

UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

**DEPENDENCIA Y EFICIENCIA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS FINANCIEROS
LATINOAMERICANOS DE ACCIONES PARA EL PERIODO 2001-2012**

Luis Felipe Caro Cortés

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de ciencias económicas. Escuela de economía
Bogotá, Colombia

2017

**DEPENDENCIA Y EFICIENCIA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS FINANCIEROS
LATINOAMERICANOS DE ACCIONES PARA EL PERIODO 2001-2012**

Luis Felipe Caro Cortés

Tesis de investigación presentada como requisito parcial para optar al título de:
Magister en ciencias económicas

Director:
Ph.D Munir Andrés Jalil Barney

Línea de Investigación:
Teoría y Política Económica

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de ciencias económicas. Escuela de economía
Bogotá, Colombia

2017

Dedicatoria

A mis padres y mi hermano, por su gran ejemplo de superación y apoyo en todo momento desde el inicio de mis estudios de maestría.

A mis amigos que tuvieron una palabra de apoyo para mi durante mis estudios.

Agradecimientos

Quiero agradecer sinceramente a aquellas personas que compartieron sus conocimientos conmigo para hacer posible la conclusión de esta tesis. Especialmente agradezco a mi asesor el profesor Munir Jalil por su asesoría siempre dispuesta. Gracias al Dr Álvaro Moreno, Enrique López y German Guerrero por las recomendaciones respecto a esta investigación. Gracias a la unidad de análisis de mercado financiero UAMF de la universidad por facilitarme el acceso a la información

Gracias a todos ellos.

DEPENDENCIA Y EFICIENCIA EN LOS PRINCIPALES MERCADOS FINANCIEROS LATINOAMERICANOS DE ACCIONES PARA EL PERIODO 2001-2012

RESUMEN

¿Qué tan correlacionados se encuentran los mercados accionarios en el tiempo con otras plazas bursátiles en el mundo? ¿Se comportan los mercados financieros de manera eficiente y puede ser medible su condición de eficiencia? El siguiente trabajo busca describir la intensidad de relación entre índices accionarios de la región de América Latina representados en Colombia, México, Perú, Chile y Brasil con respecto a plazas bursátiles más robustas como los Estados Unidos, Inglaterra, Japón, Francia y Alemania y una comparación en términos de eficiencia del comportamiento de su rendimiento a lo largo del tiempo que contraste la aceptación o rechazo de la hipótesis de mercados eficientes de Fama (1970).

Los resultados del trabajo exponen 1), Los mercados latinoamericanos muestran una dependencia mayor con economías desarrolladas en comparación a países vecinos en Latinoamérica, al igual que se muestra dependencia en las colas entre los países seleccionados y existe un patrón que une estos mercados con Estados Unidos, luego Europa y por último Japón. 2) Las respectivas metodologías lineales y no lineales rechazan la hipótesis de mercados eficientes en el sentido débil, principalmente en las caminatas aleatorias tipo 1 y tipo 3 y en algunos casos tipo 2; 3) Los mercados que muestran menor eficiencia, revelan un mayor contagio en el rendimiento de sus índices accionarios con respecto a mercados vecinos de igual o mayor volumen de transacciones 4) Las mediciones con base en metodologías no lineales permiten lograr una mejora en la medición de la estructura de dependencia entre mercados accionarios y reduce la sobrestimación de las correlaciones con respecto a mediciones lineales.

PALABRAS CLAVES: Correlación, eficiencia, volatilidad, metodologías de medición lineal y no lineal

Clasificación JEL C01, C12, C22, C32, C52, G14, G15

ABSTRACT

How correlated are equity markets in time with other countries worldwide? Have financial markets efficient behavior and their condition can be tested? The following paper aims to describe intensity of relation between equity markets of America Latina represented in countries of Colombia, Mexico, Peru, Chile and Brazil with respect to more robust stock indexes such as United States, Britain, Japan, France and Germany and a comparison in terms of efficiency of the behavior of its performance over time to corroborate the acceptance or reject of efficient markets hypothesis of Fama (1970).

The contributions of study expose 1) The latin american stock markets shown a greater dependence with advanced economies compared with neighbor countries, with tail distribution and there is a pattern that unites these markets from the United States, Europe and then Japan 2) Linear and nonlinear methodologies reject null hypothesis in a weak form, mostly in random walk 1 and 3 and some cases reject random walk 2. 3) The markets with a lower efficiency, reveal further contagion in the performance of its equity indices relative to neighbor markets of equal or greater volume of transactions 4) Measurements based on nonlinear methodologies allow achieve improvement in measuring the dependency structure between stock markets and reduces the overestimation of correlations with respect to linear measurements.

KEY WORDS: Correlation, efficiency, volatility, linear and nonlinear measurement methodologies

JEL Classification C01, C12, C22, C32, C52, G14, G15

CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN.....	13
2. MARCO TEÓRICO	18
2.1 CONTAGIO Y CORRELACION MERCADOS FINANCIEROS	18
2.2 EFICIENCIA EN LOS MERCADOS FINANCIEROS	21
3. DISEÑO METODOLÓGICO	26
3.1 MEDICION DEPENDENCIA ENTRE MERCADOS ACCIONARIOS.....	26
3.1.1 GARCH MULTIVARIADO	26
3.1.2 ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES	27
3.1.3 CÓPULAS BIVARIADAS	28
3.1.4 DISTANCIAS DE CORRELACIÓN Y ARBOL MINIMO DE DISTANCIAS	29
3.2 MEDICION EFICIENCIA MERCADOS ACCIONARIOS.....	30
3.2.1 ANALISIS HISTORICO RENDIMIENTOS DIARIOS.....	30
3.2.2 RAZON DE VARIANZAS CAMINATA ALEATORIA PURA Y CAMINATA ALEATORIA CON INCREMENTOS INDEPENDIENTES	31
3.2.3 ESTIMADORES A BASE DE CÓPULAS EMPIRICAS Y SIMULADAS .	33
3.3 SELECCIÓN Y MANEJO DE LOS DATOS.....	36
4. DESARROLLO DEL TRABAJO.....	39
4.1 CAPITULO 1 DEPENDENCIA MERCADOS.....	39
4.1.1 MODELACION VOLATILIDAD CONDICIONAL MULTIVARIADA CON GARCH.....	40
4.2.2 ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES	43
4.2.3 DEPENDENCIA NO LINEAL UTILIZANDO CÓPULAS.....	45
4.2.4 DISTANCIAS DE CORRELACIONES Y ARBOL DE LA RUTA MINIMA MEDIANTE ALGORITMO KRUSKAL	48
4.2.5 CONCORDANCIA Y SINCRONIZACION DE LAS METODOLOGIAS DE MEDICIÓN DE CORRELACIÓN DE INDICES ACCIONARIOS	56
4.2 CAPITULO 2 EFICIENCIA MERCADOS LATINOAMERICANOS.....	58

4.2.1	ANÁLISIS HISTÓRICO DE LA DINÁMICA DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS	58
4.2.2	ENFOQUE LINEAL DE LA RAZÓN DE VARIANZAS CAMINATAS ALEATORIAS	61
4.2.3	ENFOQUE NO LINEAL CONSTRUIDO A TRAVÉS DE CÓPULAS DINÁMICAS.....	64
4.2.4	CONCORDANCIA Y DIVERGENCIA DE METODOLOGÍAS DE MEDICIÓN EFICIENCIA MERCADOS FINANCIEROS.....	70
4.3	CAPÍTULO 3. RELACION DEPENDENCIA Y EFICIENCIA EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS 2001-2012	74
5.	CONCLUSIONES	81
6.	BIBLIOGRAFÍA.....	83
7.	ANEXOS.....	88

LISTADO TABLAS

Tabla 1. Distribución esperada de comportamiento de rendimientos diarios mercados accionarios	31
Tabla 2. Estadísticos Descriptivos Bolsas América Latina – Mundo	39
Tabla 3. Principales mercados de acciones que explican la varianza del sistema 2001-2012	44
Tabla 4. Coeficientes de correlación Kendall Bolsas de valores América Latina - Mundo	45
Tabla 5. Estadísticos de prueba hipótesis de copula extrema Colombia y Brasil 2001 - 2012	46
Tabla 6. Estadísticos de prueba hipótesis de copula extrema México, Chile y Perú 2001 - 2012	47
Tabla 7. Transformación de matriz de correlaciones Deza (2006) Bolsas de Valores Latinoamerica – Mundo.....	48
Tabla 8. Relación de distancias por tipo de mercados Colombia, Brasil, Mexico, Chile, Perú.....	49
Tabla 9. Concordancia en la utilización de metodologías para la detección de dependencia mercados accionarios	56
Tabla 10. Resultados principales metodologías medición dependencia mercados accionarios 2001-2012	57
Tabla 11. Indicador Cowles Jones Mercados latinoamericanos y mundo 2001-2012	59
Tabla 12. Indicadores Cowles Jones Teórico y observado Mercados Latinoamericanos y mercados desarrollados	60
Tabla 13. Estimador z de la razón de varianza hipótesis caminata aleatoria con incrementos IID mercados accionarios	61
Tabla 14. Estimador z de la razón de varianza hipótesis caminata aleatoria con incrementos independientes mercados accionarios.....	62
Tabla 16. Coeficientes de estimación GARCH índices accionarios	64
Tabla 17. Coeficientes de correlación Pearson y Kendall por Cópulas mercados latinoamericanos y desarrollados	68
Tabla 18. Estimadores regresión modelo Patton (2012)	69
Tabla 19. Diferencias de resultados de eficiencia sentido débil bolsas de valores latinoamericanas	70

Tabla 20. Diferencias de resultados de eficiencia sentido débil bolsas de valores países desarrollados	71
Tabla 21. Aspectos favorables y debilidades en las técnicas de evaluación eficiencia Racha, Razón de Varianzas y Cópulas	73

LISTADO DE GRÁFICAS

Gráfica 1. Abordaje teórico contagio financiero.....	19
Gráfica 2. Técnicas de medición contagio financiero	20
Gráfica 3. Abordaje teórico eficiencia mercados financieros.....	23
Gráfica 4. Técnicas de medición de eficiencia sentido débil	25
Gráfica 5. QQ errores Estandarizados GARCH Mercados Latinoamericanos.....	42
Gráfica 6. Explicación varianza análisis componentes principales mundo	44
Gráfica 7. Valores propios matriz correlaciones Kendall Mercados accionarios Latinoamérica y Mundo	49
Gráfica 8. Árbol recubridor mínimo Mercados Latinoamericanos – Mundo.....	51
Gráfica 9. Distribución portafolios y fondos de inversión en acciones por país 2012	53
Gráfica 10. Cuartiles distribución empírica y simulada IGBC y su rezago de primer orden	66
Gráfica 11. Cuartiles distribución empírica y simulada DAX 30 y su rezago de primer orden	67
Gráfica 12. Índice Cowles (1937) mercado Estados Unidos 2001 - 2012	75
Gráfica 13. Índice Cowles (1937) mercado América Latina 2001 - 2012	76
Gráfica 14. Volúmenes transacción Índices accionarios América Sur 2007 - 2012	77
Gráfica 15. Volúmenes transacción México 2007 -2012	78
Gráfica 16. Volúmenes transacción Índices accionarios Europa y Japón 2005 - 2012	79
Gráfica 17. Volúmenes transacción Índices accionarios Estados Unidos 2001 - 2012	80

LISTA DE ECUACIONES

Ecuación 1. Estimación de varianza condicional Garch Engle y Krone (1995)	20
Ecuación 2. Ecuaciones de media y varianza condicional Garch multivariado	26
Ecuación 3. Transformación de varianza en términos componente principal.....	28
Ecuación 4. Métrica de distancia Mantegna (1999).....	29
Ecuación 5. Distancia cuadrada de Pearson Deza (2006)	29
Ecuación 6. Condiciones de signo y varianza muestral de rachas (Cowles 1937)	30
Ecuación 7. Razón de varianzas (MacKinlay et al 1988)	32
Ecuación 8. Caminata aleatoria con distribución idéntica e independientemente distribuido	32
Ecuación 9. Hipótesis equivalencia de independencia mediante distribuciones conjuntas y marginales en variables aleatorias.	33
Ecuación 10. Función de copula basada en función de distribución conjunta de variables aleatorias	33
Ecuación 11. Función de distribución conjunta y marginales copula bivariada (Skalar 1956).....	34
Ecuación 12. Ecuación de media y Varianza Garch(1,1)	34
Ecuación 13. Errores estandarizados de los índices accionarios y función de distribución uniforme	35
Ecuación 14. Rendimiento compuesto diario	37

1. INTRODUCCIÓN

Los mercados financieros muestran movimientos en los precios de los instrumentos de inversión de manera simultánea con otras plazas bursátiles, ante choques externos de carácter macroeconómico e institucional, tanto a nivel local y en otras economías, que cambian las percepciones de riesgo, liquidez y rentabilidad en los inversionistas. Estos movimientos que suceden de manera temporal y abrupta, se encuentran estrechamente relacionados con otros mercados, como un resultado de la recomposición de los portafolios, actividades de arbitraje entre acciones o derivados financieros que se encuentran inscritas en las bolsas de valores del todo el mundo, decisiones que toman los administradores de portafolios de inversión teniendo en la cuenta un escenario de incertidumbre y crisis económicas. Este fenómeno económico se denomina contagio financiero, al implicar una relación entre uno o más mercados, que no tienen vínculos directos económicos y financieros, pero que generan volatilidad en los precios de los activos financieros y genera dificultades en la consecución de recursos financieros para las instituciones financieras, las firmas y los gobiernos.

Quevedo, A (2004) explica que la correlación entre activos financieros ha diseñado un papel dominante para la teoría financiera contemporánea, y que son centrales en la modelación de portafolios óptimos de inversión como el CAPM y el APT. Investigaciones en el tema de la validación empírica de este contagio financiero ha sido detallado por Hamao, Masul y Ng (1990), donde realizaron estudios de contagio de volatilidad ante malas noticias económicas en las bolsas de valores de los Estados Unidos, Inglaterra y Japón, donde los respectivos resultados conllevan a que la transmisión de volatilidad de Nueva York hacia Londres y de ahí, se transfiere al mercado japonés. No obstante este movimiento no se observa en el sentido inverso.

La existencia de dependencias y correlaciones entre mercados ha sido abordada por varios autores. Bekaert, Lundbald, Harvey y Siegel (2007) explican que los mercados con mayores condiciones de liberación financiera muestran un mayor grado de comovimiento con respecto a los índices accionarios más representativos de los mercados bursátiles a nivel mundial. De igual manera, las variables reales de una economía como el comercio internacional, el grado de especialización industrial, las políticas económicas y los ciclos económicos pueden liderar la correlación de los mercados de acciones (Quinn, Voth (2009)). Con base en una análisis de correlaciones y datos de panel sobre la cuenta de capital en 120 países, este autor concluyó que se ha generado un incremento entre las covarianzas de los rendimientos de los índices de mercados accionarios de

economías desarrolladas posterior a la segunda guerra mundial, teniendo un impacto importante, las políticas enfocadas a apertura de la compra y venta de activos financieros y el comercio multilateral.

León, Leiton y Pérez (2013) explican la conexión entre mercados en deuda pública, donde se generan transmisiones de volatilidad y puede ser medido esa dependencia según el grado de distancia de su correlación, construyendo redes que describan ese tipo de relación como nodos no dirigidos, caso que se observó durante la quiebra de Lehman Brothers y afectó el mercado de credit default swaps (CDS). Se realizó esta jerarquización con 36 países, donde se encontró que países como Brasil, Turquía y Rusia hacen parte de las referencias principales de afectación de un mercado de deuda con respecto a sus países vecinos. Resultados adicionales muestran un patrón de comportamiento común en la calidad y valoración de estos títulos de deuda y está asociada con la posición geográfica, destacándose países con una alta calificación, economías con una baja calificación y un factor común de especulación que se transmite como una red entre estos mercados.

De igual manera, la evolución del precio de las acciones y su volatilidad implícita cambian en el tiempo, es revisado de manera empírica y se observa que no se comporta como una caminata aleatoria con una distribución normal en sus errores. Esto constituye una versión distinta de lo que se considera como un mercado eficiente, en el cual existe igualdad de condiciones entre los participantes en el proceso de negociación y formación de precios, donde el acceso a la información esta equilibrada entre todas las partes. Autores como Maldebront (1963), Samuelson (1965), Malkiel (1992) tienen argumentaciones similares acerca de la eficiencia de un mercado bursátil, donde se llega a cumplir, si se tiene en la cuenta la existencia de racionalidad económica de los agentes ante cualquier información relevante y sea absorbida por los precios de manera instantánea, existiendo liquidez en las transacciones y suficientes participantes en el mercado de tal manera que existan unas condiciones de comportamiento aleatorio en los precios de las acciones y que no permita una predicción sistemática de estos.

El tema de eficiencia y juego justo en el comportamiento de los precios de activos financieros ha sido un tema que lleva más de 100 años de estudio por parte de la economía financiera y matemática. Bachelier (1900) explica que los precios de los activos financieros pueden describirse a través de procesos estocásticos, cuantificado mediante un movimiento browniano en el que refleje una condición de precio justo, donde las reglas de la oferta y la demanda permiten a los agentes del mercado realizar transacción y no existan resultados donde una de las partes tenga ganancias adicionales a costa de pérdidas de los demás agentes en el proceso de intercambio. Fama (1970) formalizo el concepto del precio justo dentro del esquema de un mercado competitivo, que es informacionalmente eficiente siempre y cuando los precios del activo financiero se actualizan con base en la

información relevante que fuera surgiendo de forma inmediata, relacionada al desempeño futuro de las firmas y la economía. Ello implica que todos los participantes del mercado están informados y toman las decisiones de compra y venta de instrumentos financieros de manera racional, que genera como resultado la imposibilidad de predecir el precio futuro del activo financiero y obtener ganancias libres de riesgo.

