.034	0.029	17.510	0.094
		14	-0.022	-0.028	17.836	0.121
		15	0.030	0.016	18.432	0.142
		16	-0.035	-0.046	19.257	0.155
		17	0.011	0.018	19.336	0.199
		18	0.028	0.013	19.878	0.226
		19	0.024	0.027	20.286	0.260
		20	0.026	0.023	20.754	0.292
		21	0.021	0.011	21.066	0.333
		22	-0.011	-0.027	21.153	0.388
		23	0.022	0.021	21.490	0.429
		24	0.029	0.012	22.052	0.457
		25	0.016	0.018	22.229	0.506
		26	0.015	0.012	22.374	0.557
		27	-0.034	-0.039	23.185	0.567
		28	-0.029	-0.030	23.756	0.590
		29	0.009	0.004	23.808	0.641
		30	0.032	0.022	24.503	0.655
		31	-0.013	-0.014	24.625	0.698

Correlogram of Standardized Residuals Squared						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.016	-0.016	0.1604	
		2	-0.021	-0.021	0.4425	
		3	0.013	0.012	0.5537	0.457
		4	0.035	0.035	1.3584	0.507
		5	-0.016	-0.014	1.5289	0.676
		6	0.052	0.053	3.3226	0.504
		7	-0.028	-0.028	3.8442	0.572
		8	-0.038	-0.037	4.8038	0.569
		9	0.035	0.033	5.6425	0.582
		10	0.001	-0.003	5.6428	0.687
		11	-0.022	-0.016	5.9587	0.744
		12	-0.008	-0.011	6.0055	0.815
		13	0.009	0.007	6.0581	0.869
		14	-0.017	-0.013	6.2561	0.903
		15	-0.017	-0.021	6.4455	0.928
		16	-0.006	-0.006	6.4686	0.953
		17	-0.068	-0.065	9.5760	0.846
		18	-0.024	-0.026	9.9614	0.869
		19	-0.043	-0.049	11.225	0.845
		20	0.018	0.019	11.436	0.875
		21	-0.016	-0.010	11.614	0.901
		22	0.072	0.072	15.153	0.768
		23	0.035	0.045	15.979	0.771
		24	0.032	0.035	16.681	0.781
		25	-0.024	-0.023	17.085	0.805
		26	0.040	0.032	18.179	0.794
		27	-0.001	-0.003	18.180	0.835
		28	0.017	0.012	18.374	0.862
		29	-0.038	-0.042	19.353	0.857
		30	-0.044	-0.046	20.699	0.838
		31	-0.011	-0.015	20.785	0.867
		32	0.004	-0.006	20.797	0.894

CUADRO 5. MODELO DE RECESION PARA EL IDXP TES

Dependent Variable: IDXP_TES					Correlogram of Standardized Residuals Squared									
Method: ML - ARCH					Date: 07/31/10 Time: 11:45									
Date: 07/28/10 Time: 14:20					Sample: 1 307									
Sample: 1 307					Included observations: 307									
Included observations: 307					Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob									
Convergence achieved after 33 iterations														
Variance backcast: ON														
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)														
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob				
C	-0.000148	0.000208	-0.712421	0.4762	1	-0.008	-0.008	0.0203	0.887	1	-0.002	-0.002	0.0017	0.967
EMBI	-0.008490	0.003920	-2.165724	0.0303	2	-0.049	-0.049	0.7711	0.680	2	0.033	0.033	0.3346	0.846
IGBC	0.078008	0.004673	16.69509	0.0000	3	0.028	0.027	1.0091	0.799	3	-0.044	-0.044	0.9340	0.817
M1	-0.047939	0.015804	-3.033436	0.0024	4	0.005	0.003	1.0185	0.907	4	-0.023	-0.024	1.0935	0.895
Variance Equation					5	-0.028	-0.025	1.2644	0.939	5	-0.041	-0.039	1.6290	0.898
C	4.82E-07	2.37E-07	2.037174	0.0416	6	0.043	0.043	1.8539	0.933	6	-0.042	-0.042	2.1739	0.903
RESID(-1)^2	0.151993	0.042162	3.604951	0.0003	7	0.050	0.048	2.6332	0.917	7	0.081	0.082	4.2628	0.745
GARCH(-1)	0.840043	0.041276	20.35191	0.0000	8	-0.006	-0.000	2.6457	0.955	8	-0.055	-0.057	5.2343	0.732
Mean dependent variable					9	-0.003	-0.000	2.6481	0.977	9	0.002	-0.009	5.2353	0.813
S.D. dependent variable					10	-0.081	-0.086	4.7673	0.906	10	-0.001	0.006	5.2359	0.875
Akaike info criterion					11	0.018	0.019	4.8725	0.937	11	0.007	0.003	5.2531	0.918
Schwarz criterion					12	0.133	0.128	10.553	0.568	12	-0.025	-0.023	5.4551	0.941
F-statistic					13	-0.051	-0.048	11.385	0.579	13	0.075	0.078	7.2674	0.888
Prob(F-statistic)					14	-0.060	-0.053	12.539	0.563	14	-0.029	-0.041	7.5490	0.911
					15	0.081	0.068	14.667	0.476	15	0.025	0.028	7.7462	0.934
					16	-0.059	-0.055	15.798	0.467	16	0.004	0.010	7.7517	0.956
					17	-0.027	-0.005	16.035	0.521	17	0.006	0.001	7.7622	0.971
					18	0.076	0.056	17.917	0.461	18	-0.056	-0.053	8.7833	0.965
					19	0.079	0.070	19.996	0.395	19	-0.020	-0.009	8.9117	0.975
					20	-0.073	-0.062	21.773	0.353	20	0.051	0.040	9.7829	0.972
					21	-0.005	-0.003	21.781	0.412	21	0.044	0.059	10.430	0.972
					22	-0.007	0.001	21.796	0.472	22	-0.018	-0.033	10.541	0.981
					23	-0.066	-0.071	23.272	0.445	23	0.038	0.037	11.022	0.983
					24	-0.006	-0.031	23.285	0.503	24	-0.057	-0.059	12.129	0.978
					25	0.042	0.053	23.875	0.527	25	-0.009	0.006	12.154	0.985
					26	-0.076	-0.082	25.804	0.474	26	0.023	0.026	12.327	0.988
					27	-0.004	-0.019	25.809	0.529	27	-0.019	-0.024	12.455	0.992
					28	-0.042	-0.020	26.413	0.550	28	-0.033	-0.047	12.823	0.994
					29	-0.014	0.007	26.477	0.600	29	-0.050	-0.036	13.688	0.993
					30	0.093	0.063	29.440	0.495	30	0.096	0.084	16.873	0.974
					31	-0.084	-0.097	31.860	0.424	31	0.061	0.085	18.171	0.967
					32	-0.076	-0.045	33.846	0.378	32	0.060	0.043	19.398	0.961

Las variaciones de precio en el mercado de TES dependen de la oferta y la demanda de este tipo de títulos, que en su gran mayoría se encuentran en manos de inversionistas institucionales. En este sentido, la observación acerca de cuáles son las variables “fundamentales” y de mercado que son significativas para explicar el comportamiento de los TES, es homologable a la explicación acerca de qué tipo de variables están mirando los agentes de mercado para tomar su decisión de comprar o de vender estos activos. De acuerdo al número de variables que resultan significativas se puede inferir la generalidad del mercado que tanto está tomando decisiones “racionales”, es decir que tanto las decisiones de los agentes en general tienen en cuenta toda la información existente del mercado para decidir si comprar o vender.

En este sentido se puede observar que el modelo de Auge tiene cinco variables explicativas, tres de ellas que se pueden considerar fundamentales (EMBI, TIB y TRM) y dos de mercado (IGBC y SP 500). En contraste el modelo de recesión solo tiene en cuenta tres variables explicativas, dos de ellas fundamentales, sin embargo esto no quiere decir que en épocas de recesión las personas sean más “irracionales” al tomar sus decisiones, sino que las toman teniendo en cuenta menos variables.

En épocas de auge los agentes compran TES cuando el EMBI disminuye, lo que ocasiona a su vez que entren dólares y haya reevaluación. Del mismo modo cuando los recursos se hacen más baratos (la TIB disminuye), se utilizan en alguna medida para la compra de TES; estas relaciones teóricas explican el signo negativo de estas tres variables en el modelo. Los agentes también tienen como referencia el mercado local y el mercado mundial, de tal manera que cuando alguno de los dos (o ambos) se comportan de manera positiva, los agentes están más optimistas frente al comportamiento de la economía y compran TES, lo cual explica el signo positivo de las dos variables.

En recesión, ocurre exactamente lo mismo que en el auge con el EMBI y con el IGBC, sin embargo también resulta significativo el comportamiento de la masa monetaria, de tal manera que cuando disminuye se hace más difícil para los agentes comprar TES, y cuando aumenta se hace más fácil, lo cual explica el signo negativo de esta variable.