Para términos de la validación de la existencia de la eficiencia de los mercados financieros, las técnicas de medición econométrica se han encaminado en la cuantificar la eficiencia en un sentido débil y semi fuerte, planteadas mediante modelos de caminata aleatoria en los rendimientos de los precios de las acciones. No obstante, existen también otras metodologías que miden la eficiencia de un mercado accionario, utilizando técnicas con base en una distribución de probabilidad empírica y la consideración del efecto de las colas anchas en caso de datos atípicos dentro de la muestra, que permiten confirmar casos de rechazo o aceptación de la hipótesis de mercados eficientes.

Según investigaciones de Duarte (2014), las bases de datos y revistas de investigación en el tema de la eficiencia de los mercados financieros, muestran que el 87.5% de los estudios se han enfocado en explicar la eficiencia en el sentido débil, y un 59,1% de estas investigaciones se han enfocado en las pruebas de caminatas aleatorias, utilizando técnicas como el análisis de varianza, modelos Arima, pruebas de autocorrelación como Test Q y Ljung Box y las pruebas de secuencias y reversas. Por otra parte, un 11,3% de las investigaciones en la comprobación de la eficiencia en un sentido débil son contrastadas mediante modelos no lineales tales como redes neuronales, modelos de estimación de varianza condicional ARCH y GARCH, considerados como modelos de segunda generación para explicar los fenómenos de las series financieras cuando no se comportan de manera lineal.

De acuerdo con Maya y Torres (2005), el estudio de la eficiencia en el mercado accionario colombiano no ha sido un tema abordado de manera activa, y la realización de producción académica en este tema y construcción de indicadores econométricos son realmente pocos. Sin embargo, los pocos trabajos existentes coinciden la existencia de altas correlaciones en el mercado local, con una evolución hacia una menor dependencia serial. Todea y Zoicas (2009) ejecutaron un análisis de dependencia lineal y no lineal en los mercados de valores accionarios en el este de Europa, donde la respuesta a la información macroeconómica genera impactos sobre la hipótesis de caminata aleatoria, siendo un fuerte argumento en el que se detalla en periodos cortos de tiempo no existan condiciones de eficiencia de información, ante la publicación de información que detalle los fundamentales de una compañía.

Ojeda (2012) ha desarrollado un análisis de la eficiencia débil del mercado de valores colombiano, mediante una modelación de ARFIMA-HYAPARCH sobre el

índice general de la bolsa de valores de Colombia IGBC, en el que se observan efectos calendario tanto en la medias, como en las volatilidad condicional entre el periodo de junio de 2001 y marzo de 2011. Dentro de las conclusiones de su investigación, observa que el proceso generador de datos constituye un proceso autorregresivo de orden uno, con una estructura de dependencia a largo plazo, por lo que la hipótesis de martingalas en diferencias y eficiencia débil no se cumplen (Ojeda (2012) pp. 99)

El respectivo trabajo busca evidenciar de manera empírica acerca de las condiciones de dependencia y eficiencia para los mercados Latinoamericanos de acciones más representativos, tales como Colombia, Brasil, México, Chile y Perú con respecto a mercados bursátiles en los Estados Unidos, Europa Occidental y Japón, siendo en el primer caso el grado de relación con sus mercados pares ante movimientos de precios, mientras la eficiencia refleja la dinámica de los precios a través del tiempo si se comportan como una caminata aleatoria y constituye un juego justo.

La primera parte hace referencia a la revisión de la literatura en materia del abordaje teórico y metodológico de la dependencia y contagio de los mercados financieros por medio de modelos GARCH multivariados y análisis de componentes principales que otorguen una relación de varianza de cada mercado accionario con respecto a sus pares con base en la información de 13 índices accionarios entre el periodo 2001-2012, y la utilización de medidas de dependencia no lineal, como son las cópulas y la utilización de un grafo de árbol recubridor mínimo para descubrir la transmisión de volatilidad entre mercados. Para el caso de la revisión del enfoque de la eficiencia a partir del precio de mercado para contrastar las hipótesis de caminata aleatoria, se utilizarán técnicas lineales mediante información histórica, análisis de varianza y técnicas no lineales utilizando cópulas dinámicas.

La segunda parte hace referencia a los resultados de las metodologías para la cuantificación de los mercados más dependientes en función de modelación Garch (1,1), análisis de componentes principales, cópulas y la resolución de ruta mínima mediante algoritmo de Kruskal. Los resultados detallan que los mercados líderes donde se hace la transmisión de los movimientos entre accionarios son los mercados de Dow Jones y Euronext para América y Europa, los cuales se interconectan con Japón, siendo mercados representativos Dow Jones, S&P 500, FTSE y a nivel regional los mercados de Bovespa de Sao paulo e Ipsa de Santiago de Chile, observado en la modelación de varianza condicional con Garch multivariado, análisis de componentes principales y árbol de mínima distancia. Mediante la revisión por cópulas, se observa que las condiciones de dependencia se generan principalmente en periodos de alta volatilidad y en la cola inferior,

implicando que un escenario de choque negativo en los precios de las acciones afectan de manera directa y negativa sobre los demás mercados.

La tercera parte hace referencia a la revisión de la eficiencia de cada uno de los mercados analizados a través de metodologías lineales de varianzas, rendimiento y por medio de herramientas no lineales mediante cópulas dinámicas utilizando un modelo Garch, donde los resultados muestran que 7 de 13 mercados solo muestran ser eficientes en términos lineales corroborados a partir de análisis histórico diario de sus precios, así como la razón de varianzas a un nivel de confianza del 95%, mientras bajo metodologías de medición de cópulas, se confirma en todos los casos entre el periodo 2001-2012 muestran no ser eficientes y existen una relación de dependencia de corto plazo en el rendimiento presente y futuro. Los mercados más eficientes dentro de la muestra analizada, muestran tener una mayor correlación con los mercados principales, siendo el caso de Brasil para América Latina, para los Estados Unidos lo constituye el Dow Jones para el caso de Europa el Euronext

La cuarta parte hace referencia a las conclusiones del respectivo trabajo detallando los casos de dependencia y eficiencia entre los mercados analizados en América Latina, Europa, Estados Unidos y Japón y la relación entre estos dos conceptos, en los que se detallan las ventajas y desventajas de utilización de las respectivas metodologías, al igual que la sincronización y divergencia de resultados aplicarlas en los países analizados.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 CONTAGIO Y CORRELACION MERCADOS FINANCIEROS

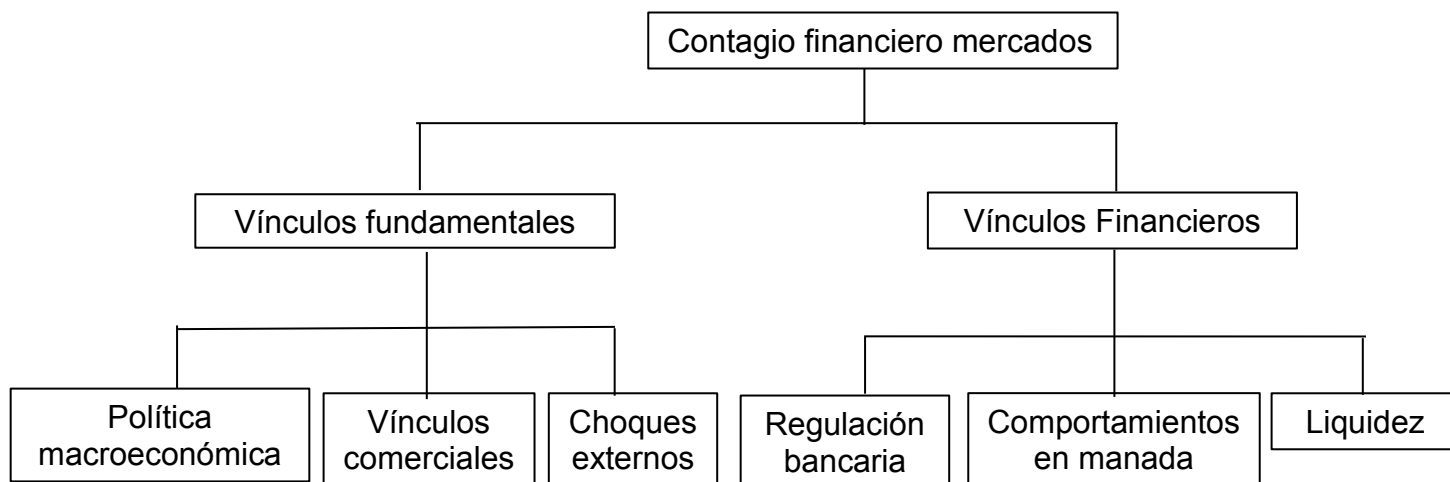
La reacción de un mercado financiero ante choques cambiarios, políticos, regulatorios, comerciales y de tasas de interés provenientes de otras economías afectan las decisiones de los inversionistas locales y extranjeros en la localización de sus excesos de liquidez hacia otras alternativas de inversión que minimicen el riesgo de mercado en su portafolio de inversión. Desde 1997, se popularizó el término contagio financiero en los medios de comunicación como una repartición de un caos de un mercado financiero a lo largo de múltiples países, tomando como ejemplo una devaluación profunda de la divisa tailandesa que afectó a países como Rusia y Brasil que se encontraban en continentes distintos.

Claessens y Forbes (2004) explican la definición de contagio según los creadores de política y banqueros centrales como la existencia de vulnerabilidad a choques externos, independientemente de la causa que lo provocó y de su relación con el país en donde se originó. Este tipo de transmisión puede ser de manera directa o indirecta, ya sea por el comercio bilateral, o por un cambio en las expectativas de los inversionistas Claessens et al (2004). No obstante, se debe aclarar que para ser considerado contagio financiero, juega un papel importante la correlación de un mercado con respecto a otro, dado que cambios dramáticos en una bolsa de valores no implican que hayan sido provocado por choques exógenos generado de otra plaza bursátil, o en el caso contrario, a pesar que, no existan nexos comerciales fuertes y estructuras productivas similares, no se puedan generar movimientos conjuntos entre mercados.

Dado el interés tanto académico y de los analistas de la política monetaria de un país, se han planteado múltiples trabajos teóricos y estudios de caso en los últimos 20 años relacionados en cuantificar y explicar el contagio financiero, que se puede generar tanto a nivel bancario como en las plazas bursátiles donde se cotizan títulos valores, renta fija y derivados. Uribe y Ulloa (2011) explican en los mercados accionarios, las relaciones de contagio se pueden deber a aspectos comerciales, lo cual incluye devaluaciones competitivas, coordinación de políticas macroeconómicas. Al existir cuentas de capital abiertas, implica restricciones en sus opciones de política, una vez los otros países hayan modificado las suyas. Por otra parte, desde el aspecto microeconómico, el contagio entre mercado se puede originar debido a decisiones de los inversionistas que incluyen equilibrios múltiples de mercado, uno positivo y otro negativo, donde las expectativas de crisis, sin estar basadas en los fundamentales de la economía, pueden tomar decisiones de salir de posiciones para minimizar sus pérdidas e inducen comportamientos de manada que impactan de forma masiva sobre los precios de los activos

financieros, o en el caso contrario, mantenerse en las posiciones entre los participantes para evitar pérdidas generalizadas en el mercado y esperar la confirmación de la información relevante del valor del activo financiero. A continuación se hace detalle del abordaje teórico del contagio financiero

Gráfica 1. Abordaje teórico contagio financiero



Fuente. Uribe et al. (2011)

La revisión empírica de este contagio financiero se ha fundamentado en primera medida a través del coeficiente de correlación (King y Wadhvani, 1990). También han sido utilizados los vectores autorregresivos y las funciones de impulso-respuesta (Baig y Goldfanjn, 1999), donde un incremento de la correlación es señal de existencia de contagio entre mercados. Posterior a ello, una segunda generación de medidas de dependencia se fundamentan en modelos no lineales que buscan corregir los problemas de las medidas de correlación lineal, donde explica Rigobon (2000) se tiene en la cuenta el incremento en la varianza condicional al calcular la correlación, eliminando el sesgo cuando se genera un incremento en la volatilidad.

Engle y Kroner (1995) explican con modelación Garch multivariada para describir la volatilidad de activos financieros tanto por su variación en el tiempo como de otras variables, por ejemplo, activos financieros calculando tanto sus varianzas y covarianzas, que sirven de referencia para la construcción de modelos de gestión de portafolios (Engle et al (1995) pp. 123). Este modelo, constituye una extensión del modelo generalizado ARCH univariado de n variables que implican conocer la matriz condicional de varianzas y covarianzas de n dimensiones con media 0 en los errores y que depende del conjunto de información. El respectivo modelo puede ser descrito de la siguiente manera:

Ecuación 1. Estimación de varianza condicional Garch Engle y Krone (1995)

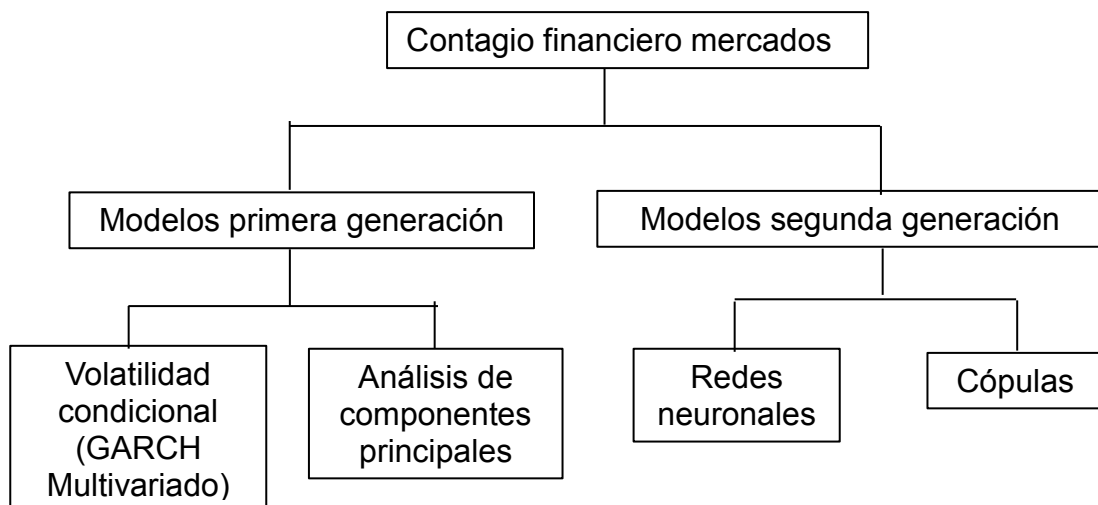
$$\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

Donde

H_t constituye el conjunto de parámetros que explica la volatilidad como una función del conjunto de información que depende de q valores rezagados de las raíces y productos cruzados del error e , al igual de los valores rezagados de p de los elementos de H_t y de $JX1$ vectores de variables exógenas débiles. Ello implica que las varianzas dependan únicamente del rezago pasado y las covarianzas de los productos cruzados del pasado Engle et al (1995) pp. 126.

Melo y Becerra (2008) explican que la modelación de media y varianza para activos financieros sin incluir otros activos de inversión, tienen sesgos en el cálculo del riesgo de un portafolio, mientras el desarrollo de modelos dinámicos que tienen en consideración la dependencia entre activos, permiten una mayor estructura analítica flexible que resulta apropiada para la medición del riesgo de mercado, especialmente en periodos de alta volatilidad donde se generarían escenarios de contagio financiero entre inversiones, siendo las cópulas, una buena especificación para medir estas dependencias sin sufrir problemas de transformaciones monótonas crecientes.

Gráfica 2. Técnicas de medición contagio financiero



Fuente: Uribe et al (2011)

2.2 EFICIENCIA EN LOS MERCADOS FINANCIEROS

Un mercado financiero se considera eficiente, cuando este se asemeja a un mercado de competencia perfecta, destacándose que tenga el cumplimiento de las condiciones de transparencia, flexibilidad y amplitud, lo cual permite que los compradores y oferentes conozcan las posiciones de cada uno y puedan asegurar que los precios este incluyendo toda la información disponible de los participantes del mercado. Este argumento lo detalla Fama (1970), donde los precios no permiten que se generen escenarios de arbitraje con ganancias libres de riesgo, excepto para un grupo de inversionistas que dispongan de información privilegiada del activo de inversión. De esta forma, al existir la eficiencia en los precios, se genera un movimiento continuo que converge hacia el valor fundamental del activo, dificultando su posibilidad de ser predecible.

Black (1971) explica con detalle la explicación de la eficiencia de un mercado citando:

“Un mercado perfecto para una acción consiste donde no existan ganancias generadas a personas que no dispongan de información especial acerca de la compañía, e incluso para personas que disponga de información privilegiada sea difícil obtener rendimientos extraordinarios, debido a que el precio se ajusta rápidamente cuando la información se vuelve disponible. Por lo tanto observaríamos aleatoriedad en los precios a través de transacciones consecutivas y de manera continua. Aleatoriedad significa que una sucesión de pequeños movimientos por arriba y por debajo son poco probables. Si el precio va a incrementarse, lo debería hacer solo una vez, de en vez de pequeños movimientos hacia arriba. Cambios grandes en los precios es deseable, siempre y cuando no sea seguido por grandes movimientos de los precios en la dirección opuesta” (Black, 1971, pp. (30)).

Un análisis más detallado de la eficiencia de un mercado financiero en las acciones lo explica Malkiel (1992), en el cual los precios deben reflejar de manera correcta y completa toda la información disponible del precio de una acción. Ante ello, la publicación de información adicional relacionado con ese activo financiero no es afectado si es publicado a todos los participantes en el proceso de compra y venta, siendo imposible obtener un beneficio económico por disponer y comercializar esta información

Duarte (2014) hace una descripción de los supuestos que características de un mercado eficiente segmentados según desde los actores institucionales y los agentes del mercado:

1. Libertad en los precios, formados con base en la demanda y la oferta sobre ese activo, sin intervención o restricción del estado

2. No existen barreras de ingreso al mercado por lo que no puede haber limitaciones en cantidad y momento para la compra o venta de activos
3. La información existente sobre el activo de inversión se provee sin costo, donde los aspectos relevantes de una inversión sea disponible y de manera gratuita.
4. Los inversionistas hacen uso de toda la información disponible existente relacionado del activo financiero, teniendo en la cuenta su horizonte temporal de inversión, afectando las decisiones de entrada y salida del mercado.
5. La utilización de la información disponible es utilizada bajo un criterio de racionalidad económica para acercarse hacia el precio fundamental de la acción.

Teniendo como punto de base el acceso y uso de información relevante impacta de manera directa la eficiencia de un mercado, Roberts (1967) realiza una clasificación de mercados eficientes según el conjunto de información disponible:

Eficiencia en el sentido débil: El conjunto de información disponible está incluida en los precios o los rendimientos del activo y su información histórica

Eficiencia en el sentido semi fuerte: El conjunto de información tiene en la cuenta toda la información por parte de los participantes del mercado, la cual es publicada de manera libre y abierta para todos y hace parte del proceso de formación de los precios de las acciones

Eficiencia en el sentido fuerte: El conjunto de información tiene en la cuenta toda la información de cualquier participante del mercado, y la información de acceso privado y da una ventaja privilegiada a su poseedor.

MacKinlay, Campbell y Lo (1997) explica la existencia de tres hipótesis de caminatas aleatorias que describen un mercado eficiente:

Caminata aleatoria Tipo 1: Incrementos independientes e idénticamente distribuidos

Las variaciones de los precios se esperan que dependan de un cambio más el precio inmediatamente anterior y de un error tipo ruido blanco con media cero y varianza σ^2

Caminata aleatoria Tipo 2: Incrementos independientes

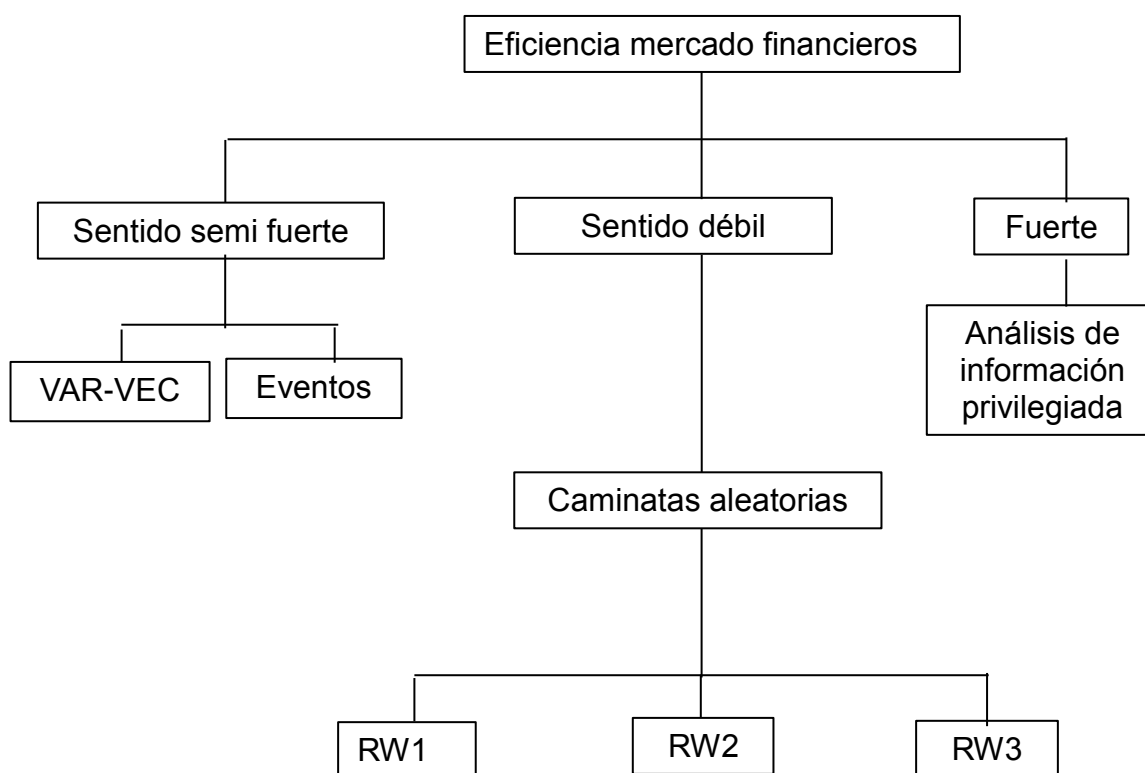
Implica que el proceso estocástico no tiene restricciones de cómo la distribución marginal de los precios varían en el tiempo pero los errores no se distribuyen de manera normal

Caminata aleatoria Tipo 3: Incrementos no correlacionados

Constituye un caso particular de la caminata aleatoria tipo 2, donde se relaja el supuesto de incrementos independientes, donde la covarianza de los errores son iguales a 0 y la covarianza de los errores al cuadrado sean distintos de 0

A continuación, se relaciona el abordaje teórico del concepto de eficiencia de mercados financieros

Gráfica 3. Abordaje teórico eficiencia mercados financieros



Fuente: Duarte (2014)

Para ello, la comprobación de si un mercado de renta variable de acciones es eficiente, teniendo como unidad de análisis y referencia su índice accionario y retorno compuesto, se puede verificar si los precios contienen toda la información relevante del mercado y su comportamiento en el tiempo como una caminata aleatoria, con lo cual se puede demostrar al menos en el sentido débil que un mercado es eficiente.

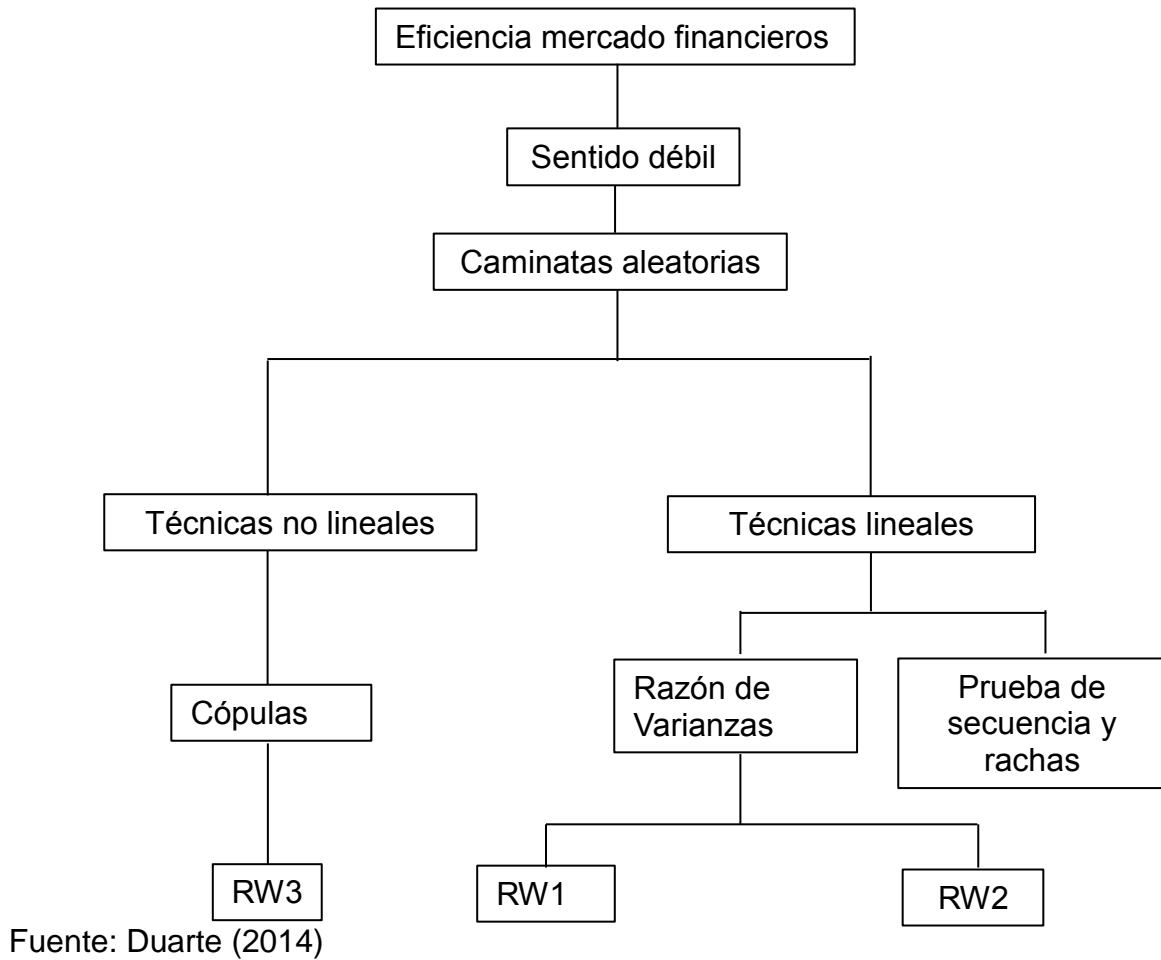
En trabajos empíricos, se evidencian periodos donde existe una aparente correlación en los mercados de acciones con un comportamiento lineal, en el que los movimientos de los precios no se comportan como una caminata aleatoria, sino muestran una dependencia temporal, los cuáles están relacionados con el tamaño del mercado y la dinámica de las transacciones bursátiles, mientras en el caso contrario, argumentan Todea et al (2009) los comportamientos no lineales se evidencian ante casos de eventos económicos y políticos relevantes.

Uribe y Ulloa (2011) explican mediante el uso de técnicas estadísticas para mediar la correlación no lineal de variables conocidas como cópulas, son importantes para este tipo de análisis de relaciones entre mercados financieros y la hipótesis de mercados eficientes de Fama (1970), dada las limitaciones a nivel lineal del análisis, haciendo énfasis en las limitaciones del uso del análisis de varianzas:

“El problema de la razón de varianzas, como herramienta empírica para la medición de la eficiencia, es que a pesar de incorporar explícitamente un ajuste por heterocedasticidad, sigue haciendo énfasis en la estimación de relaciones lineales en la historia de la serie” (Uribe et al (2011), pp. 140).

Investigaciones realizadas por Cintas de rio (2011) sobre la correlación entre el Dow Jones y el IBEX 35, se observa que al utilizar las cópulas Gumbel de supervivencia, existe un mayor grado de dependencia entre las dos bolsas y le permitió desarrollar una medida de valor en riesgo de los retornos del portafolio con niveles de probabilidad $p = (0.98, 0.99, 0.995, 0.999)$ y en el que al realizar simulaciones, muestra una valoración estática de los rendimientos están subvaloradas con respecto a la medición utilizada con cópulas. (Cinto de rio (2011) pp. 167). A continuación se detalla gráficamente el desarrollo a nivel de técnicas para la medición de eficiencia en el sentido débil.

Gráfica 4. Técnicas de medición de eficiencia sentido débil



3. DISEÑO METODOLÓGICO

3.1 MEDICION DEPENDENCIA ENTRE MERCADOS ACCIONARIOS

Se presenta a continuación 4 metodologías para cuantificar la estructura de dependencia entre los mercados accionarios, fundamentados en modelación de Garch, Análisis de componentes principales, cópulas bivariadas y distancia de correlaciones a través de teoría de grafos.

3.1.1 GARCH MULTIVARIADO

Para la construcción de un modelo que describa la volatilidad condicional de una serie de tiempo, en este caso, el rendimiento compuesto de un activo financiero, Engle (1982) explica que el valor esperado de un rendimiento de una acción y una varianza h puede ser definida sobre la base de la información pasada.

Ecuación 2. Ecuaciones de media y varianza condicional Garch multivariado

$$E(r_t) = \delta + \varepsilon_t$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{(t-1)}^2 + \beta h_{(t-1)}^2$$

Dónde:

$E(r_t)$ = Valor esperado de rendimiento del en el periodo t

δ, ε_t = Proceso de caminata aleatoria con error ruido blanco en el periodo t

$\alpha_0, \alpha_1, \beta$ = Parámetros modelación varianza condicional

$\varepsilon_{(t-k)}^2, h_{(t-k)}^2$ = Vector de variables explicativas de varianza condicional

Se puede incluir también dentro del componente de varianza condicional, variables exógenas, en este caso otros índices accionarios que estén afectando la volatilidad de un mercado accionario de la región o de otra parte del mundo. Bollerslev y Melvin (1994) y Engle et al (1995) explican la relación de los otros mercados en la influencia de la volatilidad y se describe el modelo para media y varianza presentado a continuación:

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{(t-1)}^2 + \beta h_{(t-1)}^2 + \beta_i Z_{it}$$

Z_{it} = Matriz de estimadores independientes

Solo serán tomadas en consideración para el GARCH multivariado los índices accionarios que muestren ser estadísticamente significativos con un rechazo de hipótesis nula de dos colas de 95%, es decir donde la probabilidad del estadístico sea menor de 2.5%.

3.1.2 ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES

Doll y Chin (1970) explican que el análisis de componentes principales constituye una técnica que permite comprender la naturaleza del movimiento entre variables aleatorias, describiendo una medida de variación común entre las series y una magnitud de divergencia. Albuquerque, De Francisco y Marques (2008) explican que este tipo de herramientas para analizar activos financieros, son de gran importancia cuando se observa la liquidez y los comovimientos entre acciones, y de igual manera permite explicar la información privada de un mercado en general.

Richardson (2009) explica el proceso, mediante el cual el análisis de componentes principales permite construir un nuevo conjunto de datos sobre los rendimientos de los precios de las acciones, constituyendo una transformación lineal de estos y descomponen la máxima varianza en orden ascendente y que no estén correlacionados linealmente del primer componente

El proceso de transformar la matriz del conjunto de datos X de m variables por n observaciones a la matriz de componentes Y, con una matriz coeficiente de componentes P de dimensiones m_xm tal que, permitiendo realizar una re proyección de los datos originales de tal manera que sean independientes y muestren la estructura de los componentes principales:

$$Y = PX$$

$$PX = (Px_1, Px_2, \dots, Px_n) = \begin{pmatrix} p_1x_1, p_1x_2, \dots, p_1x_n \\ p_2x_1, p_2x_2, \dots, p_2x_n \\ p_mx_1, p_mx_2, \dots, p_mx_n \end{pmatrix} = Y$$

Posterior a ello, el análisis de componentes principales define la independencia de los datos diseñando la varianza sobre el componente principal, de tal manera que elimine la correlación inicial de los datos para luego encontrar las direcciones sobre la cual la varianzas es maximizada y utiliza estas para encontrar la nueva base. Se redefine la varianza de una variable aleatoria Z , con media μ

Ecuación 3. Transformación de varianza en términos componente principal

$$\sigma_Z^2 = E(Z - \mu)^2$$

3.1.3 CÓPULAS BIVARIADAS

Las cópulas constituyen un método para la revisión de las correlaciones entre variables a nivel bivariado y multivariado, con una gran variedad de aplicaciones en finanzas para la explicación de riesgo de crédito, contagio entre mercados financieros y análisis de portafolio de inversión, donde detalla Balakrishnan y Lai (2009) como:

“La metodología de la función de copula se ha convertido en la nueva técnica más significativa para manejar movimientos conjuntos entre mercados y factores de riesgo de una manera flexible” (Balakrishnan et al (2009) pp.4).

La copula puede ser descrita como la distribución conjunta de probabilidad de dos o más variables que describe la estructura de dependencia entre estas a pesar de mostrar una distribución de probabilidad independientes. No obstante, al ser analizadas de manera conjunta muestra otro tipo de distribución de los datos, cuantificados sobre el cubo de una unidad entre $[0,1]^n$

Qu y Yin (2011) explican Las condiciones que deben satisfacer son las siguientes condiciones de la copula:

$$c(u, v) \geq 0, \text{ para } [u, v] \in [0, 1]$$

$$\int_0^1 c(u, v) du = 1 \text{ para todo } 0 \leq v \leq 1$$

$$c(u, v) = c(v, u)$$

3.1.4 DISTANCIAS DE CORRELACIÓN Y ÁRBOL MÍNIMO DE DISTANCIAS

Focardi y Fabozzi (2004) explican que la correlación constituye un fuerte indicador de medida de dependencia entre dos variables, ya sea en el mismo sentido o de manera contraria, independiente o si se mueven sin alguna relación lineal entre estos. Para ello se va a recurrir a la metodología de árbol recubridor mínimo (*Minimal spanning tree*) utilizando el indicador de distancia de Mantegna (1999), que posteriormente fue rediseñado con el indicador de distancia cuadrada de Pearson (Deza y Deza (2006)), siendo una transformación funcional del coeficiente de correlación. A partir de ello se procede a revisar la distancia entre variables, indistintamente si están positiva o negativamente correlacionadas.