De esta manera, las variables macroeconómicas y de mercado cumplen en significancia estadística y en comportamiento teórico la forma de relacionarse con la variación en el precio de los TES. Teniendo en cuenta estas relaciones pasamos a realizar una simulación financiera para estimar el VaR en ambos estados de la economía.

Como se ha demostrado no existen argumentos teóricos que soporten problemas de simultaneidad de las series, tanto la variable explicada (IDXTES), como las variables explicativas entre sí, tienen explicaciones teóricas que soportan la idea de que la volatilidad de los TES se da un periodo después de que es observado el comportamiento de las variables explicativas que lo determinan, de la misma manera, no hay una variable que explique de manera autónoma el comportamiento único de dos o más variables explicadas por fuera de las expectativas de los agentes, que es en últimas el determinante común por excelencia de todos los comportamientos del mercado de valores.

CONSTRUCCION DEL MODELO DE VAR PARA LOS TES COLOMBIANOS EN RECECION Y EN CRECIMIENTO

Los modelos se construyeron tanto para el auge como para la recesión a través de una simulación realizada en MatLab® teniendo en cuenta la distribución empírica de las variables explicativas (macroeconómicas y de mercado) y relacionándolas entre sí a través de los betas estimados con los modelos econométricos que se presentaron en el apartado anterior. De esta manera se realizaron tres simulaciones de la distribución de probabilidad en auge y recesión, cada una de ellas con 10.000 iteraciones. Los resultados se muestran en el grafico 6.

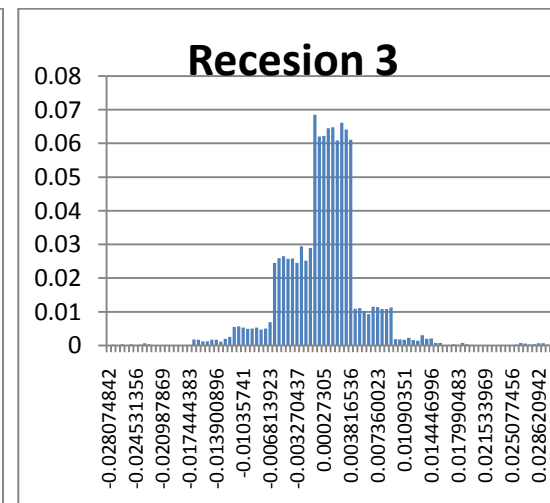
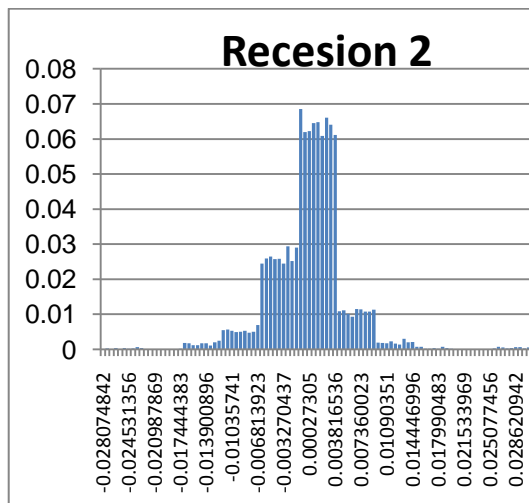
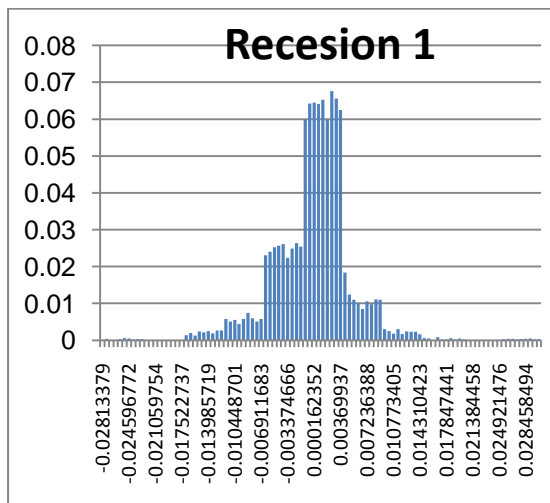
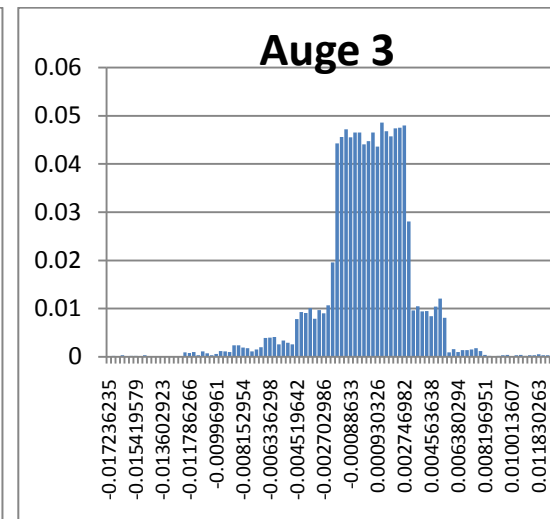
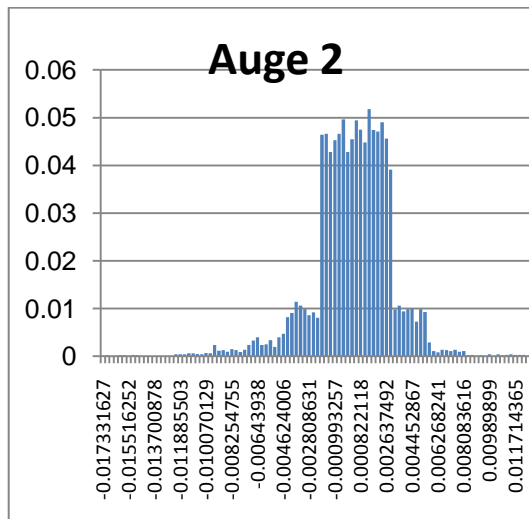
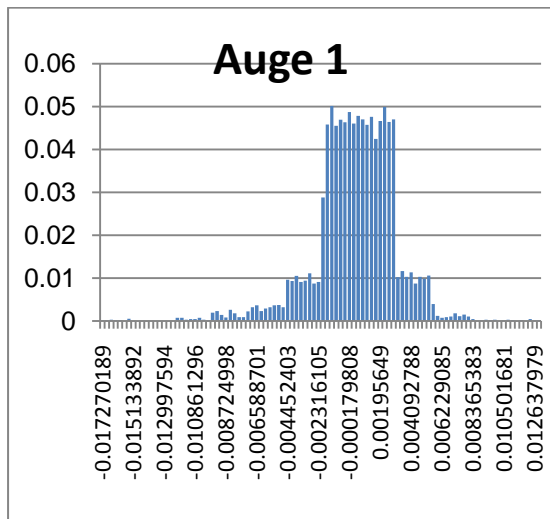
Como se puede observar en el Cuadro 6, las tres simulaciones tienen resultados bastante similares: El comportamiento de los TES en auge es bastante diferente a su comportamiento en las recesiones. En general la distribución en los auges es mas sesgada hacia la izquierda, lo que quiere decir que el grueso de la probabilidad se encuentra en unos rendimientos más positivos entre -0.5% y 0.5%. En contraste la distribución en los auges es menos sesgada, pero con un 90% de confianza los rendimientos de los TES se encuentran entre -0.8% y 0.8% aproximadamente, es decir que tienen una mayor varianza y mayores pérdidas probables. Respecto a la curtosis, se puede observar que las distribuciones de los auges tienen menos curtosis que las distribuciones de las recesiones, es decir que en las recesiones existen colas más pesadas, o dicho de otro modo hay más probabilidad de que los rendimientos tomen valores extremos.

Como conclusión parcial podemos afirmar entonces que en las recesiones los rendimientos de los TES (1) tienen una probabilidad mayor de ser menores, (2) existe una mayor volatilidad en los rendimientos y (3) existe una mayor probabilidad de que se presenten valores extremos; estas tres conclusiones no son contraintuitivas y son congruentes con la evidencia empírica. Como resultado en los auges tenemos un rendimiento mínimo diario de -1.72%, mientras en las recesiones tenemos un rendimiento mínimo de -2.8%.

Contrastando los resultados de nuestro modelo de riesgo con lo realmente presentado en los TES colombianos (IDXPTES), tenemos que en los periodos catalogados como recesión el índice presentó una pérdida máxima de -2.6%, mientras en los auges se presentó una pérdida máxima de -1.61% lo cual se ajusta a los resultados de nuestro modelo.

GRAFICO 6.

DISTRIBUCION DE PROBABILIDAD SIMULADA PARA LOS RENDIMIENTOS DE LOS TES.



Para calcular las pérdidas máximas se deben convertir los rendimientos (dados en tiempo continuo) en variaciones porcentuales (dadas en tiempo discreto), esto se logra con una sencilla conversión matemática: Sea X es el rendimiento continuo y r_t el rendimiento de los TES en el periodo t, entonces:

$$X = \ln(r_t/r_{t-1})$$

$$e^x = e^{\ln(r_t/r_{t-1})}$$

$$e^x = (r_t/r_{t-1})$$

$$e^x - 1 = (r_t/r_{t-1}) - 1$$

Donde $(r_t/r_{t-1}) - 1$ es la variación porcentual dada en tiempo discreto. De esta manera, la pérdida máxima probable en las tres simulaciones, tanto en tiempo continuo como en tiempo discreto se muestra en el cuadro 6.

CUADRO 6. PERDIDAS MAXIMAS, LOGARITMICAS Y ARITMETICAS, PARA EL IDXP TES BAJO LAS TRES SIMULACIONES.

Perdidas máximas (logarítmicas)		
Simulación	Auge	Recesión
1	-0.01727019	-0.02813379
2	-0.01733163	-0.028074842
3	-0.01723623	-0.028074842

Perdidas máximas (aritméticas)		
Simulación	Auge	Recesión
1	-0.017121914	-0.02774172
2	-0.017182298	-0.027684406
3	-0.017088541	-0.027684406

Perdidas en porcentaje (logarítmicas)		
Simulación	Auge	Recesión
1	-1.727%	-2.813%
2	-1.733%	-2.807%
3	-1.724%	-2.807%

Perdidas en porcentaje (aritméticas)		
Simulación	Auge	Recesión
1	-1.712%	-2.774%
2	-1.718%	-2.768%
3	-1.709%	-2.768%

De esta manera, en una inversión de 1000 millones colocados en TES se tiene una pérdida máxima probable de 27.74 millones diarios en recesión y de 17.18 millones diarios en épocas de auge.

Estos resultados son bastante ajustados a la realidad comparados con modelos más estándares, en particular, los modelos dictados por Basilea sobrevaloran el riesgo de mercado, dando resultados entre 3% y 10% de acuerdo a la calificación de riesgo de crédito de las entidades, y el modelo estándar de la Superfinanciera tiene resultados menos volátiles pero también sobrevalora el riesgo de mercado teniendo resultados entre un 3% y un 5% (Durán, et al, 2007:333). Por otro lado el modelo paramétrico (que asume que los rendimientos tienen una distribución normal) subvalora el riesgo de mercado dando como resultado un VaR incluso menor al 1% (Ibídem, 139); lo cual hace de este modelo una medida bastante más ajustada que las tradicionales.

CONSIDERACIONES FINALES / FINAL CONSIDERATIONS

El papel de las entidades financieras en los ciclos económicos es bastante importante toda vez que el 81% del dinero de la economía es creado por los intermediarios financieros a través de sus operaciones crediticias y de mercado. Según cifras del Banco de la República, al terminar el primer semestre de 2010 la economía colombiana contaba con 202 billones de pesos, de los cuales solo 38 billones habían sido emitidos por el banco central. En este sentido la actitud restrictiva o abierta de los bancos en sus operaciones determinará el sentido y el ritmo de la actividad económica. De esta manera la actividad bancaria es un actor fundamental en la determinación del crecimiento económico, dado que puede (1) crear restricciones en la oferta de dinero que lleven a un estancamiento de la actividad económica, (2) generar una oferta de dinero adecuada para un crecimiento moderado ó (3) generar excesos de dinero que tengan como consecuencia burbujas especulativas en los mercados no intermediados y ofertas excesivas de crédito en los mercados de crédito.

Desafortunadamente la última alternativa es la que viene ocurriendo desde que los bancos empezaron a tener actividades internacionales, lo cual ha impulsado a que se generen aproximadamente dos crisis financieras en cada década desde la segunda mitad de los años setentas. En este sentido el papel de las regulaciones financieras y de los modelos de riesgo es obligar a las entidades financieras a tener una actitud contracíclica, es decir a ser restrictivos en las épocas de auge y laxos en las épocas de recesión, de tal manera que (1) no sean catalizadores de la profundización de los ciclos económicos (y por ende de las crisis) y (2) que en las épocas de auge puedan guardar mas capitales y provisiones que les sean útiles cuando venga la fase de crisis.

La última crisis financiera de nuevo ha tenido como consecuencia una reforma en las regulaciones financieras, esta reforma se viene presentando en los mercados financieros más importantes del mundo, en particular Estados Unidos de América, Europa y varios países de Asia, concentrándose en nuevas regulaciones para la estructuración de productos financieros, regulaciones estrictas a los incentivos de los ejecutivos por aumentos en el precio de mercado de sus compañías, restricciones respecto al pago de salarios de los gerentes de primer y segundo orden de las compañías financieras, cambios en las estructuras de aseguramiento de títulos y compañías y restricciones en las operaciones de bolsa de valores para las comisionistas, entre otras. Sin embargo las regulaciones siguen teniendo un tratamiento tradicional respecto al aspecto contracíclico que deben tener los modelos, es decir se realizan modelos de medición de riesgo contracíclicos, pero que no tienen en cuenta el entorno macroeconómico como factor de riesgo en la medición.

Este trabajo propone que se tenga en cuenta el entorno macroeconómico en los modelos de riesgo de crédito y de mercado, en particular la modelación de riesgo de mercado de los TES que se presenta aquí es fácilmente aplicable a otro tipo de títulos. La contraciclicidad subyacente se encuentra en aplicar los modelos de auge cuando la economía se encuentra en recesión y viceversa, dado que, como se pudo comprobar, las pérdidas máximas estimadas (y reales) de los TES en recesión son casi un 70% mayores a las respectivas pérdidas en épocas de auge.

BIBLIOGRAFIA/BIBLIOGRAPHY

ARANGO, Luis E., Melo, Luis F., y Vásquez, Diego M (2002), Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia. Borradores de Economía No 196. Banco de la República.

AROSEMENA. A. M. Y arango I. E. (2002), Lecturas alternativas de la estructura a plazo: una breve revisión de la literatura, Borradores de Economía, No 223, noviembre, Banco de la República.

BATEMAN (2009). The Global Financial Crisis: Some general thoughts on what caused it, what impact it has had, and how we might avoid a repetition. En: Primer Simposio Internacional de Economía y Finanzas. Medellín – Colombia. Universidad Eafit. Septiembre de 2009.

BERNARD, H. Y S. Gerlach (1996), Does the term structure predict recessions? The international evidence, Working Paper No 37. BIS

BIS (1988). International Convergence Of Capital Measurement And Capital Standards. Bank for international Settlements. Basilea: 1988.

_____ (1997). Principles for the Managment of Interest rate Risk. Bank for International Settlements. Basilea: 1997.

_____ (2003), International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A consultative document, Bank for international Settlements. Basilea: 2003.

_____ (2005). Enmienda al Acuerdo de Capital para incorporar riesgos de mercado. [<http://www.bis.org/publ/bcbs119es.pdf>]. [Soporte Electrónico]. Banco de Pagos Internacionales. 2005. Basilea (Suiza): Actualizado en noviembre de 2005. (online) Fecha de consulta: 19 de Febrero de 2007.

BLANCHARD, Olivier; 2000. Macroeconomía Teoría Política Económica con aplicaciones a América Latina, capítulo 21 – Patologías II: una inflación elevada. Prentice Hall Ibero, Buenos aires, 2000.

BODIE Z, KANE A, Marcus A. J. Principios de inversiones, Quinta edición, Ed. Mc Graw Hill, 2004, Pág. 46.

BODIE, Zvi ; KANE, Alex ; MARCUS, Alan J; 2004. Principios De Inversiones. 5 Ed. Madrid : Mcgraw-Hill, 2004. 578p.

Bolsa de Valores de Colombia (BVC) (2005). “Método de estimación de la Curva Cero Cupón para Títulos TES tasa fija en pesos (CEC en pesos) y la Curva Cero Cupón para Títulos TES en UVR (CEC UVR)”, abril, Documento Técnico

CAMPBELL, J. Y., A. W. Lo, and A.C. MacKinlay, (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.

CARRASQUILLA (1998), Alberto. Causas y efectos de las crisis bancarias en América Latina. En: Banco Central de Bolivia. Bolivia: con ocasión de su 70 aniversario, 21 y 22 de Julio de 1998. Ministerio de hacienda de Colombia.

CEC-EAFIT, 2007. Centro de Educación Continua, Universidad EAFIT. Diplomado de operación Bursátil. Medellín – Colombia.

CULTBERSON, J. (1957). “The term structure of interest rates”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol 71, Pág. 485-517

De Lara Haro Alfonso (2004), *Medición y Control de riesgos financieros*, Ed. Limusa, Pgs: 210.

DIEBOLD Francis and YILMAZ Kamil (2008). *Macroeconomic Volatility And Stock Market Volatility*, Worldwide. National Bureau of Economic Research. NBER Working Papers Series. Working Paper 14269. Cambridge; August 2008.

Dirección de Investigación y Desarrollo BVC (2002). “Métodos de estimación de la curva cero cupón para títulos TES”, noviembre, Bolsa de Valores de Colombia.