Ecuación 4. Métrica de distancia Mantegna (1999)

$$\hat{\delta}_{(x,y)} = \sqrt{2(1 - (\rho_{(x,y)}))}$$

Donde

$(\rho_{(x,y)})$ = Coeficiente de correlación Pearson de las variables aleatorias x,y

Ecuación 5. Distancia cuadrada de Pearson Deza (2006)

$$\ddot{\delta}_{(x,y)} = 1 - (\rho_{(x,y)})^2$$

Para ello, el respectivo algoritmo de Kruskal (1956) permite lograr la construcción de un árbol de expansión mínima, constituyendo un grafo compuesto por todos sus vértices y cuya suma tiene el menor peso posible dentro de todas las posibilidades existentes entre los nodos no dirigidos dentro del problema. Con ello, un árbol originalmente de $n(n-1)/2$ nodos de dimensiones se puede simplificar a $N-1$ nodos, disminuyendo el problema original de 78 interacciones entre mercados de acciones a 12 correlaciones que se pueden describir tanto con el método de distancia cuadrada de Pearson Deza (2006) y de Mantegna (1999), utilizando

como coeficiente de correlación de referencia el de Kendall utilizado para la construcción de cópulas bivariadas entre los respectivos índices accionarios.

3.2 MEDICION EFICIENCIA MERCADOS ACCIONARIOS

Para la cuantificación de la eficiencia entre mercados, se va a realizar un análisis de cadenas de Markov entre el rendimiento presente y el rendimiento pasado, la razón de varianzas para comparar la evolución de las volatilidad de los rendimientos de los índices accionarios y la corroboración de dependencia no lineal de orden 1 de los rendimientos mediante cópulas dinámicas.

3.2.1 ANALISIS HISTORICO RENDIMIENTOS DIARIOS

Dentro del periodo analizado 2001-2012, se busca revisar si los rendimientos diarios se han comportado como una caminata aleatoria, implicando que si el precio de una acción sube o baja, su rendimiento en el día siguiente suba, o baje y se compense en los periodos siguientes de tal manera que tenga una distribución normal de los rendimientos y una varianza definida. Para ello se va a suponer una media histórica del 50% en los cambios de los rendimientos diarios y una desviación con una distribución binomial del 50% de probabilidad que tanto la acción suba como caiga, construyendo una cadena de dos estados, cumpliendo las siguientes condiciones:

Ecuación 6. Condiciones de signo y varianza muestral de rachas (Cowles 1937)

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } r_t \equiv \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} > 0 \\ 0 & \text{si } r_t \equiv \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \leq 0 \end{cases}$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}$$

Donde

p = Probabilidad de cumplimiento de incremento en el rendimiento del activo financiero en el periodo t

q = Probabilidad de cumplimiento en la disminución o cambio nulo en el rendimiento del activo financiero en el periodo t

n = cantidad de datos observados dentro de la muestra

A continuación se muestra la distribución de cuadrantes teóricos

Tabla 1. Distribución esperada de comportamiento de rendimientos diarios mercados accionarios

	No subió	Subió	Total general
No subió	50.00%	50.00%	100.00%
Subió	50.00%	50.00%	100.00%
Total general	50.00%	50.00%	100.00%

Fuente: Elaboración propia.

Con base en un nivel de confianza del 95%, se construye un intervalo de confianza de los valores mínimo y máximo en que estarían variando entre un día para otro el rendimiento de los índices accionarios, los cuales se encontrarían dentro la hipótesis nula rendimientos se comportan como caminata aleatoria, si están en el rango entre 48.210% y 51.790%

3.2.2 RAZON DE VARIANZAS CAMINATA ALEATORIA PURA Y CAMINATA ALEATORIA CON INCREMENTOS INDEPENDIENTES

Con base en MacKinlay et al (1997), se puede utilizar una medida lineal para revisar el comportamiento de las varianzas en el tiempo para corroborar si se describen como un movimiento de una caminata aleatoria, donde los incrementos se observan de manera independiente al tiempo y al nivel de rezagos de los

rendimientos. Para ello, el coeficiente de varianza es útil para el respectivo análisis, donde se utilizó este indicador para periodos de 2, 20 (1 mes), 60 (3 meses), 120 (6 meses) y 260 (1 año) intervalos sobre los mercados analizados, a través de la siguiente formula:

Ecuación 7. Razón de varianzas (MacKinlay et al 1988)

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

Donde

q = Numero de periodos de análisis de Varianza

$\rho(k)$ = coeficiente de autocorrelación de orden k

Teniendo en la cuenta los respectivos periodos, se compara el respectivo estadístico con los valores críticos del estimador de un valor de 2.23 para un nivel de confianza del 95% y 1.645 para el caso de un 99%, con el fin de comprobar si los rendimientos de los índices accionarios se comportan como una caminata aleatoria con incrementos independientes e idénticamente distribuidos, o en el caso más flexible de la caminata aleatoria, si existen incrementos independientes en las series descritas a continuación:

Ecuación 8. Caminata aleatoria con distribución idéntica e independientemente distribuido

$$E[P_t | P_{t-1}] = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$E[(P_t | P_{t-1})]$ = Valor esperado de rendimiento del en el periodo t condicionado al rendimiento del periodo t-1

μ = Proceso de tendencia de la serie de tiempo

P_{t-1} = Precio índice accionario en el periodo inmediatamente anterior a t

ε_t = error de la serie en el periodo t con media 0, varianza σ^2

3.2.3 ESTIMADORES A BASE DE CÓPULAS EMPIRICAS Y SIMULADAS

Con base en Uribe (2009) se puede revisar la independencia entre mercados financieros con base en la estimación empírica de cópulas, contrastadas con una simulación de una copula de independencia, donde dos variables aleatorias x_1 y x_2 , muestran independencia si su distribución conjunta es equivalente al producto de las distribuciones marginales:

Ecuación 9. Hipótesis equivalencia de independencia mediante distribuciones conjuntas y marginales en variables aleatorias.

$$F(x_1, x_2) = F_1(x_1)F_2(x_2)$$

El fundamento teórico se explica mediante el teorema de Sklar (1959) X_i y X_j son variables aleatorias con una función de distribución conjunta F , con funciones de distribución marginales F_i y F_j , en la cual existe una copula C que satisface la condición

Ecuación 10. Función de copula basada en función de distribución conjunta de variables aleatorias

$$F(x_i, x_j) = C[F_i(x_i)F_j(x_j)]$$

Para todo X_i y $X_j \in \mathfrak{R}$. Si F_i y F_j son continuas, entonces C es única. En caso de ser discretas están determinados sobre el rango $F_i \times$ Rango F_j . De manera inversa, si C es una copula y F_i y F_j son funciones de distribución, F es una función de distribución conjunta con distribuciones marginales F_i y F_j . Aplicándose estos conceptos, se puede representar la copula en términos de la función de distribución conjunta y de la inversa de sus marginales donde se observa la siguiente expresión:

Ecuación 11. Función de distribución conjunta y marginales copula bivariada (Sklar 1956)

$$F(x_i, x_j) = P(X_i \leq x_i, X_j \leq x_j)$$

$$F(x_i, x_j) = P(F^{-1}(X_i) \leq F^{-1}(x_i), F^{-1}(X_j) \leq F^{-1}(x_j))$$

$$F(x_i, x_j) = P(U_i \leq (u_i), U_j \leq u_j)$$

$$F(x_i, x_j) = u_i u_j$$

$$F(x_i, x_j) = C(u_i, u_j)$$

En este caso, se puede comprobar si existe independencia de la serie de los rendimientos diarios de los indicadores accionarios analizados con respecto al día inmediatamente anterior. La metodología que se desarrolló para la estimación de la copula dinámica fue por el método de máxima verosimilitud canónica (CML), con el cual permite encontrar la distribución empírica de la mismas y la varianza de los retornos a través de un modelo GARCH (1,1). Con base en los resultados de las cópulas se realizaron una simulación de distribución normal y se compararon con sus cuartiles si se distribuían de la misma manera.

La especificación del modelo GARCH para la construcción de las respectivas cópulas se representa a continuación:

Ecuación 12. Ecuación de media y Varianza Garch(1,1)

$$E(r_t) = \delta + \varepsilon_t$$

$$\sigma^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{(t-1)}^2 + \beta \sigma_{(t-1)}^2$$

$E(r_t)$ = Valor esperado de rendimiento del índice accionario en el periodo t

δ, ε_t = Proceso de caminata aleatoria con error ruido blanco en el periodo t

$\alpha_0, \alpha_1, \beta$ = Parámetros modelación varianza condicional

Al definir tanto el comportamiento de la media y la varianza, se procede a calcular los errores estandarizados de los respectivos rendimientos y a partir de ello, estimar la función de distribución marginal de cada uno de las variables analizadas.

Ecuación 13. Errores estandarizados de los índices accionarios y función de distribución uniforme

$$\varepsilon_{it} = \frac{r_{it} - E(r_{it})}{\sigma_i}$$

$$U_{it} = F_i(\varepsilon_{it})$$

Dónde:

ε_{it} = Error estandarizado de la variable aleatoria i en el periodo t

U_{it} = Distribución uniforme de la variable i en el periodo t

Teniendo en consideración la regla de límites superiores e inferiores de Fréchet–Hoeffding, la copula c representa un modelo de dependencia entre los límites superiores W y M definidos a continuación:

$$W(u, v) \leq C(u, v) \leq M(u, v)$$

Donde

$$W(u, v) = \text{Max}(0, u + v - 1)$$

$$M(u, v) = \text{Min}(u, v)$$

En los casos extremos de dependencia, si el valor de la copula es equivalente a W , u es decreciente con respecto a v , mientras para el caso del valor de la copula sea igual a M , implicaría u es monótonamente crecimiento con respecto a v

3.3 SELECCIÓN Y MANEJO DE LOS DATOS

El conjunto de datos a analizar, comprenden 13 series de tiempo, fundamentadas en los precios de cierre diarios de los índices accionarios de los siguientes países: Colombia, Brasil, México, Chile, Perú, Inglaterra, Japón, Euronext (el cual incluye las bolsas de valores de Lisboa, Bruselas, Ámsterdam y París), Francia, Alemania y los Estados Unidos divididos en los índices S&P 500, Dow Jones y Nasdaq. El periodo de análisis lo comprende desde Julio 3 de 2001 hasta 31 de diciembre de 2012.

La elección del periodo de tiempo, países e indicadores se fundamente en varios criterios:

1. Con base en el reporte del fondo monetario internacional 2010 "*Perspectivas Económicas; Las Américas - Aprovechando el viento a favor*" las bolsas de la región de América del Sur de Brasil, Colombia, Perú, Chile y México, constituyen las bolsas de valores con mayor volumen de transacción y constituyen bolsas de valores de referencia para los demás mercados de la región.
2. Para el caso de las bolsas de países desarrollados, se eligieron los índices accionarios de mayor volumen de transacción y referencia para términos de análisis y medición de la volatilidad en los mercados financieros para cada una de las regiones en Europa occidental, Asia y los Estados Unidos.
3. El índice accionario IGBC, indicador de referencia para el mercado colombiano y diseñado por la bolsa de valores de Colombia desde Julio del 2001, será utilizado para evaluar el comportamiento del mercado accionario colombiano hasta Diciembre de 2012, debido a la limitación de su expiración y que fue reemplazado por el COLCAP en el año 2013. No obstante, con este indicador puede ser comparado con los demás

indicadores de la región y de mercados desarrollados durante el periodo de análisis.

4. Dentro del periodo analizado 2000 a 2012, se generó una reducción importante en las tasas de interés internacionales, reflejada en las tasas de los fondos federales que pasó de 6,5% en el año 2000 a 0,5% en el año 2012, la tasa prime que pasó de 9,5% a finales del año 2000 a 3,25% para diciembre del 2012, al igual que la tasa libor paso de 6,25% en el año 2000 a 0,79 para el año 2012. Esto generó durante ese periodo una alta liquidez de recursos crediticios en los mercados financieros a nivel mundial, aspecto importante que impactó en las decisiones de inversión y de las rentabilidades de las firmas en el continente americano, europeo y en Japón, siendo reflejado en sus índices accionarios.
5. La inversión extranjera directa en América Latina, mostró un crecimiento importante entre el periodo 2000 a 2012, que ha logrado una cifra importante record de flujos de inversión de otras economías por un valor de 174.546 millones de dólares, y le permitió para ese año representar el 12% de los flujos de inversión extranjera directa a nivel mundial. Estos recursos impactaron de manera importante en el crecimiento económico de la región y afectó en parte el desempeño de muchas empresas que cotizan en bolsa y pertenecen a industrias de explotación de recursos naturales, impactando a nivel general en los índices accionarios de los países latinoamericanos analizados.

A continuación, se transforma los respectivos valores de índices en rendimiento compuesto para compararlos sobre una misma unidad de medida los respectivos mercados analizados:

Ecuación 14. Rendimiento compuesto diario

$$r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

Dónde:

p_t = Valor del índice en el día t

p_{t-1} = Valor del índice en el día inmediatamente anterior a p_t

La serie de valores fueron tomados directamente de la herramienta de información Thompson Reuters datastream, empezando desde el periodo Julio de 2001 a Diciembre de 2012 constituyendo 3.000 datos de los cuales se descuenta 1 dato al convertirlos en rendimiento compuesto continuo, con una periodicidad de los precios diarios para las 13 referencias de índices accionarios.

4. DESARROLLO DEL TRABAJO

4.1 CAPITULO 1 DEPENDENCIA MERCADOS

ESTADISTICOS PRINCIPALES BOLSAS DE VALORES LATINOAMERICAS Y MUNDO

A continuación, se presenta los estadísticos descriptivos de las respectivas series, donde se muestra segmentado por categorías de países de ingresos bajos-medios, países de ingresos medios y de ingresos altos, las medidas de tendencia central y dispersión, en las que se confirman la naturaleza de las series, las cuales no se comportan con una distribución normal, que tienen colas anchas, característico de las series financieras:

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos Bolsas América Latina – Mundo

Categoría País	País	Código	Promedio	Desviación Estándar	Asimetría	Kurtosis
Ingreso medio bajo	Colombia	RI_IGBC	0.000897	0.013555	-0.2016	15.90
Ingreso medio	Brasil	RI_BOVESPA	0.000482	0.018404	-0.1372	7.81
Ingreso medio	México	RI_IPC	0.000618	0.013182	0.0289	8.63
Ingreso medio bajo	Chile	RI_IPSA	0.000434	0.010332	-0.0391	13.06
Ingreso medio bajo	Perú	RI_IGBVL	0.000911	0.015114	-0.5282	14.19
Ingresos altos	Inglaterra	RI_FTSE	1.49E-05	0.012887	-0.1373	9.50
Ingresos altos	Japón	RI_NIKKEI	-6.98E-05	0.015033	-0.6655	9.53
Ingresos altos	Euronext	RI_EURONEXT	-9.12E-05	0.014312	0.0552	8.43
Ingresos altos	Francia	RI_CAC_40	-0.000119	0.015661	0.0560	8.10
Ingresos altos	Estados Unidos	RI_SAP_500	6.91E-05	0.013641	-0.0953	14.38
		RI_DOW_JONES	9.92E-05	0.012214	0.0089	11.59
		RI_NASDAQ	0.000148	0.015087	-0.0113	7.57
Ingresos altos	Alemania	RI_DAX_30	7.62E-05	0.016136	0.0337	7.485592

Fuente: Elaboración propia. Cálculos E-views 7

4.1.1 MODELACION VOLATILIDAD CONDICIONAL MULTIVARIADA CON GARCH

Revisando la información de los rendimientos compuestos de todos los índices accionarios de la región, se hace una modelación a través de un esquema de caminata aleatoria contemplando un error aleatorio con media 0 y varianza σ^2 . Para el cálculo, de las volatilidades, se procedió a realizar una modelación GARCH (1,1) para evaluar el componente de varianzas con los demás índices accionarios. Para la especificación del modelo se tomó en cuenta Marcucci (2005) en el cual el rendimiento del índice accionario se comporta como una caminata aleatoria con varianza condicional

$$r_t = \delta_0 + \varepsilon_t$$

$$\sigma^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{(t-1)}^2 + \beta \sigma_{(t-1)}^2 + \delta X_t$$

Donde

X_t = Matriz de índices accionarios

A continuación se muestran las ecuaciones de estimación para los 5 índices accionarios de la región. Los respectivos errores estándar por modelo se detallan en el anexo 1 y 2:

GARCH(1,1) IGBC

$$I_{gbc} _ \sigma^2 = 1.73E - 05 + 0.184\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.70\sigma_{(t-1)}^2 - 0.0003Bovespa - 0.0008Ipsa + 0.0007Euronext - 0.001SAP500 + 0.001Dow _ Jones$$

GARCH(1,1) BOVESPA

$$Bovespa _ \sigma^2 = 7.44E - 06 + 0.04\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.93\sigma_{(t-1)}^2 - 0.0004Ipc - 0.0005Ipsa - 0.001Ftse$$

GARCH(1,1) IPC

$$Ipc _ \sigma^2 = 3.58E - 06 + 0.06\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.91\sigma_{(t-1)}^2 - 0.0002Ipsa - 0.0006Ftse - 0.0006Sap500$$

GARCH(1,1) IPSA

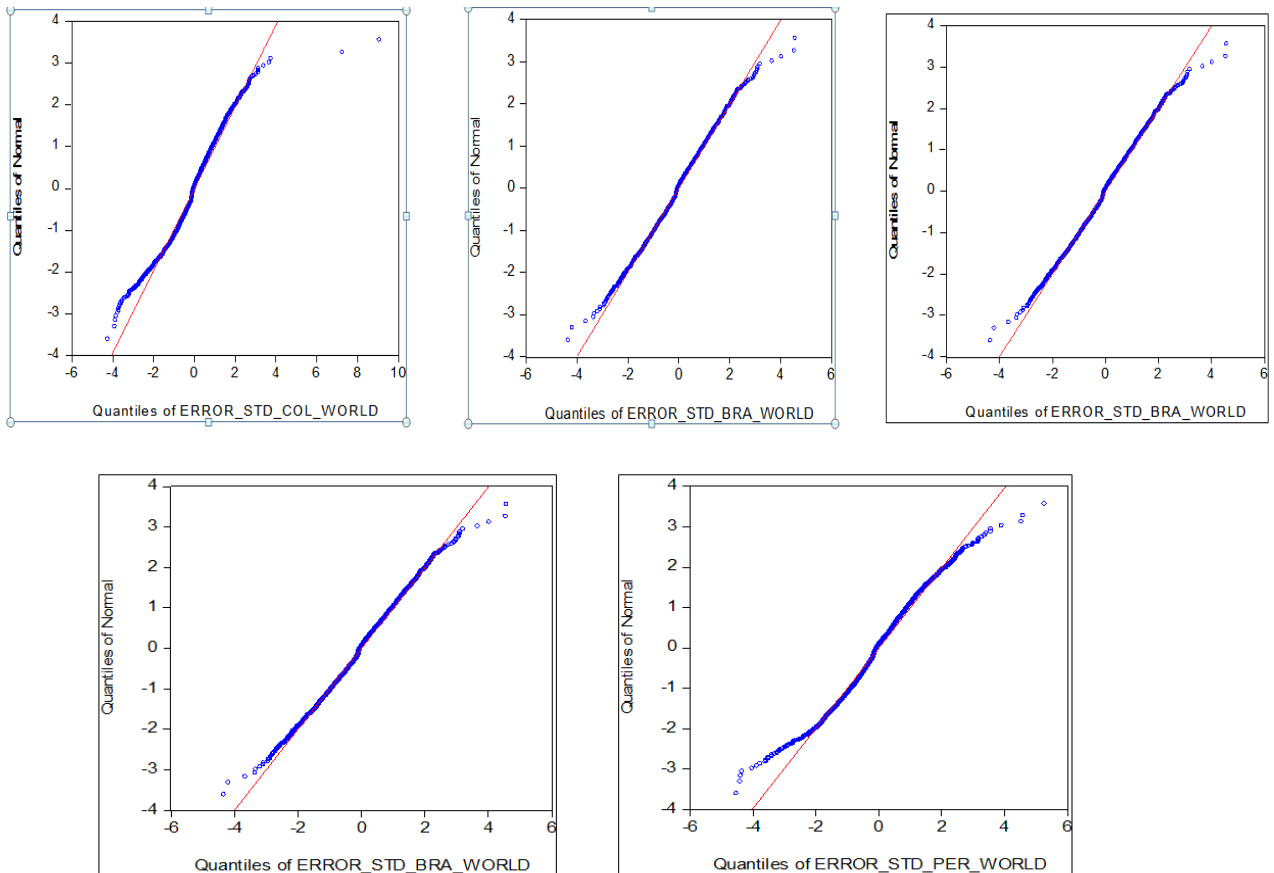
$$Ipsa_ \sigma^2 = 3.95E - 05 + 0.14\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.50\sigma_{(t-1)}^2 - 0.0008Igbc - 0.0005Ipc - 0.0003Ftse$$

GARCH(1,1) IGBVL

$$Igbvl_ \sigma^2 = 5.67E - 06 + 0.15\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.81\sigma_{(t-1)}^2 - 0.0002Igbc - 0.0001Bovespa - 0.0003Ipsa + 0.0003Dax_30$$

Solo se eligieron las variables exógenas del modelo que fueran estadísticamente significativas, donde se rechaza la hipótesis nula del estimador sea igual a 0 menor al 2.5%. En los casos de Colombia con el mercado Euronext, el Dow Jones se refleja una relación positiva, al igual que para el caso de Perú con el mercado Alemán existe una relación positiva. Comparando sus errores estandarizados a través del grafico QQ, se observa que esta inclusión de mercados en la modelación de la varianza muestra concentrarse sobre valores extremos.

Gráfica 5. QQ errores Estandarizados GARCH Mercados Latinoamericanos



Fuente: Elaboración propia. Cálculos E-views 7.0

Al realizar el mismo ejercicio para las bolsas de valores de mercados desarrollados, solo 3 de ellos se pudo modelar su volatilidad condicional bajo un esquema ARCH y para el caso de Japón, se confirma una estructura de volatilidad condicional GARCH (1,1). Los otros mercados no son consistentes en ser modelados bajo un GARCH multivariado, siendo los casos de Inglaterra, Euronext, Francia, y Dow Jones, mientras en los demás mercados, se observa que el papel de los mercados emergentes no tiene efectos en la volatilidad condicional.

ARCH(1,0) S&P 500

$$sap_500_ \sigma^2 = 1.2E-04 + 0.36\varepsilon_{(t-1)}^2 - 0.0009Dow_Jones + 0.0004Nasdaq$$

ARCH(1,0) NASDAQ

$$Nasdaq_ \sigma^2 = 1.7E-04 + 0.24\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.0006IPC + 0.0011CAC_40 - 0.0016sap_500$$

ARCH(1,0) DAX 30

$$Dax_30_ \sigma^2 = 1.9E-04 + 0.31\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.001IPC - 7.19E-04Nikkei - 0.001euronext$$

GARCH(1,1) NIKKEI

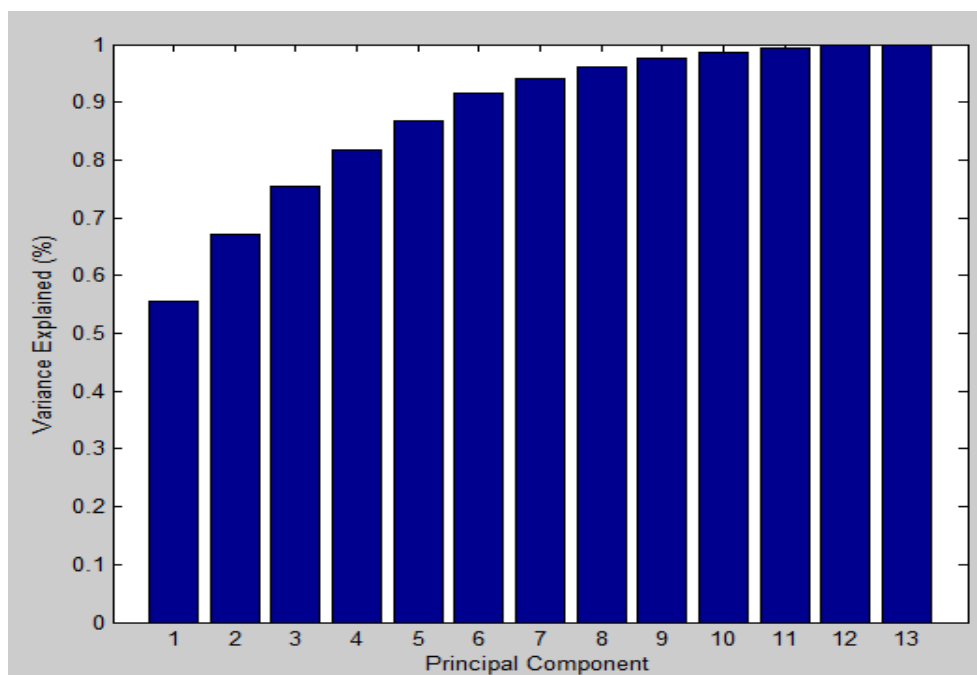
$$Nikkei_ \sigma^2 = 4.9E-06 + 0.08\varepsilon_{(t-1)}^2 + 0.89\sigma_{(t-1)}^2 + 0.0002Bovespa - 0.001Ipc - 0.0012Cac_40 + 0.000871sap_500$$

Realizando pruebas de efecto ARCH, y de correlación serial, se observa que no existe un efecto de autocorrelación en los residuos y no muestra dependencia temporal. No obstante, no se muestra normalidad en los errores, al realizar la prueba de Jarque Bera se observa que los errores no se distribuyen de manera normal.

4.2.2 ANALISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES

Por medio de análisis principal de componentes, se busca revisar la relación existente entre los rendimientos de los índices accionarios y encontrar los países más importantes que explican la volatilidad en todo el sistema. Utilizando la herramienta Matlab, la comparación global incluyendo los mercados regionales con respecto a economías con mercados financieros más desarrollados, se observa que dos bolsas de valores están explicando el 66% de los cambios en la varianza de todos los mercados.

Gráfica 6. Explicación varianza análisis componentes principales mundo



Fuente: Elaboración propia. Calculos Matlab 2014

Al reescribir el sistema de mercados analizados en los componentes principales, se detalla que Inglaterra es el principal componente principal, explicando un 55,51%, seguido por los mercados S&P500 y Dow Jones Industrial, y por ultimo se encuentran los mercados de Francia y el Euronext de Belgica, que aportan en su conjunto el 86,7% de la varianza de todos los mercados.

Tabla 3. Principales mercados de acciones que explican la varianza del sistema 2001-2012

País	Explicación varianza
Inglaterra	55,51%
S&P500 (USA)	67,14%
Dow Jones (USA)	75,52%
Francia	81,78%
Euronext (Bélgica)	86,70%

Fuente: Elaboración propia. Calculos Matlab 2014b

4.2.3 DEPENDENCIA NO LINEAL UTILIZANDO CÓPULAS

Con base en la información histórica de los rendimientos compuestos, se puede conocer la matriz de correlaciones de rango de Kendall, una medida que permite conocer el grado de relación entre los rendimientos de los índices acciones y la dependencia lineal sobre la base de una distribución uniforme de estas variables, relacionado con el coeficiente de correlación de Pearson. En la respectiva tabla 4 mostrada a continuación, se observa que todas las bolsas se asocian de manera positiva, destacándose los casos de Colombia, México y Perú con una mayor correlación entre bolsas de mercados desarrollados con respecto a los países de la región, mientras en el caso de las bolsas de Brasil y Chile, muestran mayor correlación con respecto a la bolsa de México.

Tabla 4. Coeficientes de correlación Kendall Bolsas de valores América Latina - Mundo

	IGBC	BOVESPA	IPC	IPSA	IGBVL	FTSE	NIKKEI	EURONEXT	CAC 40	S&P 500	DOW JONES	NASDAQ	DAX 30
IGBC	1	0.27	0.28	0.27	0.30	0.33	0.17	0.33	0.32	0.25	0.25	0.22	0.29
BOVESPA	0.27	1	0.61	0.48	0.39	0.45	0.16	0.45	0.44	0.61	0.58	0.59	0.44
IPC	0.28	0.61	1	0.47	0.40	0.50	0.19	0.52	0.52	0.65	0.63	0.64	0.51
IPSA	0.27	0.48	0.47	1	0.34	0.44	0.20	0.47	0.46	0.45	0.44	0.44	0.45
IGBVL	0.30	0.39	0.40	0.34	1	0.44	0.21	0.42	0.42	0.35	0.33	0.34	0.40
FTSE	0.33	0.45	0.50	0.44	0.44	1	0.28	0.90	0.89	0.54	0.52	0.48	0.83
NIKKEI	0.17	0.16	0.19	0.20	0.21	0.28	1	0.32	0.30	0.15	0.15	0.16	0.28
EURONEXT	0.33	0.45	0.52	0.47	0.42	0.90	0.32	1	0.99	0.57	0.56	0.52	0.92
CAC 40	0.32	0.44	0.52	0.46	0.42	0.89	0.30	0.99	1	0.57	0.56	0.52	0.91
S&P 500	0.25	0.61	0.65	0.45	0.35	0.54	0.15	0.57	0.57	1	0.95	0.93	0.59
DOW JONES	0.25	0.58	0.63	0.44	0.33	0.52	0.15	0.56	0.56	0.95	1	0.86	0.58
NASDAQ	0.22	0.59	0.64	0.44	0.34	0.48	0.16	0.52	0.52	0.93	0.86	1	0.56
DAX 30	0.29	0.44	0.51	0.45	0.40	0.83	0.28	0.92	0.91	0.59	0.58	0.56	1

Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014

Posterior a la obtención de los coeficientes de correlación por rangos, se procede a realizar la estimación de la dependencia entre países mediante cópulas bivariadas, donde se detalla en sus funciones de distribución de probabilidad, se encuentran centradas sobre puntos extremos. Por medio de la prueba de dependencia de valores extremos basados en procesos Kendall, se observa que para el caso de las 12 cópulas bivariadas, relacionándolas con los mercados latinoamericanos, la probabilidad del estadístico es cercana a 0, por lo cual no se rechaza la hipótesis alterna de que se comporten como una cópula de valor extremo.

Tabla 5. Estadísticos de prueba hipótesis de copula extrema Colombia y Brasil 2001 - 2012

Colombia	statistic	p-value	Brasil	statistic	p-value
u(col,bra)	6,6376	3,19E-11	-	-	-
u(col,mex)	6,5228	6,90E-11	u(bra,mex)	9,2572	2,20E-16
u(col,chl)	7,9933	1,31E-15	u(bra,chl)	9,2498	2,20E-16
u(col,per)	8,18	2,84E-16	u(bra,per)	10,4414	2,20E-16
u(col,ing)	7,8821	3,22E-15	u(bra,ing)	8,2521	2,20E-16
u(col,jap)	4,8787	1,07E-06	u(bra,jap)	3,7756	1,60E-04
u(col,eur)	7,6776	1,62E-14	u(bra,eur)	8,5104	2,20E-16
u(col,fra)	7,6338	2,28E-14	u(bra,fra)	8,771	2,20E-16
u(col,sap)	6,1096	9,99E-10	u(bra,sap)	8,7055	2,20E-16
u(col,dow)	5,7349	9,76E-09	u(bra,dow)	8,0563	2,20E-16
u(col,ndq)	6,2874	3,23E-10	u(bra,ndq)	8,9117	2,20E-16
u(col,dax)	6,7615	1,37E-11	u(bra,dax)	8,2379	2,20E-16

Fuente: Cálculos R-Project

Estos resultados se confirman de igual manera con los mercados de México, Chile y Perú, donde se muestra mediante el estadístico de valores extremos, donde no se rechaza la hipótesis alterna que la relación entre mercados latinoamericanos de la región y con respecto a los Estados Unidos, Europa occidental y Japón se comporten como valor extremo.

Tabla 6. Estadísticos de prueba hipótesis de copula extrema México, Chile y Perú 2001 - 2012

México	statistic	p-value	Chile	statistic	p-value	Perú	statistic	p-value
u(mex,chl)	9,4439	2E-16	-	-	-	-	-	-
u(mex,per)	8,6226	2E-16	u(chl,per)	8,3375	2E-16	-	-	-
u(mex,ing)	8,5595	2E-16	u(chl,ing)	8,2334	2E-16	u(per,ing)	9,9477	2,2E-16
u(mex,jap)	5,5855	2E-16	u(chl,jap)	5,4885	4E-08	u(per,jap)	5,7132	1,1E-08
u(mex,eur)	8,5079	2E-16	u(chl,eur)	8,9702	2E-16	u(per,eur)	10,024	2,2E-16
u(mex,fra)	8,5164	2E-16	u(chl,fra)	9,0763	2E-16	u(per,fra)	10,091	2,2E-16
u(mex,sap)	9,8763	2E-16	u(chl,sap)	7,7346	1E-14	u(per,sap)	8,7959	2,2E-16
u(mex,dow)	9,3075	2E-16	u(chl,dow)	7,6228	2E-14	u(per,dow)	7,9299	2,1E-15
u(mex,ndq)	9,9263	2E-16	u(chl,ndq)	6,8531	7E-12	u(per,ndq)	9,3109	2,2E-16
u(mex,dax)	8,6696	2E-16	u(chl,dax)	9,1829	2E-16	u(per,dax)	9,6245	2,2E-16

Fuente: Cálculos R-Project.

Las ventajas de la utilización de este método de correlación por rangos y luego la estimación de cópulas bivariadas, lo explica Melo et al (2008) detallando en los resultados, son invariantes ante transformaciones monótonas crecientes, al igual de la capacidad de identificar casos de dependencia perfecta entre variables.