DURAN Juan Pablo, GOMEZ Richard y Otros (2007). *El riesgo de Mercado: Un enfoque analítico y comparativo*. Grupo de Investigación en Finanzas y Banca. Semillero Bufete Financiero. Informe de Investigación: Universidad EAFIT. Medellín, Colombia, 426 pags.

DURAN Juan Pablo, GUTIERREZ Camilo Alberto y Otros (2009). *El microcrédito social como herramienta para la disminución de la pobreza estructural en Medellín*. Grupo de Investigación en Finanzas y Banca. Semillero Bufete Financiero. En: Universidad EAFIT. Medellín, Colombia.

FABOZZI, Frank J . *Bond Markets Analysis And Strategies*. 6 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 760p

FISHER, I. (1986), “Appreciation and Interest”, *AEA Publications* (3) 11, Pág 331-442

FRIEDMAN, Milton, 1992. *LA ECONOMIA MONETARISTA* (Título original en inglés: “Monetarist Economics”). Primera Edición. Barcelona: Editorial Gedisa S.A., 1992.

GORDON, Robert; 1998. *El gasto, las tasas de interés y la curva IS*”, *Macroeconomía*, 2ª ed, México, 1998, Vol. 2, pp 58-83

HAMILTON, J.D. and LIN, G. (1996), “Stock Market Volatility and the Business Cycle,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 573-593.

- HICKS, J. (1939). Value and Capital, Segunda Edición, Londres, Oxford University Press
- HUERTAS, Carlos A, JALIL, Munir y otros, 2005. [Algunas Consideraciones Sobre El Canal Del Crédito Y La Transmisión De Tasas De Interés En Colombia,](#) " [BORRADORES DE ECONOMIA](#) 001962, BANCO DE LA REPUBLICA
- JORION, CROUHY, GALAI, entre otros. (2000). The Profesional's risk Management Handbook. 510 p.
- JORION Philippe (2002), Valor en Riesgo, Ed. Limusa.
- JP Morgan and Reuters (1996), RiskMetricsTM: Technical Document, Fourth Edition
- LLANO Natalia. Manual de bonos de Bancolombia S.A. Medellín: Universidad Eafit, facultad de derecho, 2006. 66 Pág.
- MAYA Cecilia, TORRES Gabriel; 2005. Las caminatas aleatorias no son de este mundo. En: Revista de la universidad EAFIT. Vol 48, Número 138. Medellín – Colombia. 19 p.
- MCCULLOCH, J. H. (1971), Measuring the term structure of interest rates, Journal of Busines, Vol 44, Pág 19-31
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público, 2005. http://www.minhacienda.gov.co/pls/portal30/docs/PAGE/ENDEUDAMIENTO/TES_GENERALIDADES_VER2/QUESON/GENERALIDADESTES.PDF
- MODIGLIANI F. y R. SUTCH (1966). "Innovations in interest rate policy", American Economic Review, Papers and proceedings supplement, Vol. 56, Pág. 178-197
- NELSON, C. R. y A. F. SIEGEL, (1987), Parsimonious modeling of yield curves, Journal of Busines, Pág 473-489
- Reportes del emisor (2003). La estructura a plazo de las tasas de interés y su capacidad de predicción de distintas variables económicas, No. 44, enero, Banco de la República.
- RESTREPO, Diego, 2007. Calibración de los modelos Hull y White (1990) y Black y Karasinski (1991). Análisis Componentes principales de la curva CECPESOS. Trabajo de grado para optar por el título de Magíster (MsC) en Finanzas. Universidad EAFIT. Noviembre de 2007
- REVEIZ Y LEON (2008). Índice representativo del mercado de deuda pública interna (IDXTES). En: Borradores de Economía No 488. Banco de la República de Colombia. 26 p.
- RISKMETRICS (1999). Risk Metrics Technical document. Risc Metrics Group. 170 p
- SARGENT, T., (1987), Dynamic Macroeconomic Theory, London: Harvard University Press.

TALEB Nassim Nicholas, (2010). The Black Swan: The impact of the Highly Improbable. Random House Trades Paperbacks, New York. Second Edition.

VILARIÑO, Miguel A; (2000). Turbulencias Financieras y Riesgos de Mercado. Tercera edición. México: Ed. Prentice Hall. 430 p.

VILLALBA, OROSCO Y BURITICÁ. (2006). La gestión del Riesgo de Mercado como herramienta para la estabilidad económica. En: Revista Ad-Minister, Ed. Especial Finanzas. Revista de la escuela de administración. Universidad EAFIT. Medellín-Colombia.

ANEXO 1. EFECTOS DOMINO: DESCRIPCION DE ALGUNAS CRISIS ASOCIADAS AL RIESGO DE MERCADO

La globalización provoca un aumento en la incertidumbre y en los riesgos económicos y financieros, debido a la interconexión e interdependencia de los países. Se presenta entonces una mayor exposición a efectos dominó que amenazan con afectar negativamente a todos los agentes de la economía (personas, empresas y Estados)²⁴. Los capitales financieros se mueven por el mundo a través de las diferentes bolsas de valores con cada vez menos restricciones, lo que aumenta la posibilidad de efectos dominó, el primer ejemplo masivo de crisis con efectos dominó asociados al riesgo de mercado ocurrió a principios de los noventa empezando por la crisis bancaria en Japón, la crisis asiática y la moratoria Rusa (Durán et al, 2007)²⁵, un ejemplo más reciente se encuentra en la última crisis financiera global.

BURBUJA FINANCIERA Y CRISIS BANCARIA EN JAPÓN

La economía japonesa era considerada un ejemplo de éxito económico en 1989. Diez años después de la destrucción de la II Guerra Mundial, Japón se convierte en una potencia entre 1955 y 1988 cuando su PIB se multiplicó por nueve y la renta per cápita alcanzó niveles superiores a los de Estados Unidos. La capitalización de las bolsas japonesas en este periodo estaban por encima de las estadounidenses, para 1989 el tamaño del mercado bursátil japonés era el 41% del total mundial. En el año de 1989 el índice NIKKEY 225 de la bolsa de Tokio crece un equivalente anual de 31% respecto a los cuatro años anteriores (Ibídem).

Después de estos crecimientos tan acelerados a comienzos de los noventa las ventas se impusieron, lo que ocasiona que desde el 2 de abril de 1990 el mercado empiece a ver una caída libre en sus precios originando una disminución progresiva: el 2 de abril de 1990 el índice disminuyó en un 28%, luego el primero de octubre desciende el 48% y continua con esta tendencia a la baja por dos años más, en los cuales pierde hasta el 63% desde el nivel máximo alcanzado a finales de 1989. La crisis del mercado accionario se extendió a los precios de los inmuebles y del suelo, los cuales registraron comportamientos que convergen con los precios de las acciones después de haber crecido en los cinco años anteriores un 20%.

Antes de la crisis financiera las entidades bancarias contaban con una segmentación de las actividades al interior de los bancos y un mercado de capitales estrecho y reglamentado que lo mantenía aislado de los mercados internacionales. Bajo este panorama los riesgos financieros tenían un perfil bajo: el riesgo de tasa de interés prácticamente no existía debido a las políticas de tipo de interés y la regulación alcanzaba a cubrir hasta los plazos de las operaciones. Bajo este sistema, los márgenes de intermediación eran bastante predecibles y estrechos. Este modelo incluía además una relación muy fuerte entre los bancos gestores y las empresas financiadas, lo que favorecía la obtención de información para el manejo de los riesgos crediticios.

Posteriormente, la liberación financiera al interior y al exterior de Japón alteró la estabilidad del modelo: las empresas expandieron sus fuentes de financiación interna y externa, y por ende empiezan a cobrar importancia los riesgos de tasas de interés y de crédito. Dentro de la liberalización financiera, los hechos particulares que más favorecieron la crisis fueron: (1) la desregulación de los tipos de interés, (2) la permisibilidad respecto a préstamos de corto plazo y (3) el aumento desproporcionado de la liquidez en la economía. Respecto al primer punto, se producen cambios en la regulación financiera, entre ellos, la disminución de los controles sobre los tipos de interés de las operaciones bancarias, trayendo como consecuencia la pérdida de los clientes de mayor calidad para el sector bancario nacional y la apertura de un fuerte proceso de competencia, lo cual provoca una caída en los márgenes de intermediación y las utilidades. Respecto al segundo punto se autorizan préstamos en divisas a corto plazo lo que en 1987

²⁴ Los riesgos asociados al nuevo ordenamiento financiero mundial han generado grandes catástrofes, entre ellas la quiebra del Banco Barings en 1994, el colapso del peso mexicano, la crisis asiática, la devaluación del real, la moratoria Rusa en 1998 y, más recientemente, la crisis de Argentina en 2002, la caída de las principales monedas latinoamericanas, la pérdida de confianza en los mercados bursátiles de Estados Unidos en 1994, y la burbuja tecnológica en el 2000, entre otros.

²⁵ Para ver más ejemplos de estas pérdidas, Ver De Lara 2004, Basilea 1988, Basilea 2004 y Vilariño 2001, entre otros.

ocasiona una revaluación del Yen con respecto al dólar del 50%. Por último, en el tercer punto, se implementa una política monetaria expansiva por medio de una oferta monetaria que ocasionó una disminución de los tipos de interés de corto plazo; medidas que no tuvieron efectos significativos en el crecimiento del sector real (dado que la economía ya presentaba un recalentamiento), por el contrario, la inyección de liquidez produce un efecto de valorización sobre los activos financieros y sobre los bienes inmuebles. Todo esto contribuyó a crear una burbuja especulativa puesto que los aumentos de los precios fueron mucho mayores a los que determinaban la mejora de las variables fundamentales.

Las consecuencias de esta crisis aparentemente solo financiera se extiende a toda la esfera económica de la región: el desplome de los precios de los activos inmobiliarios tuvo un fuerte impacto en el sector financiero, lo que provocó un “efecto riqueza” negativo desalentando el consumo e incrementando los costes de capital, lo cual aumentó la prima de riesgo y trajo problemas de financiación por las tres fuentes (acciones, bonos y prestamos). Bajo este contexto, el sector productivo tiene problemas de liquidez. Además, el incremento de la prima de riesgo induce un fuerte impacto sobre las garantías y las provisiones requeridas por las entidades financieras. Todo lo anterior redundando en un estancamiento de toda la actividad económica por más de 10 años.

LA CRISIS ASIÁTICA

La crisis financiera de Asia Oriental se presenta como un coletazo de la crisis en Japón. Ésta detonó con la devaluación del baht Tailandés el 2 de julio de 1997, lo que resultó realmente sorprendente dados los logros de crecimiento sostenido previos a la crisis. Las políticas desarrolladas por los países asiáticos eran tomadas como ejemplo de lo que se debería hacer. Su modelo había sido exitoso, medido tanto por los resultados económicos, como por avances en la parte social, la reducción de la pobreza, los altos niveles de educación y una distribución relativamente igualitaria de los ingresos. En fin gozaban de una salud económica envidiable y ejemplar. (Ibíd.).

Durante el segundo semestre de 1997 los precios de las divisas, acciones y bonos de un grupo de países asiáticos sufrieron grandes convulsiones, comenzando por Tailandia y continuando con Malasia, Indonesia y Filipinas; consecutivamente el contagio llega a Corea del Sur, posteriormente a las bolsas de Taiwán, Singapur y Hong Kong, con ataques especulativos y caídas bursátiles. La vulnerabilidad de las economías y un comportamiento especulativo generalizado de los inversionistas facilitó la aparición de burbujas de precios en los mercados financieros.

Antes del estallido de la crisis se dieron algunos indicadores que señalaban la existencia de ciertas “debilidades” en algunas economías de la zona: las exportaciones sufrieron una desaceleración en todos los países analizados, el dólar se revaluó durante 1996, la divisa china se devaluó en 1994 pasando de 5,76 a 8,61 renminbi por dólar de Estados Unidos, se generó un déficit en cuenta corriente por las salidas de capital y las bolsas de Tailandia, Corea e Indonesia tuvieron un comportamiento a la baja en 1997. A pesar de estos síntomas la crisis estalla con la devaluación del baht, lo cual abre una dinámica de ventas masivas y operaciones especulativas en los diferentes mercados financieros de la región e incluso por efecto de contagio llega a tener consecuencias en el mercado latinoamericano.

LA MORATORIA RUSA

Así como la crisis asiática es un efecto de la crisis japonesa, la moratoria rusa es a su vez un coletazo de la crisis asiática. Los problemas de déficit público en Rusia fueron solucionados con cambios en la financiación que se había obtenido con títulos de deuda pública comprados por bancos e inversionistas extranjeros, y a través de créditos otorgados por el FMI. En 1998 el gobierno ruso y el Banco Central de Rusia anunciaron un importante paquete de medidas que

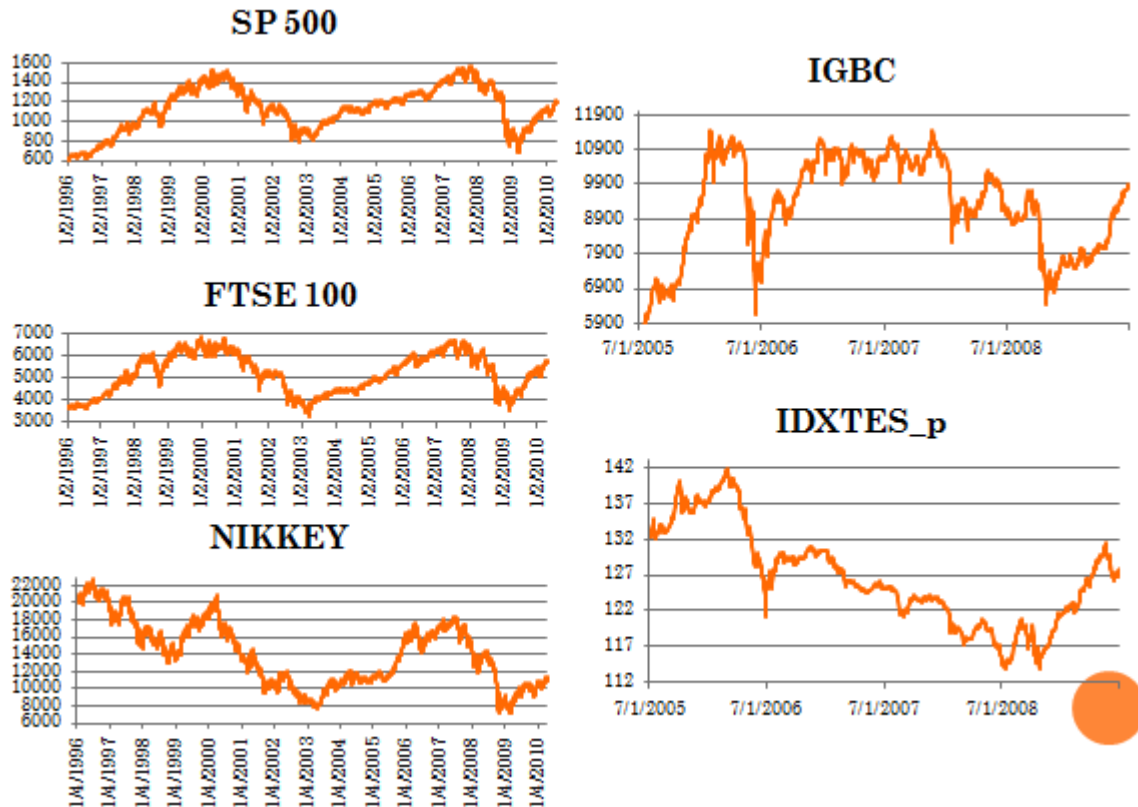
afectaba principalmente los compromisos de pagos privados con los inversionistas no residentes y también modificaciones en la política de tipo de cambio. Esencialmente la reforma ampliaba la banda cambiaria en un 15%, controlaba los movimientos de capitales de los no residentes en el corto plazo, declaró unilateralmente la moratoria de 90 días para el pago de deudas privadas a los no residentes con bancos y con empresas, y amplió el vencimiento de los títulos públicos nominados en la moneda local (rublos), los cuales además eran transformados en otros títulos valores. Todo esto sumado a la adopción de la política del anclaje rublo-dólar con bandas gestionadas por el banco central redundaron en estabilidad de los precios, lo que provocó altas rentabilidades en las bolsas, mejora del comportamiento de la inflación y fuertes entradas de capital, todas estas consecuencias positivas pero bastante vulnerables a los cambios en la confianza de los inversionistas.

En 1997 la crisis asiática golpea la economía rusa, lo que causa desconfianza a los inversionistas extranjeros y una suspensión de los desembolsos del FMI para presionar al gobierno a controlar el déficit fiscal. Esto perturbó las entradas de capital extranjero y el aumento de las deudas en divisas para el gobierno, los bancos y las empresas, lo que a su vez ocasionó fuertes caídas de las bolsas y un acelerado aumento de la inflación, entre otros. Además, las empresas recurrieron a retrasar sus obligaciones financieras e incluso sus obligaciones con el gobierno, dadas las dificultades para la obtención de financiación.

Los factores anteriores ocasionan un aumento de la venta de dólares, lo que redundó en una reevaluación de la moneda local que produjo un aumento del riesgo de tasa de cambio para el sector bancario. Esto significó pérdidas para los bancos porque aumentó por un lado, el importe de las deudas netas y por el otro, las pérdidas en las liquidaciones de las operaciones a corto plazo, provocando el congelamiento de los pagos de las entidades financieras a sus acreedores internacionales y el quebranto de la posición patrimonial de los bancos. Bajo estas condiciones los bancos se encontraron sin liquidez al tener sus activos inmovilizados. La crisis produjo fuertes caídas en los saldos de los depósitos que las empresas y familias mantenían a los bancos; lo que forzó al gobierno a financiar el déficit público directamente con el Banco Central y obligó a los exportadores a ceder el 75% de sus ingresos, lo que balanceó un poco las consecuencias de la crisis.