4.2.4 DISTANCIAS DE CORRELACIONES Y ARBOL DE LA RUTA MINIMA MEDIANTE ALGORITMO KRUSKAL

Con base en los resultados del índice de correlaciones de Kendall, se procede a realizar la transformación de correlaciones de Deza (2006), donde se observa que existe una fuerte asociatividad entre todos los mercados de manera importante según la cercanía geográfica, destacándose en el caso de los países de ingresos altos, mientras para el caso de los mercados de la América Latina, su grado de dependencia es mucho menor dentro de su región geográfica, en comparación a mercados fuera del continente, detallado en la tabla 7:

Tabla 7. Transformación de matriz de correlaciones Deza (2006) Bolsas de Valores Latinoamerica – Mundo

	IGBC	BOVESPA	IPC	IPSA	IGBVL	FTSE	NIKKEI	EURONEXT	CAC 40	S&P 500	DOW JONES	NASDAQ	DAX 30
IGBC	0	0.93	0.92	0.92	0.91	0.89	0.97	0.89	0.90	0.94	0.94	0.95	0.91
BOVESPA	0.93	0	0.63	0.77	0.85	0.80	0.97	0.80	0.80	0.63	0.67	0.66	0.81
IPC	0.92	0.63	0	0.77	0.84	0.75	0.96	0.73	0.73	0.57	0.61	0.59	0.74
IPSA	0.92	0.77	0.77	0	0.88	0.80	0.96	0.78	0.79	0.80	0.81	0.81	0.80
IGBVL	0.91	0.85	0.84	0.88	0	0.81	0.96	0.82	0.82	0.87	0.89	0.88	0.84
FTSE	0.89	0.80	0.75	0.80	0.81	0	0.92	0.20	0.21	0.71	0.73	0.77	0.31
NIKKEI	0.97	0.97	0.96	0.96	0.96	0.92	0	0.90	0.91	0.98	0.98	0.97	0.92
EURONEXT	0.89	0.80	0.73	0.78	0.82	0.20	0.90	0	0.02	0.67	0.69	0.73	0.16
CAC 40	0.90	0.80	0.73	0.79	0.82	0.21	0.91	0.02	0	0.67	0.69	0.73	0.17
S&P 500	0.94	0.63	0.57	0.80	0.87	0.71	0.98	0.67	0.67	0	0.09	0.14	0.65
DOW JONES	0.94	0.67	0.61	0.81	0.89	0.73	0.98	0.69	0.69	0.09	0	0.26	0.66
NASDAQ	0.95	0.66	0.59	0.81	0.88	0.77	0.97	0.73	0.73	0.14	0.26	0	0.68
DAX 30	0.91	0.81	0.74	0.80	0.84	0.31	0.92	0.16	0.17	0.65	0.66	0.68	0

Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014

A nivel individual para cada mercado latinoamericano, Colombia y Perú muestran una baja dependencia entre los países de la región y con los mercados desarrollados, mientras para el caso de los países de Brasil, México y Chile, existen un mayor grado de dependencia entre estos mercados de la región, pero sigue siendo menor con respecto a los mercados desarrollados. Solo en el caso del Nikkei, muestra tener un bajo grado de dependencia con todos los mercados latinoamericanos e incluso con los mercados de países desarrollados. Al excluirlo de la muestra, el grado de dependencia en términos de distancia, disminuye en promedio, mostrando un mayor grado de relación con las demás economías en todo el continente americano y europeo. A continuación se muestra las diferencias entre distancias discriminadas por mercados en la tabla 8:

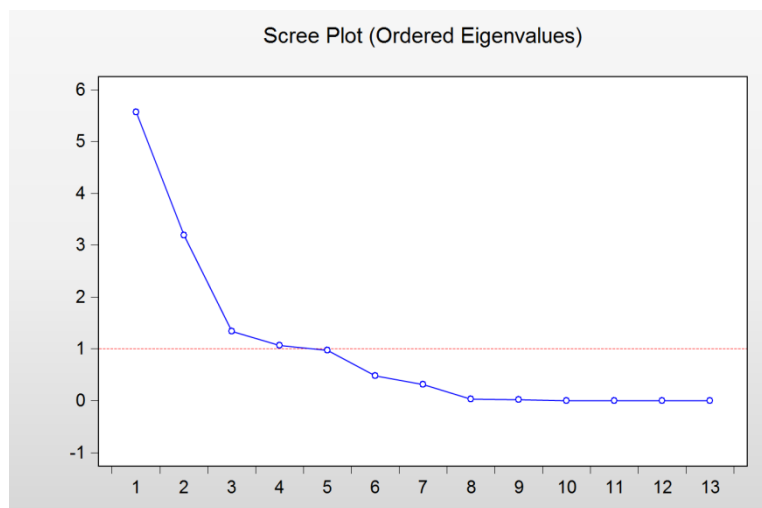
Tabla 8. Relación de distancias por tipo de mercados Colombia, Brasil, Mexico, Chile, Perú

	Mundo	Mundo Excluyendo Japón	Mercados Región	Mercados Estados Unidos	Mercados Europa
IGBC	0.9236	0.917029	0.9210	0.9429	0.8976
BOVESPA	0.7675	0.737929	0.7958	0.6518	0.802525
IPC	0.7103	0.674029	0.7929	0.5897	0.73725
IPSA	0.8181	0.7978	0.8388	0.8041	0.79305
IGBVL	0.8624	0.848743	0.8705	0.8825	0.82345

Fuente: Elaboración propia.

Si se toma en cuenta los valores propios de los respectivos mercados, se observa una centralidad del valor propio con 3 de los 13 mercados analizados, los cuales están representando más del 78% de los valores propios.

Gráfica 7. Valores propios matriz correlaciones Kendall Mercados accionarios Latinoamérica y Mundo



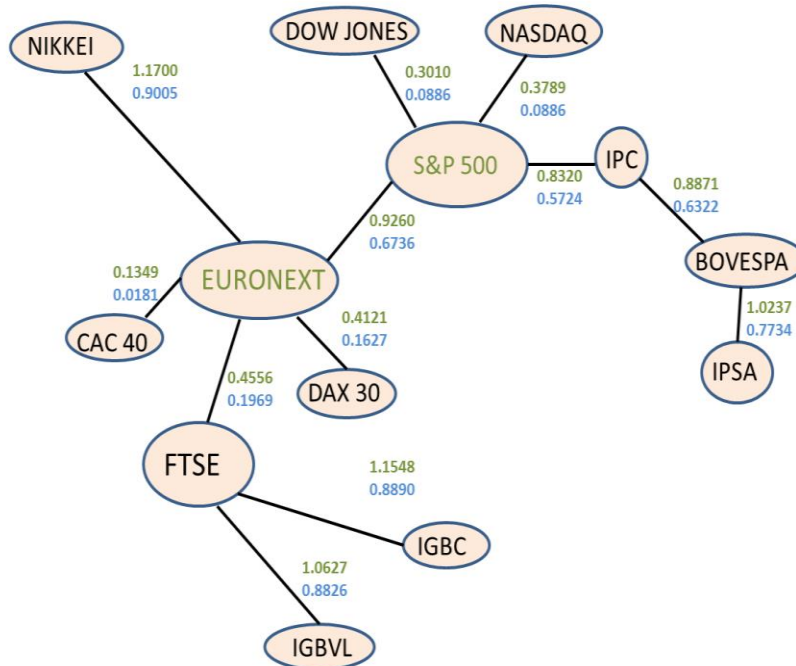
Fuente: Elaboración propia. Calculos E-views 7.0

Teniendo definidos las respectivas transformaciones de las correlaciones entre las bolsas de valores, se procede a la construcción del árbol recubridor mínimo (Minimal spanning tree (MST)) teniendo cuenta $N-1$ nodos, siendo cada nodo, una respectiva bolsa de valores. Para ello se utilizó el algoritmo de Kruskal (1956) de la siguiente manera:

1. Se identifica el par de nodos con la menor distancia
2. Se identifica el par de nodos con la segunda menor distancia y se adiciona al par anteriormente encontrado
3. Se identifica y se adiciona las subsecuentes distancias cortas entre nodos con la condición de evitar un ciclo cerrado hasta que el árbol complete la restricción ($N-1$ nodos).

A continuación se muestra el resultado en la respectiva gráfica en el que los mercados de México, Brasil y Chile reaccionan al Standard and poor 500, mientras los mercados de Colombia y Perú reaccionan desde el FTSE 100, el cual reacciona desde el Euronext.

Gráfica 8. Árbol recubridor mínimo Mercados Latinoamericanos – Mundo



Fuente: Elaboración propia.

Comparando los resultados con investigaciones que buscan encontrar este tipo de red de dependencia entre mercados, Miralles y Miralles (2005) realizaron estudios sobre relaciones entre índices bursátiles en Europa, en las cuales se observa que el Dow Jones y el Dax 30 constituyen referencias en el movimiento de los demás mercados, principalmente en periodos de crisis económicas. Por otra parte, los autores concluyen que el incremento en las relaciones entre índices bursátiles cambian la composición de una cartera de inversión, debido a que no permite a los inversionistas tener beneficios utilizando diversificación, y como resultado la cartera se divide entre los índices cuyas correlaciones son más inestables permitiendo formar combinaciones que afecten positivamente la rentabilidad del portafolio (Millares et al (2015) pp. 706). Al comparar los respectivos resultados, se observan un patrón común, donde si existe una cercanía entre el Dax 30 y el Dow Jones, la transmisión de la volatilidad y la correlación, pasan primero por los cambios que se generan desde Euronext y S&P 500 que muestran mayor liquidez en las negociaciones diarias.

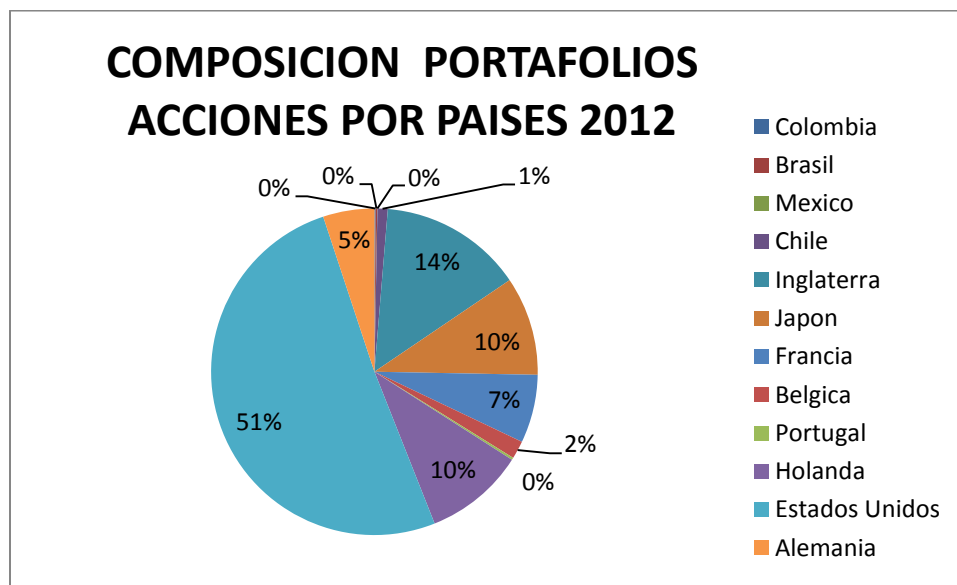
Con base en los resultados de la encuesta de portafolios de inversión coordinada (Coordinated Portafolio investment Survey CPIS) emitida por el Fondo Monetario internacional, se realizó un análisis histórico en el periodo 2001-2012 con respecto a los flujos de capital en acciones y fondos de inversión entre los países

analizados, en el cual se incluyó también Portugal, Holanda y Bélgica, países pertenecientes al mercado Euronext. Dentro de la muestra, no se dispone información de Perú en relación a las inversiones realizadas en otros mercados. Los resultados muestran que los flujos de inversión de Colombia, Brasil y Chile están fuertemente correlacionados con un valor superior a 0.8, mientras para el caso de México muestra que es negativa y con un valor de -0.10 y 0.11 con Colombia y Brasil respectivamente.

Teniendo en consideración la teoría de portafolios, los inversionistas realizan una diversificación del riesgo colocando parte de sus recursos en activos en mercados extranjeros. (Grubel 1968; Levy y Sarnat 1970). Cuando se genera un cambio de la composición de las inversiones, se genera un contagio entre los respectivos mercados. A nivel de los mercados de la región, se muestra que el grado de dependencia es bajo con respecto a los mercados de países desarrollados y el valor de los flujos de capital es también pequeño en comparación a las inversiones que realizan en países como los Estados Unidos y el Reino Unido, donde el flujo de inversiones muestra una correlación fuerte y positiva importante en todos los casos, exceptuando México, donde se observa una relación negativa y pequeña.

Esto implicaría que las relaciones de inversiones regionales no son lo suficientemente fuertes para generar una relación fuerte de dependencia y contagio financiero en el cual la proporción de recursos de inversionistas en la región no llegan a representar el 4% de la inversión total en mercados accionarios y la liquidez sería un factor importante en el momento movimientos conjuntos entre mercados financieros. La siguiente gráfica muestra la concentración de los portafolios de inversión que tiene cada país para el periodo 2012, en el cual sumando Colombia, Brasil, México y Chile no alcanza a llegar similitud con los recursos de Bélgica, que representa el 2% de los recursos dentro de los mercados analizados.

Gráfica 9. Distribución portafolios y fondos de inversión en acciones por país 2012



Fuente: Elaboración propia

Desde un punto de vista macroeconómico, las fluctuaciones del ciclo económico y su sincronización, afectan los mercados financieros de tal forma que el contagio financiero de un mercado se traslada tanto en su actividad económica como bursátil. Ávila y Pinzón (2015) explican que la globalización ha implicado la integración de las economías, y de igual forma si sus ciclos económicos son integrados por choques externos que impactan de manera simultánea en varios países.

El proceso de globalización, que ha traído consigo la integración de los mercados, genera el interrogante de si las economías también se integran en sus ciclos, ya sea por choques externos que afectan a varios países simultáneamente. Ejemplos tales como en el año 2000 a 2001, se observa en México, Venezuela, Perú y Brasil, una caída en la actividad económica como resultado de la explosión de la burbuja punto com en los Estados Unidos que implicó la quiebra de más de 5.000 empresas del sector de los servicios informáticos de ese país y que generó volatilidad e incertidumbre en los mercados financieros de estos países de la región.

Para el caso de los países de Colombia, Chile, Perú, Venezuela y Brasil, coinciden en una sincronización del ciclo económico en los años de la crisis económica colombiana en los años 1999 y la crisis subprime en el año 2008, donde existe una concordancia positiva en el movimiento de los ciclos económicos, un movimiento muy similar al movimiento de las correlaciones encontrados mediante el algoritmo de Kruskal, al menos para las economías de México, Brasil y Chile, y Colombia con respecto a Perú.

Para el caso de aspectos relacionados a crisis provenientes de otros países que afecten los respectivos mercados financieros, se observa en la evidencia plateada por Melo, Lozano y Ramos (2012), estas impactan de manera distinta en cada país, siendo ejemplos la crisis del tequila en 1994 y 1995 solo afectó los flujos de capital de México, representadas en inversiones en carteras de inversión, la crisis asiática y rusa provocó movimientos de salida de capitales principalmente en Colombia y Perú especializadas en inversión extranjera directa (IED). En el caso de Brasil, Chile y México, impactó en esta crisis en términos de la recomposición de carteras frente al incremento de las tasas de interés para evitar la salida de capitales.

Estos escenarios generan situaciones conocidas como *sudden stop*¹, en el que una caída en los flujos de capital viene acompañada con una reducción del crecimiento económico y de los ingresos fiscales, encarecimiento del endeudamiento, incrementando las tasas de interés y generando un efecto expulsión sobre la inversión privada en el sector real y financiero, generando movimientos de las posiciones de renta variable a renta fija.

Masson (1998) explica el efecto monosonal como la sucesión de múltiples choques a nivel global, entre ellos afectados por cambios en la tasa de interés, apreciaciones y depreciaciones de la tasa de cambio, cambios en los precios de los commodities y expectativas de un menor crecimiento económico mundial, pueden generar impactos de salidas de capitales en economías emergentes. Estos efectos pueden ir acompañados de variaciones en el comercio multilateral y desequilibrios en la balanza de pagos, y un conjunto de devaluaciones competitivas entre países para compensar los impactos de los choques transitorios para estabilizar la economía en materia comercial.

¹ El término hace referencia a una caída fuerte en el flujo de capitales en una economía, acompañada con una disminución del consumo y la producción y variaciones en los precios de los activos financieros. Sus orígenes pueden ser de carácter endógeno por parte de inversionistas locales que movilizan sus excedentes de liquidez en otros países o por inversionistas extranjeros que disminuyen o detienen los flujos de inversión en el país afectado

Otro mecanismo de contagio explicado por Claessens et al (2004) es resultado de relaciones financieras entre países, donde se genera una reducción en el acceso al crédito externo y en los flujos de inversión directa. Para ello, el papel de las decisiones de los agentes de mercado son determinantes a la hora de generar pánico general que se transmite hacia otras economías, tomando decisiones anticipadas a la manifestación de los choques macroeconómicos, con base en un comportamiento racional individual y colectivo.

Las representaciones formales de este tipo de fenómenos han sido estudiadas por Valdés (1996) y Calvo (1999) mediante un modelo de choques endógenos, que describen las decisiones de inversión de los agentes del mercado con información asimétrica, en el cual si estos reconocen solo una señal temporal de fluctuaciones en los precios de los activos lo asumen como un choque de liquidez, mientras las personas no informados no pueden reconocer de una mala señal a un choque temporal, tomando decisiones basadas en una sobre reacción de los inversionistas informados. También explica Calvo (1999), este tipo de relaciones se pueden explicar desde la teoría económica como un cambio en las expectativas y decisiones fundamentadas con información asimétrica entre inversionistas no informados, por acciones de inversionistas que toman decisiones en función de choques de liquidez y recomposición de portafolios.

4.2.5 CONCORDANCIA Y SINCRONIZACION DE LAS METODOLOGIAS DE MEDICIÓN DE CORRELACIÓN DE INDICES ACCIONARIOS

La utilización de este conjunto de metodologías permitió encontrar concordancia de una correlación predominante entre los mercados Colombia y Perú con el Reino Unido mediante el árbol recubridor mínimo y metodología Garch, al igual que la relación predominante entre los mercados de Brasil con México y este último con los Estados Unidos, existiendo una ruta de red financiera entre estos países con las economías desarrolladas. A continuación se presenta en detalla las metodologías que mostraron concordancia entre correlaciones directas entre países

Tabla 9. Concordancia en la utilización de metodologías para la detección de dependencia mercados accionarios

Metodologías	Colombia	Brasil	México	Perú	Alemania	S&P 500
Garch multivariado	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Algoritmo Kruskal	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Países relacionados	IGBC - FTSE	BOVESPA - IPC	IPC - S&P500	IGBVL – FTSE	DAX 30 - EURONEXT	S&P - NASDAQ

Fuente: Elaboración propia

Para el caso de las economías desarrolladas, se observan resultados de sincronización entre el algoritmo de Kruskal y los Garch multivariados únicamente en los Estados Unidos entre los indicadores S&P500 y Nasdaq, y con el caso de Alemania, se refleja con el indicador de acciones Euronext.

Al consolidar los respectivos resultados por metodologías de medición de dependencia de primera generación (Análisis componentes principales, GARCH multivariado) con respecto a metodologías de segunda generación (Cópulas bivariadas y árbol recubridor mínimo) se confirma la existencia de dependencia entre mercados y los países que más afectan el comovimiento entre los precios de los índices accionarios, analizando el cambio en el rendimiento compuestos de estos.