CRISIS FINANCIERA GLOBAL EN 2008

La última crisis financiera global, que inicia en principio en EEUU tuvo también efectos dominó en todas las bolsas del mundo, incluyendo europeas, asiáticas y Latinoamericanas (Ver Gráfico).



A pesar que los países miembros de la ONU y el Banco Mundial aplicaron las disposiciones de Basilea luego de las crisis de impago en los años ochentas y de las crisis de riesgo de mercado en los noventas, esto no fue suficiente para una segunda crisis asociada en principio al riesgo de crédito en el mundo desde mediados de 2007, la cual se calcula que podrá costar para los Estados más que cualquier crisis global que haya tenido lugar en el planeta.

En este caso, el exceso de recursos no tuvo como fuente una actividad económica de tipo real, como la petrolera que desencadenó la crisis de los ochentas, sino que se explica principalmente por las políticas excesivamente laxas de la reserva federal de Estados Unidos (FED), que bajó paulatinamente las tasas de interés durante la década de los noventas, hasta llegar a una tasa real cercana a 0. Este exceso de liquidez fue utilizado por los bancos para otorgarlos en un gran porcentaje en proyectos inmobiliarios, los cuales tienen dos efectos económicos procíclicos, en primer lugar, y debido a las características del sector construcción, la inversión en vivienda trae consigo un auge de muchos otros subsectores y de mano de obra no calificada; en segundo lugar el crecimiento de la demanda de vivienda crea aumentos de precios en las propiedades, lo cual a su vez tiene un "efecto riqueza", donde las personas consideran "erróneamente" que tienen más riqueza disponible para gastar, aumentando el consumo agregado de la economía.

Un elemento adicional hizo que la crisis se agudizara. El exceso de recursos financieros propiciado por la FED no tuvo efectos inflacionarios graves, debido a que (1) se expandió por muchos países desarrollados, quienes también los utilizaron para implementarlos en el sector inmobiliario, y (2) buena parte fue utilizado para aumentar la demanda en el mercado financiero no intermediado (de las bolsas de valores), que impulso a la creación de nuevos instrumentos financieros, titularizando ó "empaquetando" obligaciones hipotecarias de diferentes tipos, plazos y riesgos, lo cual permitió que los bancos tuvieran recursos disponibles en el corto plazo para seguir alimentando a este

sector. Esto provocó pequeños brotes inflacionarios e hizo más arriesgadas las dinámicas del sector financiero porque se multiplicó la creación secundaria de dinero de las entidades bancarias.

El auge de los créditos inmobiliarios en todo el mundo no fue detenido eficazmente debido a la desregulación y liberalización financiera que presupone el consenso de Washington. Bajo este entorno ideológico general -basado en las teorías de la economía clásica y neoclásica-, los reguladores se ven altamente limitados por el mercado. En particular, los errores se pueden explicar en primer lugar por las formas de estructurar los créditos en EEUU que permitían que las deudas del primer crédito hipotecario, fueran pagadas anticipadamente con un nuevo crédito soportado en el precio creciente del activo inmobiliario que habían comprado, permitiendo pedir dinero adicional para nuevas propiedades y aumentando la riqueza en términos de bienes inmobiliarios con un esquema piramidal.

En segundo lugar debido al empaquetamiento de diferentes tipos de crédito en títulos de renta fija, que no tuvieron en cuenta los riesgos sistémicos subyacentes, ni desde el punto de vista de los estructuradores, ni desde el punto de vista de las calificadoras de riesgo, quienes calificaron los títulos como bastante seguros fomentando su demanda; y en tercer lugar, debido a que muchos de los créditos otorgados con el auge de los recursos fueron para personas de bajos ingresos propenso a ser desempleados (hipotecas subprime), lo cual hacía mucho más riesgosos los créditos desde el punto de vista del sector intermediado en los bancos, y también desde el punto de vista de las titularizaciones en el mercado de valores, que tenían un alto porcentaje de estas hipotecas (Durán, et al, 2009).

La proliferación en la titularización de las hipotecas subprime, y su posterior negociación en los mercados de valores de todo el mundo provocó que los aumentos de impago del sector inmobiliario, tuvieran como consecuencia una caída de las diferentes bolsas y la quiebra de varias entidades del sector real y financiero en todo el mundo. Como consecuencia se aumenta la percepción del riesgo y proliferan las ventas de títulos en un continuum de incertidumbre creciente que ocasiona que los inversionistas se refugien en activos menos riesgosos como los títulos del gobierno estadounidense y los metales preciosos, en detrimento de algunos otros activos como los títulos de gobiernos latinoamericanos y el mercado de renta fija en todos los países.

Es así como las primas de riesgo aumentan, se presentan restricciones de efectivo, las personas se “sienten” más pobres tras la caída de sus títulos en la bolsa y afectan su consumo, y en general se presentan restricciones de recursos (por el lado del mercado financiero), aunado a restricciones de la demanda agregada (por el lado del mercado de bienes y servicios), que crea finalmente una disminución de la demanda de empleo y una recesión que se ha catalogado como la más costosa desde la gran recesión.

ANEXO 2. RESULTADOS DEL TEST DE CHOW PARA LAS VARIABLES DEL MODELO

Chow Forecast Test
Equation: UNTITLED
Specification: M1 C
Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	0.838882	(766, 203)	0.9475
Likelihood ratio	1384.016	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.082715	766	0.000108
Restricted SSR	0.108846	969	0.000112
Unrestricted SSR	0.026131	203	0.000129
Unrestricted SSR	0.026131	203	0.000129

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	3034.763	969
Unrestricted LogL	3726.771	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: M1
Method: Least Squares
Date: 08/02/10 Time: 01:09
Sample: 1 204
Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000631	0.000794	0.794981	0.4276

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.000631
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.011346
S.E. of regression	0.011346	Akaike info criterion	-6.115083
Sum squared resid	0.026131	Schwarz criterion	-6.098818
Log likelihood	624.7385	Hannan-Quinn criter.	-6.108503
Durbin-Watson stat	1.982128		

Chow Forecast Test
Equation: UNTITLED
Specification: TIB C
Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	1.049893	(766, 203)	0.3401
Likelihood ratio	1553.689	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.165612	766	0.000216
Restricted SSR	0.207415	969	0.000214
Unrestricted SSR	0.041804	203	0.000206
Unrestricted SSR	0.041804	203	0.000206

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	2722.039	969
Unrestricted LogL	3498.883	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: TIB
Method: Least Squares
Date: 08/02/10 Time: 01:07
Sample: 1 204
Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000224	0.001005	-0.223023	0.8237

R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.000224
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.014350
S.E. of regression	0.014350	Akaike info criterion	-5.645213
Sum squared resid	0.041804	Schwarz criterion	-5.628947
Log likelihood	576.8117	Hannan-Quinn criter.	-5.638633
Durbin-Watson stat	2.337501		

Chow Forecast Test
 Equation: UNTITLED
 Specification: TRM C
 Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	15.41528	(766, 203)	0.0000
Likelihood ratio	3957.969	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.073846	766	9.64E-05
Restricted SSR	0.075115	969	7.75E-05
Unrestricted SSR	0.001270	203	6.25E-06
Unrestricted SSR	0.001270	203	6.25E-06

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	3214.654	969
Unrestricted LogL	5193.638	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: TRM
 Method: Least Squares
 Date: 08/02/10 Time: 01:20
 Sample: 1 204
 Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000106	0.000175	0.605453	0.5456

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.000106
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.002501
S.E. of regression	0.002501	Akaike info criterion	-9.139553
Sum squared resid	0.001270	Schwarz criterion	-9.123287
Log likelihood	933.2344	Hannan-Quinn criter.	-9.132973
Durbin-Watson stat	1.688074		

Chow Forecast Test
 Equation: UNTITLED
 Specification: SP500 C
 Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	9.319016	(766, 203)	0.0000
Likelihood ratio	3480.432	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.256816	766	0.000335
Restricted SSR	0.264120	969	0.000273
Unrestricted SSR	0.007303	203	3.60E-05
Unrestricted SSR	0.007303	203	3.60E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	2604.825	969
Unrestricted LogL	4345.041	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: SP500
 Method: Least Squares
 Date: 08/02/10 Time: 01:01
 Sample: 1 204
 Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000465	0.000420	1.106542	0.2698

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.000465
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.005998
S.E. of regression	0.005998	Akaike info criterion	-7.389867
Sum squared resid	0.007303	Schwarz criterion	-7.373601
Log likelihood	754.7664	Hannan-Quinn criter.	-7.383287
Durbin-Watson stat	2.162030		

Chow Forecast Test
 Equation: UNTITLED
 Specification: IGBC C

Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	1.744896	(766, 203)	0.0000
Likelihood ratio	1965.284	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.273724	766	0.000357
Restricted SSR	0.315297	969	0.000325
Unrestricted SSR	0.041573	203	0.000205
Unrestricted SSR	0.041573	203	0.000205

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	2518.925	969
Unrestricted LogL	3501.567	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: IGBC
 Method: Least Squares
 Date: 08/02/10 Time: 01:00
 Sample: 1 204
 Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003282	0.001002	3.275383	0.0012

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.003282
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.014311
S.E. of regression	0.014311	Akaike info criterion	-5.650746
Sum squared resid	0.041573	Schwarz criterion	-5.634481
Log likelihood	577.3761	Hannan-Quinn criter.	-5.644167
Durbin-Watson stat	1.382229		

Chow Forecast Test
 Equation: UNTITLED
 Specification: EMBI C

Test predictions for observations from 205 to 970

	Value	df	Probability
F-statistic	1.269317	(766, 203)	0.0195
Likelihood ratio	1703.388	766	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1.764051	766	0.002303
Restricted SSR	2.132357	969	0.002201
Unrestricted SSR	0.368306	203	0.001814
Unrestricted SSR	0.368306	203	0.001814

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	1591.863	969
Unrestricted LogL	2443.557	203

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

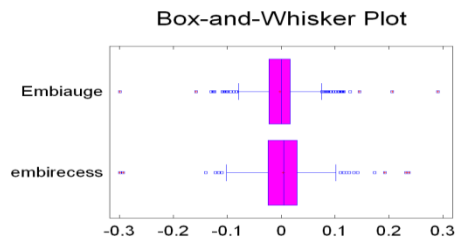
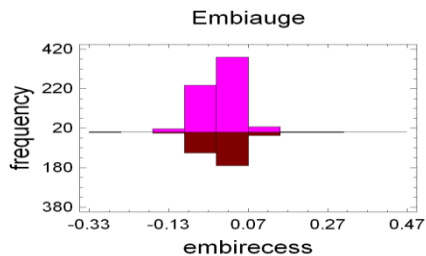
Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: EMBI
 Method: Least Squares
 Date: 08/02/10 Time: 00:56
 Sample: 1 204
 Included observations: 204

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003755	0.002982	-1.259223	0.2094

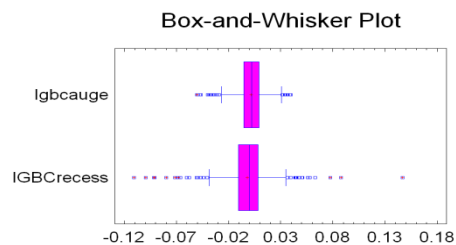
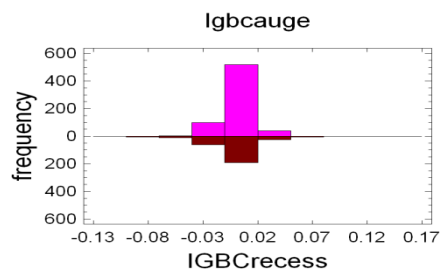
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.003755
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.042595
S.E. of regression	0.042595	Akaike info criterion	-3.469281
Sum squared resid	0.368306	Schwarz criterion	-3.453016
Log likelihood	354.8667	Hannan-Quinn criter.	-3.462702
Durbin-Watson stat	2.642868		

ANEXO 3. ANALISIS GRAFICO DEL TEST DE KOLMOGOROV SMIRNOV PARA PROBAR DIFERENCIAS EN LAS DISTRIBUCIONES

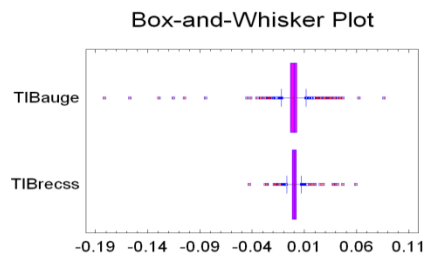
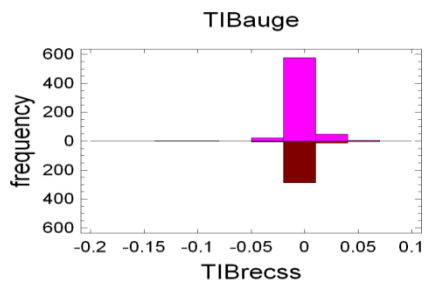
EMBI



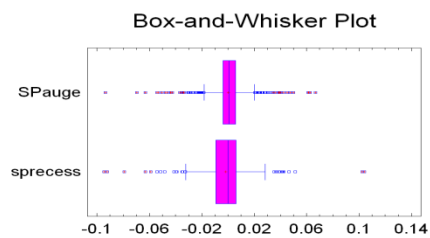
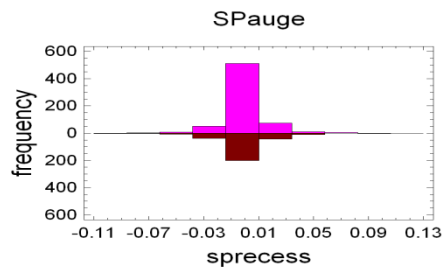
IGBC



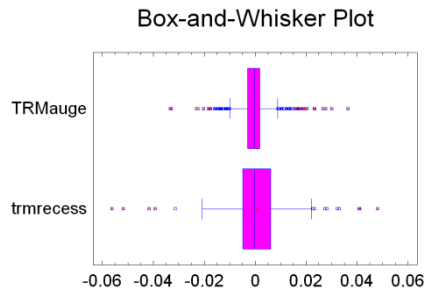
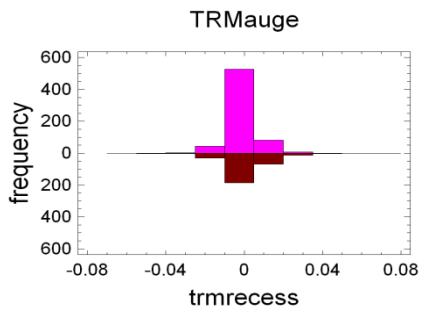
TIB



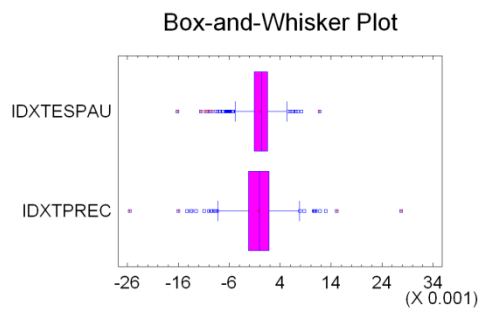
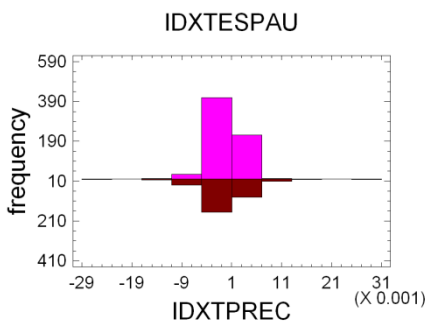
SP 500



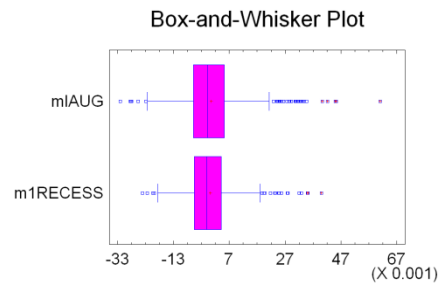
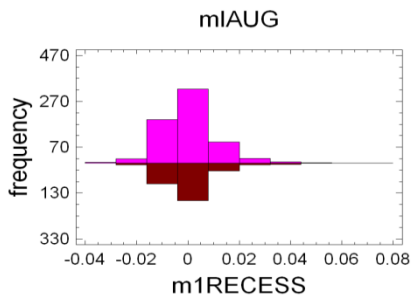
TRM



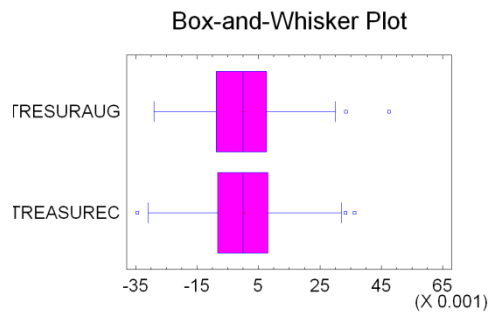
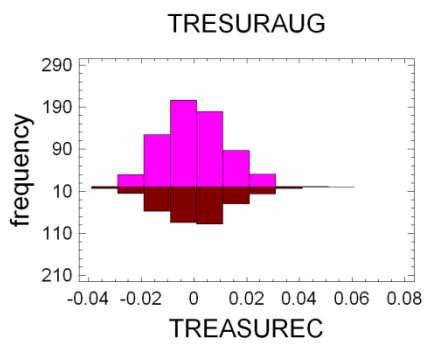
IDXP TES