Tabla 10. Resultados principales metodologías medición dependencia mercados accionarios 2001-2012

	Metodologías primera generación	Metodologías segunda generación
Resultados	Mediante el análisis de componentes principales, 5 mercados explican el 86,7% de las variaciones de todo el mercado, de los cuales 3 de ellos son de países Europeos, 2 de Estados Unidos	Se confirma con las cópulas de valores extremos todos los casos a nivel Latinoamérica valores extremos con los demás países
	Los modelos GARCH(1,1) multivariado, para países de América Latina muestran dependencia en varianza con economías desarrolladas y con economías de la región. Para el caso de las economías, desarrolladas, la relación no se refleja con países de América Latina	Por medio de redes neuronales se identifica la estructura de dependencia entre países por regiones, destacándose S&P 500 que conecta América Latina con Europa y el índice Euronext conecta a Europa occidental y Japón
Casos excepcionales	Nikkei (Ibovespa, IPC) Dax 30 (IPC)	IGBC-FTSE 100 / IGBVL-FTSE 100

Fuente: Elaboración propia.

Dentro de los resultados de los modelos utilizados, se hace anotación de casos particulares donde se muestra una fuerte correlación entre rendimientos accionarios en mercados con una relación económica y distancia geográfica lejana, como son los países de Colombia y Perú con Inglaterra, Alemania con México y Japón con Brasil y México.

4.2 CAPITULO 2 EFICIENCIA MERCADOS LATINOAMERICANOS

4.2.1 ANALISIS HISTORICO DE LA DINAMICA DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS

Con base en la información histórica de Julio 3 de 2001 hasta 31 de diciembre de 2012, se observaron que en los mercados de Colombia, Chile y Perú, las variaciones positivas o negativas del rendimiento de los índices accionarios, se encuentran por fuera del intervalo inferior y superior de una distribución normal, corroborándose que no se comportan como una caminata aleatoria. En el anexo 11, se muestran los datos de dispersión de rendimientos para los mercados de latinoamericano, donde se observa para el caso de Brasil, muestra ser el único mercado en todos los cuadrantes está dentro del rango de los intervalos de confianza, otorgando una primera aproximación de estabilidad en los rendimientos diarios y muestra una eficiencia en que los retornos se comportan de manera independientes.

Para el caso de los mercados desarrollados, Inglaterra solo muestra ser eficientes en los cuadrantes 1 y 2, implicando que cuando existen variaciones negativas en los rendimientos, estos se comportan de manera normal con respecto a las variaciones positivas están por fuera del intervalo. Para el caso de los mercados de Euronext, Dax 30. Dow Jones y S&P 500 son eficientes en los cuadrantes 3 y 4, es decir, cuando se generan variaciones positivas en los rendimientos diarios se comporta de manera estable tanto en una variación negativa como positiva consecutiva. Solo existen dos casos particulares que son extremos donde Japón es eficiente en todos los cuadrantes, mientras en el caso del Cac 40 de Francia muestra no serlo en ninguno de los casos.

Con base en Cowles y Jones (1937) diseño un indicador, con base en información histórica se puede observar si existe una tendencia en los precios de las acciones

$$CJ = \frac{N_s}{N_r}$$

Donde:

Ns = Cantidad de veces en que el activo financiero subio de precio

Nr = Cantidad de veces en que el activo financiero bajo de precio

Los resultados muestran que los mercados más alejados de una condición de juego justo son el caso de Colombia y México que se encuentran por encima 0.1 unidades del valor 1 en el periodo analizado, mientras para el caso de los países de Brasil, Chile y Perú, están más cercanos a ese valor. Al incluir dentro del análisis, los casos de bolsas de valores de economías desarrolladas, se observan casos como el S&P 500 y el Nasdaq con los valores más altos en términos de la relación de número de días en que se incrementó el rendimiento de sus índices accionarios con respecto a los días en que disminuyó.

Tabla 11. Indicador Cowles Jones Mercados latinoamericanos y mundo 2001-2012

	2001-2012	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Colombia	1.11	1.06	1.25	1.16	1.28	1.55	1.13	0.99	0.82	1.10	1.39	0.83	1.01
Brasil	1.00	0.80	0.83	1.29	1.11	1.03	0.97	1.21	0.90	1.19	0.98	0.95	0.81
México	1.12	0.94	0.78	1.18	1.47	1.24	1.32	1.25	0.86	1.25	1.27	0.94	1.07
Chile	1.06	0.91	0.86	1.29	1.02	1.06	1.18	1.14	0.93	1.25	1.19	1.00	0.95
Perú	1.07	0.78	0.98	1.44	1.20	1.22	1.60	1.09	0.68	0.96	1.35	0.91	0.83
Inglaterra	0.99	0.91	0.80	1.01	1.17	1.18	0.98	1.10	0.72	1.10	1.04	0.90	0.98
Japón	1.05	0.91	0.89	1.27	0.91	1.32	1.08	1.12	0.91	1.16	0.95	1.03	1.07
Euronext	1.07	0.80	0.74	1.12	1.22	1.36	1.50	1.10	0.83	1.09	1.07	0.98	1.16
Francia	1.03	0.91	0.74	1.10	1.20	1.11	1.24	1.07	0.88	1.06	0.98	0.91	1.10
Alemania	1.09	0.94	0.76	1.07	1.11	1.43	1.41	1.27	0.87	1.09	1.16	0.97	1.14
S&P 500	1.13	0.91	0.74	1.18	1.26	1.26	1.22	1.23	0.96	1.25	1.33	1.18	1.10
Dow Jones	1.03	0.97	0.73	1.31	0.98	0.95	1.11	1.19	0.86	1.10	1.23	1.15	0.88
Nasdaq	1.12	0.97	0.83	1.12	1.17	1.18	1.10	1.37	0.85	1.29	1.42	1.22	1.06

Fuente: Elaboración propia

Al extender el análisis incluyendo varios periodos, se observan mercados que tienen la misma cantidad de veces que incrementaron y disminuyeron su rendimiento para un año en particular, destacándose los casos de Dow Jones y Nasdaq (2001), Euronext, Cac 40 (2002), Ipsa y Bovespa (2003), Ipc e Ipsa (2009) S&P 500 y Cac 40 (2012)

Teniendo en consideración el indicador de Cowles (1937), en el anexo 10, se puede comparar con su valor teórico para revisar si existe correlación de los rendimientos con base en las probabilidades condicionales observadas, descritas en la siguiente fórmula a continuación:

$$CJ = \frac{(1-\alpha)\beta + (1-\beta)\alpha}{2\alpha\beta}$$

Donde

A= Probabilidad r_t es negativo condicionado a r_{t-1} sea positivo

B = Probabilidad r_t sea positivo condicionado a r_{t-1} sea negativo

Al comparar los respectivos valores teóricos de CJ, alfa y beta, se observan grandes diferencias entre los valores teóricos y observados, existiendo correlación serial entre los rendimientos, rechazando la hipótesis de mercados eficientes al menos en el sentido débil, rechazando la caminata aleatoria tipo 3 de no existencia de correlación en los rendimientos.

Tabla 12. Indicadores Cowles Jones Teórico y observado Mercados Latinoamericanos y mercados desarrollados

País	CJ		Probabilidades teóricas				Probabilidades observadas			
	(Teórico)	CJ	α	β	(1- α)	(1- β)	α	B	(1- α)	(1- β)
Colombia	1.34	1.11	30%	80%	70%	20%	41%	45%	59%	55%
Brasil	0.96	1.00	40%	70%	60%	30%	51%	51%	49%	49%
México	1.12	1.12	30%	100%	70%	0%	45%	50%	55%	50%
Chile	1.26	1.06	40%	50%	60%	50%	43%	46%	57%	54%
Perú	1.31	1.07	30%	80%	70%	20%	42%	45%	58%	55%
Inglaterra	0.93	0.99	40%	70%	60%	30%	52%	52%	48%	48%
Japón	1.00	1.05	50%	50%	50%	50%	49%	51%	51%	49%
Euronext	0.97	1.07	40%	70%	60%	30%	49%	53%	51%	47%
Francia	0.90	1.03	40%	80%	60%	20%	52%	53%	48%	47%
Alemania	0.96	1.09	40%	70%	60%	30%	49%	53%	51%	47%
S&P 500	0.93	1.13	40%	70%	60%	30%	49%	55%	51%	45%
Dow Jones	0.94	1.03	40%	70%	60%	30%	51%	52%	49%	48%
Nasdaq	1.03	1.12	50%	50%	50%	50%	47%	52%	53%	48%

Fuente: Elaboración propia.

4.2.2 ENFOQUE LINEAL DE LA RAZON DE VARIANZAS CAMINATAS ALEATORIAS

Para el caso de todas las bolsas latinoamericanas como de países desarrollados, se rechaza la hipótesis nula de caminata aleatoria con incrementos independientes e idénticamente distribuidos, con valores críticos de 2.23 para un nivel de confianza del 95% y un valor de 1.645 para un nivel de confianza del 99%.

Tabla 13. Estimador z de la razón de varianza hipótesis caminata aleatoria con incrementos IID mercados accionarios

Mercado	Estadístico	Valor Crítico (95%)		Valor Crítico (99%)	
IGBC	8.41564	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
BOVESPA	14.41702	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
IPC	13.03095	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
IPSA	9.140303	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
IGBVL	8.599256	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
FTSE	13.77804	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
NIKKEI	13.74636	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
EURONEXT	13.56074	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
CAC 40	14.22116	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
S&P 500	10.14519	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
DOW JONES	11.46963	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
NASDAQ	14.02892	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
DAX 30	14.57182	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza

Fuente: Elaboración propia. Cálculos e-views 7.0

No obstante, al analizar los mercados como una caminata aleatoria con incrementos independientes, como lo detalla Mackinlay et al. (1997), con un comportamiento de la serie teniendo en consideración su precio inmediatamente anterior y con un error independiente que no se distribuye de manera normal, algunos mercados no se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria en un sentido lineal, donde se observa que no se rechazan los mercados de Brasil, Inglaterra, Japón, Euronext, Francia, Nasdaq y Alemania a un nivel de confianza del 95%. Para el caso del 99% solo se consideran eficientes Brasil, Japón, Euronext y Nasdaq.

Tabla 14. Estimador z de la razón de varianza hipótesis caminata aleatoria con incrementos independientes mercados accionarios

Mercado	Estadístico	Valor Crítico (95%)		Valor Crítico (99%)	
IGBC	3.527902	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
BOVESPA	0.839683	2.23	No se rechaza	1.645	No se rechaza
IPC	2.847396	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
IPSA	4.199608	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
IGBVL	5.396603	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
FTSE	1.752892	2.23	No se rechaza	1.645	Se rechaza
NIKKEI	0.657835	2.23	No se rechaza	1.645	No se rechaza
EURONEXT	1.212869	2.23	No se rechaza	1.645	No se rechaza
CAC 40	1.835342	2.23	No se rechaza	1.645	Se rechaza
S&P 500	2.947649	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
DOW JONES	2.544003	2.23	Se rechaza	1.645	Se rechaza
NASDAQ	2.228168	2.23	No se rechaza	1.645	Se rechaza
DAX 30	0.658436	2.23	No se rechaza	1.645	No se rechaza

Fuente: Elaboración propia. Cálculos e-views 7.0

Maya et al (2005) desempeñaron una validación de estas metodologías usando tanto secuencias como razones de varianza, donde concluye que para el caso de Colombia, se observa un rechazo en la hipótesis de caminata aleatoria RW1 y RW2. Las debilidades de la utilización de estas herramientas están sujetas a los supuestos de normalidad en la distribución de la serie, al igual que homocedasticidad en la varianza de los errores, supuesto que difiere con la realidad de los datos que confirman presencia de heterocedasticidad y la no normalidad de los errores. Como alternativa, se debe tener en la cuenta que para lograr que el indicador de cociente de varianzas este cercano a 1, implicara incrementar el tamaño de la muestra y que los retornos no tengan correlación serial dado que la varianza de la suma de incrementos no correlacionados debe ser igual a la suma de las varianzas (Maya et al, pp. 71)

Moreno & Olmeda (2007); verificaron la posibilidad de encontrar estadísticamente la predictibilidad y aprovechamiento de anomalías en los mercados financieros mediante técnicas lineales, donde se analizaron 49 índices de Morgan Stanley Capital International MSCI entre los años 1995 a 2001, de los cuales hacían referencia a 28 mercados emergentes estando incluidos Brasil, Chile, Colombia, México y Perú y 21 mercados de economías desarrolladas, donde se incluían las

bolsas de Francia, Alemania, Luxemburgo, Holanda, Portugal, Japón, Reino Unido y los Estados Unidos. Dentro de los respectivos resultados mediante modelación lineal, encontraron que mediante esquemas autorregresivos de primer orden encontraban mayor grado de predictibilidad en el comportamiento de los rendimientos con respecto a los países desarrollados.

4.2.3 ENFOQUE NO LINEAL CONSTRUIDO A TRAVÉS DE CÓPULAS DINAMICAS

Para la construcción de las cópulas dinámicas, se procedió a estimar los errores con base en un modelo GARCH (1,1) tanto para la serie de rendimientos en el periodo t y para el periodo t-1 para confirmar el comportamiento de dependencia de las respectivas variables, donde se presentan a continuación el valor de los respectivos estimadores de la ecuación de varianza. En todos los casos, $\alpha + \beta < 1$ y $\alpha, \beta > 0$ que se detalla a continuación.

Tabla 15. Coeficientes de estimación GARCH índices accionarios

Índice	Constante	alfa	beta
IGBC(-1)	0.0011	0.1001	0.8773
IGBC	0.0011	0.0999	0.8776
BOVESPA(-1)	0.0009	0.0743	0.894
BOVESPA	0.0009	0.0739	0.8944
IPC(-1)	0.0009	0.0778	0.9221
IPC	0.0009	0.077	0.9229
IPSA(-1)	0.0008	0.1053	0.8857
IPSA	0.0008	0.1051	0.886
IGBVL(-1)	0.0012	0.2057	0.7483
IGBVL	0.0012	0.1457	0.8538
FTSE(-1)	0.0004	0.0909	0.8998
FTSE	0.0004	0.0911	0.8993
NIKKEI(-1)	0.0005	0.1142	0.8844
NIKKEI	0.0005	0.1148	0.8841
EURONEXT(-1)	0.0005	0.0816	0.9089
EURONEXT	0.0005	0.0814	0.9091
CAC 40(-1)	0.0006	0.1078	0.8902
CAC 40	0.0006	0.1078	0.8902
S&P 500 (-1)	0.0002	0.0911	0.9048
S&P 500	0.0002	0.0913	0.9047
DOW JONES(-1)	0.0004	0.0643	0.9292
DOW JONES	0.0004	0.0644	0.9292
NASDAQ(-1)	0.0005	0.0625	0.9369
NASDAQ	0.0005	0.0622	0.9372
DAX 30(-1)	0.0008	0.0888	0.9035
DAX 30	0.0008	0.089	0.9032

Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

Para todos los casos, al analizar los límites superiores e inferiores, corroborando con la regla de límites superiores e inferiores de Fréchet–Hoeffding, se observan que los valores de las cópulas para cada uno de los mercados llegan a estar cercanos a los límites inferiores y superiores, pero no se equiparan en valor, implicando un caso de dependencia entre los rendimientos del día presente con respecto al periodo inmediatamente anterior.

Al realizar la estimación de las funciones de distribución acumulada empíricas, se observa que se comportan como cópulas normales, tanto para mercados latinoamericanos, como mercados de países desarrollados. No obstante, al revisar sus funciones de densidad de la copula, se observan casos particulares como los mercados de Colombia, en el cual la copula simulada es mucho más plana con respecto a su densidad empírica, implicando que las variaciones de los rendimientos se distribuyen en los extremos y no de manera uniforme, dando indicios que están altamente correlacionadas y no constituyen una caminata aleatoria.

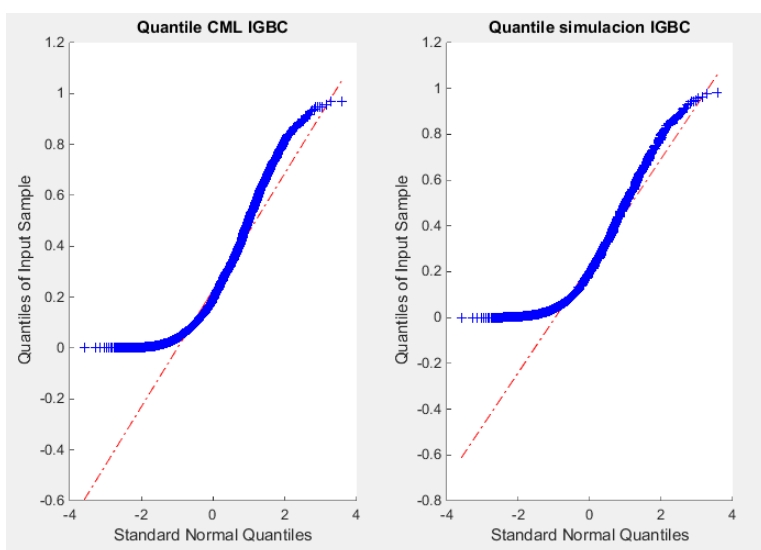
Para el caso de las bolsas de Inglaterra, Francia y Alemania, se observan un comportamiento particular, en el cual se detalla funciones de densidad con indicios de correlación entre los rezagos de manera negativa. Con respecto a los índices Euronext y Dax 30 de Alemania, se observan que su función de densidad simulada para la copula se comporta como una copula normal. No obstante, al realizar la estimación empírica difiere y se comporta de manera inversa.