M1



TREASURIES



ANEXO 4. ANALISIS DE ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES POR LAS PRUEBAS DE DICKEY FULLER AUMENTADO Y PHILLIPS PERRON

Null Hypothesis: EMBI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-34.26833	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EMBI)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 05:57
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EMBI(-1)	-1.097832	0.032036	-34.26833	0.0000
C	-0.002325	0.003006	-0.773425	0.4395
@TREND(1)	4.63E-06	5.37E-06	0.861798	0.3890
R-squared	0.548666	Mean dependent var	-5.26E-05	
Adjusted R-squared	0.547731	S.D. dependent var	0.069505	
S.E. of regression	0.046743	Akaike info criterion	-3.285219	
Sum squared resid	2.110610	Schwarz criterion	-3.270122	
Log likelihood	1594.688	Hannan-Quinn criter.	-3.279472	
F-statistic	587.1604	Durbin-Watson stat	2.000496	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: EMBI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-34.27989	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002178
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002163

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(EMBI)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:01
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EMBI(-1)	-1.097832	0.032036	-34.26833	0.0000
C	-0.002325	0.003006	-0.773425	0.4395
@TREND(1)	4.63E-06	5.37E-06	0.861798	0.3890
R-squared	0.548666	Mean dependent var	-5.26E-05	
Adjusted R-squared	0.547731	S.D. dependent var	0.069505	
S.E. of regression	0.046743	Akaike info criterion	-3.285219	
Sum squared resid	2.110610	Schwarz criterion	-3.270122	
Log likelihood	1594.688	Hannan-Quinn criter.	-3.279472	
F-statistic	587.1604	Durbin-Watson stat	2.000496	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: IDXTES_P has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-29.00644	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IDXTES_P)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 05:55
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDXTES_P(-1)	-0.931235	0.032104	-29.00644	0.0000
C	-0.000193	0.000223	-0.866971	0.3862
@TREND(1)	3.34E-07	3.98E-07	0.839133	0.4016

R-squared	0.465523	Mean dependent var	4.28E-06
Adjusted R-squared	0.464416	S.D. dependent var	0.004730
S.E. of regression	0.003462	Akaike info criterion	-8.490990
Sum squared resid	0.011576	Schwarz criterion	-8.475893
Log likelihood	4116.885	Hannan-Quinn criter.	-8.485243
F-statistic	420.6869	Durbin-Watson stat	1.992565
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: IDXTES_P has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-29.00409	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.19E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.19E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IDXTES_P)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:04
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDXTES_P(-1)	-0.931235	0.032104	-29.00644	0.0000
C	-0.000193	0.000223	-0.866971	0.3862
@TREND(1)	3.34E-07	3.98E-07	0.839133	0.4016

R-squared	0.465523	Mean dependent var	4.28E-06
Adjusted R-squared	0.464416	S.D. dependent var	0.004730
S.E. of regression	0.003462	Akaike info criterion	-8.490990
Sum squared resid	0.011576	Schwarz criterion	-8.475893
Log likelihood	4116.885	Hannan-Quinn criter.	-8.485243
F-statistic	420.6869	Durbin-Watson stat	1.992565
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: IGBC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 19 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-27.38688	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000319
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000315

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(IGBC)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:04
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IGBC(-1)	-0.874614	0.031907	-27.41111	0.0000
C	0.001702	0.001152	1.476766	0.1401
@TREND(1)	-2.43E-06	2.06E-06	-1.180372	0.2381

R-squared	0.437512	Mean dependent var	2.56E-05
Adjusted R-squared	0.436347	S.D. dependent var	0.023841
S.E. of regression	0.017899	Akaike info criterion	-5.205072
Sum squared resid	0.309476	Schwarz criterion	-5.189975
Log likelihood	2524.857	Hannan-Quinn criter.	-5.199325
F-statistic	375.6850	Durbin-Watson stat	1.996541
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: M1 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-31.85455	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(M1)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 05:58
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1(-1)	-1.024457	0.032160	-31.85455	0.0000
C	0.000650	0.000683	0.953037	0.3408
@TREND(1)	-3.48E-07	1.22E-06	-0.285848	0.7751

R-squared	0.512297	Mean dependent var	-7.42E-06
Adjusted R-squared	0.511287	S.D. dependent var	0.015177
S.E. of regression	0.010610	Akaike info criterion	-6.251002
Sum squared resid	0.108739	Schwarz criterion	-6.235905
Log likelihood	3031.610	Hannan-Quinn criter.	-6.245255
F-statistic	507.3563	Durbin-Watson stat	1.995672
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: SP500 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 20 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-37.22411	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	0.000265	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000230	

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SP500)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:05
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SP500(-1)	-1.164870	0.031730	-36.71149	0.0000
C	0.000878	0.001048	0.837920	0.4023
@TREND(1)	-2.48E-06	1.87E-06	-1.323484	0.1860
R-squared	0.582493	Mean dependent var	-8.60E-06	
Adjusted R-squared	0.581629	S.D. dependent var	0.025194	
S.E. of regression	0.016296	Akaike info criterion	-5.392715	
Sum squared resid	0.256527	Schwarz criterion	-5.377618	
Log likelihood	2615.770	Hannan-Quinn criter.	-5.386969	
F-statistic	673.8675	Durbin-Watson stat	2.020754	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SP500 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.71149	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SP500)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 05:59
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SP500(-1)	-1.164870	0.031730	-36.71149	0.0000
C	0.000878	0.001048	0.837920	0.4023
@TREND(1)	-2.48E-06	1.87E-06	-1.323484	0.1860
R-squared	0.582493	Mean dependent var	-8.60E-06	
Adjusted R-squared	0.581629	S.D. dependent var	0.025194	
S.E. of regression	0.016296	Akaike info criterion	-5.392715	
Sum squared resid	0.256527	Schwarz criterion	-5.377618	
Log likelihood	2615.770	Hannan-Quinn criter.	-5.386969	
F-statistic	673.8675	Durbin-Watson stat	2.020754	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-35.86716	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.000208
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000208

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TIB)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:06
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TIB(-1)	-1.142290	0.031848	-35.86716	0.0000
C	0.002123	0.000931	2.280211	0.0228
@TREND(1)	-5.25E-06	1.67E-06	-3.150392	0.0017
R-squared	0.571134	Mean dependent var		-2.58E-06
Adjusted R-squared	0.570246	S.D. dependent var		0.022039
S.E. of regression	0.014448	Akaike info criterion		-5.633475
Sum squared resid	0.201638	Schwarz criterion		-5.618378
Log likelihood	2732.419	Hannan-Quinn criter.		-5.627729
F-statistic	643.2266	Durbin-Watson stat		2.013351
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TRM has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.73697	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TRM)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:00
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRM(-1)	-0.887956	0.032013	-27.73697	0.0000
C	-0.000248	0.000563	-0.440908	0.6594
@TREND(1)	3.69E-07	1.01E-06	0.366591	0.7140
R-squared	0.443339	Mean dependent var		-1.44E-05
Adjusted R-squared	0.442186	S.D. dependent var		0.011732
S.E. of regression	0.008762	Akaike info criterion		-6.633714
Sum squared resid	0.074161	Schwarz criterion		-6.618617
Log likelihood	3217.034	Hannan-Quinn criter.		-6.627967
F-statistic	384.6734	Durbin-Watson stat		2.012798
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TRM has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-27.80426	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	7.65E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.95E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TRM)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:07
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRM(-1)	-0.887956	0.032013	-27.73697	0.0000
C	-0.000248	0.000563	-0.440908	0.6594
@TREND(1)	3.69E-07	1.01E-06	0.366591	0.7140
R-squared	0.443339	Mean dependent var	-1.44E-05	
Adjusted R-squared	0.442186	S.D. dependent var	0.011732	
S.E. of regression	0.008762	Akaike info criterion	-6.633714	
Sum squared resid	0.074161	Schwarz criterion	-6.618617	
Log likelihood	3217.034	Hannan-Quinn criter.	-6.627967	
F-statistic	384.6734	Durbin-Watson stat	2.012798	

Null Hypothesis: UVR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-34.80531	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.967547	
5% level	-3.414458	
10% level	-3.129363	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	6.02E-08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.79E-07

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UVR)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/10 Time: 06:07
 Sample (adjusted): 2 970
 Included observations: 969 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UVR(-1)	-0.659195	0.030227	-21.80807	0.0000
C	0.000101	1.65E-05	6.129552	0.0000
@TREND(1)	8.58E-08	2.85E-08	3.013237	0.0027
R-squared	0.329908	Mean dependent var	-5.50E-07	
Adjusted R-squared	0.328520	S.D. dependent var	0.000300	
S.E. of regression	0.000246	Akaike info criterion	-13.78165	
Sum squared resid	5.83E-05	Schwarz criterion	-13.76655	
Log likelihood	6680.210	Hannan-Quinn criter.	-13.77590	
F-statistic	237.7963	Durbin-Watson stat	2.152542	
Prob(F-statistic)	0.000000			