Al comparar los resultados con otras investigaciones, Busse & Clifton (2002) analizan el mercado Nyse de Junio a Octubre 2000 con los movimientos de los precios intradiarios, donde encontraron que un agente del mercado no podía generar beneficios económicos con base en la información publicada de manera oficial solo si actuaba de manera inmediata, incorporándose la información en cuestión de un minuto, mientras en un escenario de resultados negativos de una compañía, estos se incorporan a una velocidad más lenta y se llega a su equilibrio en los 15 minutos. Ante este escenario, los autores concluyen que la eficiencia de este mercado depende en gran medida de la vigilancia de los participantes que monitorean el mercado y corrigen los precios ante distorsiones generados por las noticias de manera rápida.

Al realizar el respectivo análisis de los cuartiles de las funciones de distribución de las cópulas, se observa que existen puntos extremos tanto en la copula de simulación de independencia como en la copula empírica, principalmente para el

caso de las variaciones negativas entre el rendimiento presente y el inmediatamente anterior de los índices accionarios de América Latina, que están detallados en el anexo 26 para los 5 mercados latinoamericanos, destacándose el caso de Colombia donde muestra una cola superior ancha y alejada de con respecto a la distribución normal.

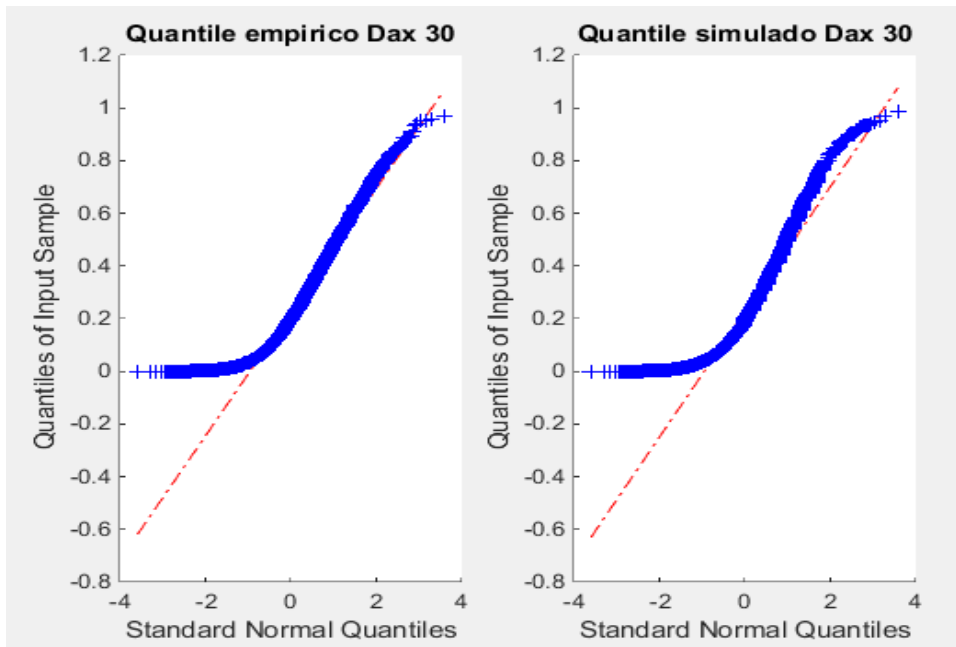
Gráfica 10. Cuartiles distribución empírica y simulada IGBC y su rezago de primer orden



Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

Cuando se realiza el respectivo análisis para mercados más grandes, presenta un comportamiento similar, no obstante, muestra una mejor bondad de ajuste con respecto a los cuartiles teóricos para los mercados de Inglaterra, Japón, Euronext, Francia, Alemania y los Estados Unidos, especialmente en la cola superior de los cuartiles, detallado en la siguiente grafica para el índice DAX 30.

Gráfica 11. Cuartiles distribución empírica y simulada DAX 30 y su rezago de primer orden



Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

Posterior a la estimación de las cópulas, se puede comparar el coeficiente de correlación de Pearson proveniente de los rendimientos diarios de los índices accionarios y compararlos con la copula empírica y simulada, en el que se muestra que su versión lineal sigue siendo sobrestimada con respecto a la estimación no lineal de correlación, incluso en el caso de las simulación de la copula, exceptuando los casos de los mercados de Perú, Colombia y México, los cuales muestran una menor correlación de Pearson con respecto a los resultados de dependencia no lineal de sus cópulas empíricas.

Tabla 16. Coeficientes de correlación Pearson y Kendall por Cópulas mercados latinoamericanos y desarrollados

Orden	Mercado	Datos	Copula Empírica		Copula Simulada	
		P	Rho	Tau Kendall	Rho	Tau Kendall
1	Brasil	-0,0092	-0,0035	-0,0023	-0,0186	-0,0119
2	Japón	-0,0151	0,0067	0,0067	-0,0081	-0,0051
3	Euronext	-0,0103	-0,0073	-0,0046	0,0108	0,0069
4	Alemania	-0,0174	-0,0130	-0,0083	0,0226	0,0144
5	NASDAQ	-0,0626	-0,0250	-0,0159	-0,0216	-0,0137
6	Dow Jones	-0,0809	-0,0346	-0,0220	-0,0400	-0,0255
7	Francia	-0,0347	-0,0358	-0,0228	-0,0540	-0,0344
8	Inglaterra	-0,0528	-0,0453	-0,0289	-0,0271	-0,0173
9	S&P 500	-0,1196	-0,0559	-0,0356	-0,0846	-0,0539
10	México	0,0754	0,0692	0,0441	0,0867	0,0933
11	Chile	0,1547	0,1745	0,1116	0,1331	0,0850
12	Colombia	0,1531	0,1871	0,1198	0,1461	0,0553
13	Perú	0,1557	0,1889	0,1210	0,1795	0,1149

Fuente: Elaboración propia. Cálculos matlab 2014a

Otra manera de confirmar la dependencia entre el retorno presente con respecto al retorno inmediatamente anterior es realizando una estimación lineal mediante mínimos cuadrados ordinarios entre producto de las distribuciones uniformes de las variables con respecto a n rezagos, en este caso del primer rezago. La especificación de Patton (2012) del modelo autorregresivo se detalla a continuación:

$$U_{1t}U_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 U_{1t-1}U_{2t-1} + \varepsilon_t$$

Donde la hipótesis nula es confirmar si $\alpha_1 = 0$ lo que implicaría no dependencia entre los retornos presente y su periodo inmediatamente anterior. Para el desarrollo del estadístico que evaluaría la hipótesis nula, se calcula de la siguiente manera:

$$\hat{A}_p = \hat{\alpha}'R'(R\alpha_1\hat{V}_\alpha R')^{-1}R\hat{\alpha}$$

Donde $\hat{\alpha} \equiv [\alpha_0, \dots, \alpha_p]$ $R = [0_{p \times 1} : I_p]_y$ $\hat{V}_\alpha = Cov(Y, X)$

A continuación se presentan los respectivos resultados de la estimación lineal, en el que todos los casos, existe una correlación serial en la dependencia de la serie.

Tabla 17. Estimadores regresión modelo Patton (2012)

Mercado	A ₀	α ₁	Estadístico
Colombia	0,1259	0,5267	5,4933
Brasil	0,1475	0,4083	3,6757
México	0,1446	0,4344	3,8416
Chile	0,1336	0,4956	4,8429
Perú	0,1263	0,5228	5,4112
Inglaterra	0,1506	0,3877	3,4086
Japón	0,1436	0,4252	3,8668
Euronext	0,1453	0,4161	3,8697
Francia	0,1477	0,4009	3,6556
Alemania	0,1487	0,4005	3,6601
S&P500	0,1531	0,3771	3,1853
Dow Jones	0,1508	0,3900	3,3517
Nasdaq	0,1463	0,4116	3,7404

Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

4.2.4 CONCORDANCIA Y DIVERGENCIA DE METODOLOGIAS DE MEDICIÓN EFICIENCIA MERCADOS FINANCIEROS

Se debe tener en la cuenta que todos los mercados analizados muestran distribuciones asimétricas, leptocurticas y de colas anchas, características no propias de una distribución normal, que impactan en la medición de la eficiencia. La utilización de las metodologías de Razón de Varianzas y uso del indicador Cow Jones son metodologías de análisis histórico con base en el supuesto de normalidad de Errores. Solo en los casos de Brasil y Japón muestran sincronización en el indicador, mientras para el caso de los demás se muestra que los mercados de Colombia, México, Chile, Perú y el S&P 500 muestran no ser eficientes y se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria RW1 y en solo en casos limitados no se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria RW2.

Con respecto a la metodología no lineal para la constatación de la eficiencia en el sentido débil mediante cópulas, este permite trabajar sin el supuesto de normalidad de errores, buscando una distribución empírica con base en los datos y puede modelar la volatilidad condicional de las series, mostrando resultados en donde todos los mercados muestran no ser eficientes. Los respectivos resultados en la confirmación de la eficiencia en el sentido débil se corrobora que el 100% de los casos tanto para países desarrollados como economías emergentes, las cópulas muestra que la distribución empírica se comporta lejos de ser una distribución normal y que existe una fuerte correlación en los rendimientos presentes y pasadas.

Tabla 18. Diferencias de resultados de eficiencia sentido débil bolsas de valores latinoamericanas

Prueba	Colombia	Brasil	México	Chile	Perú	% Países no eficientes
Indicador de Razón de varianzas	No eficiente	Eficiente	Eficiente	No eficiente	No eficiente	60.00%
Cow Jones	No eficiente	Eficiente	No eficiente	No eficiente	No eficiente	80.00%
Cópulas	No eficiente	No eficiente	No eficiente	No eficiente	No eficiente	100.00%

Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, para el caso de los mercados desarrollados, solo el 25% de los casos mostraron no ser eficientes mediante la prueba de razón de varianzas, seguidos de un 87% utilizando la prueba de rachas de Cowles Jones y un 100% de los mercados muestran no ser eficientes mediante la utilización de cópulas bivariadas.

Validando los resultados con evidencia de otros trabajos de investigación, Duarte (2004) explica que las pruebas de Razón de varianzas y caminatas aleatorias no rechazan en un 60% la eficiencia en el sentido débil, mientras un 35% la rechaza y solo un 5% observa un mejoramiento de las condiciones de los mercados en términos de eficiencia pasando de no ser eficientes a eficientes.

Tabla 19. Diferencias de resultados de eficiencia sentido débil bolsas de valores países desarrollados

Prueba	Inglaterra	Japón	Euronext	Francia	Alemania	S&P 500	Dow Jones	Nasdaq	% Países no eficientes
Indicador de Razón de varianzas	Eficiente					No eficiente		Eficiente	25.00%
Cow Jones	No eficiente	Eficiente	No eficiente						87.50%
Cópulas	No eficiente								100.00%

Fuente: Elaboración propia

Las ventajas de la utilización de las metodologías lineales para la evaluación de eficiencia se especializa en determinar la presencia de una tendencia en la serie financiera analizada y en términos computacionales no son exhaustivos en el consumo de tiempo, al igual que la facilidad de confirmar la normalidad de la distribución de los datos con base en un nivel de confianza del 95% y del 99%. Al realizar una comparación de estas técnicas con respecto a la cópulas dinámicas para la evaluación de la eficiencia, las segundas permitieron la comparación de correlaciones entre los índices accionarios, otorgando resultados más altos con respecto a las técnicas línea, lo que impacta en la composición del riesgo de un

portafolio de inversiones basado en estos instrumentos financieros. Por otra parte, la copula permite una aproximación con mayor bondad de ajuste para explicar la eficiencia como el contagio entre países, observando que se pueden detallar distribuciones de probabilidad conjuntas entre bolsas de valores a partir de sus distribuciones marginales.

Dentro de las desventajas observadas con respecto a la utilización de las cópulas, constituye la dificultad de encontrar la mejor especificación dentro de las familias de cópulas que se ajuste de la mejor manera frente a los datos y no genere sesgos en los resultados relacionados con la densidad de las cópulas y sus colas, aspecto que no se logra abarcar a profundidad dentro del ejercicio realizado con los índices accionarios.

Tabla 20. Aspectos favorables y debilidades en las técnicas de evaluación eficiencia Racha, Razón de Varianzas y Cópulas

Prueba	Ventajas	Desventajas
Secuencias y reversas (Cowles Jones (1937))	Visibilidad histórica del comportamiento de los retornos anual	Suposición de distribución normal de los retornos
		No permite realizar una inferencia estadística
Razón de varianzas	Permite detallar la dirección de la correlación, siendo para los casos que se observe valor de uno, existe una correlación positiva perfecta, en caso menor de 0 constituye una correlación negativa	Suposición de distribución normal de los retornos
		Implica suponer que existe homocedasticidad en la varianza de los errores
		Correlación entre las variables es afectado frente a transformaciones crecientes
Cópulas	Manejo de distribuciones empíricas con base en la información histórica	Las actuales técnicas estadísticas en copula no permiten confirmar cual es la mejor especificación con la cual trabajar cópulas en el tema de riesgo financiero
	Es invariante la correlación de las variables frente a transformaciones estrictamente crecientes de las variables aleatoria	La utilización de cópulas implica el riesgo de subestimar máximos y sobrestimar mínimos entre las colas
	Permite simular la distribución de la probabilidad de los rendimientos con base en probabilidad empírica	

Fuente: Elaboración propia

4.3 CAPITULO 3. RELACION DEPENDENCIA Y EFICIENCIA EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS 2001-2012

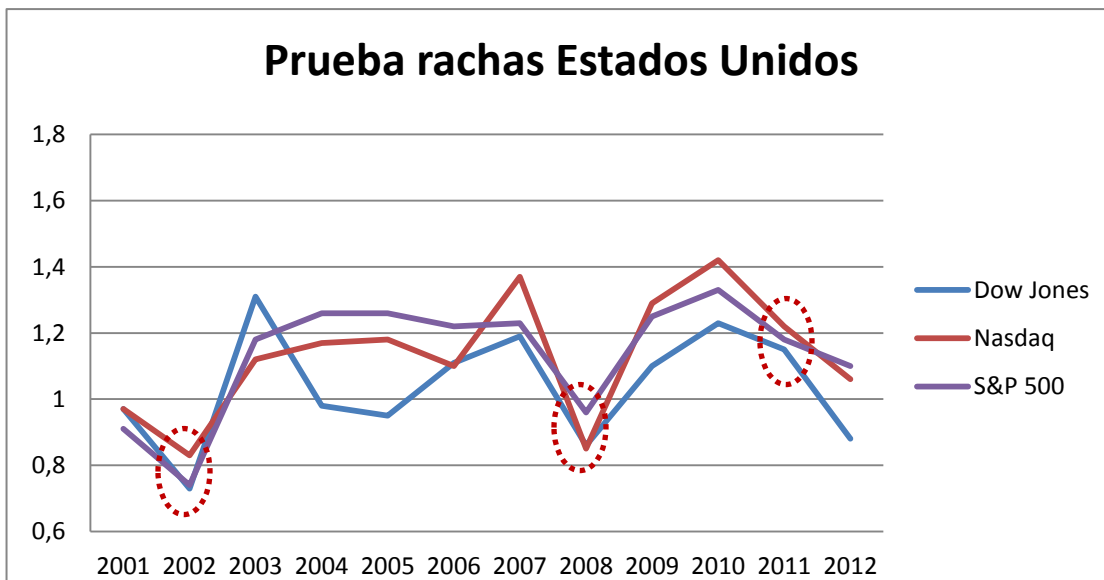
Dentro del contexto de análisis durante el periodo analizado entre 2001 – 2012, existen 3 periodos importantes que generaron alta volatilidad en los mercados financieros a nivel mundial, que impactó en la eficiencia en la asignación de precios y múltiples contagios entre plazas bursátiles en los mercados de renta fija y variable, generando cambios transitorios en las tendencias de los precios y volúmenes de transacciones de los mercados accionarios:

1. **Crisis financiera Sub Prime Estados Unidos:** Entre Octubre a Noviembre del año 2007 se observa un comportamiento negativo en los rendimientos de los índices accionarios, destacándose los casos de Colombia y México, relacionados con el pánico financiero de los mercados de deuda hipotecaria y afectó de manera indirecta en los mercados de deuda soberana y accionario por pánico financiero.
2. **Devaluación competitiva Estados Unidos a nivel internacional:** Para finales de los años 2010, se genera un periodo de alta volatilidad en las divisas del este asiático con respecto al dólar americano. Estas reacciones se reflejaron en las divisas de los países latinoamericanos, traduciéndose en una fuerte caída en la rentabilidad de las firmas locales y en la caída del valor de los índices accionarios. En noviembre de 2010 se genera una guerra de divisas
3. **Recesión dentro de la unión Europea:** Para inicios del año 2012, se declara oficialmente recesión económica en los países de Holanda, Bélgica, España, Italia y Reino y se genera una disminución en la actividad productiva y el empleo. Adicional a ello, con el incremento del déficit fiscal y unas perspectivas de menor crecimiento económico para los siguientes años, implicó un escenario de incertidumbre y desvalorizaciones en los índices accionarios en América Latina.

La generación de este tipo de choques externos en las percepciones de riesgos, cambios en la tasa de cambio y perspectivas de crecimiento económico no se originaron en los países de América Latina, tuvieron impacto en la rentabilidad de los índices accionarios y mostraron un periodo de mayor volatilidad de forma similar a los periodos antecesores de estas crisis

Al relacionar mediante el indicador de Rachas de Cowles (1937) y comparar su evolución con los mercados más relacionados dentro de los resultados del Algoritmo de Kruskal (1956), se observa un patrón común en todos los mercados relacionados, donde muestran valores muy similares en el indicador en los años 2002, 2008 y 2011 para el caso de los índices accionarios de los Estados Unidos.

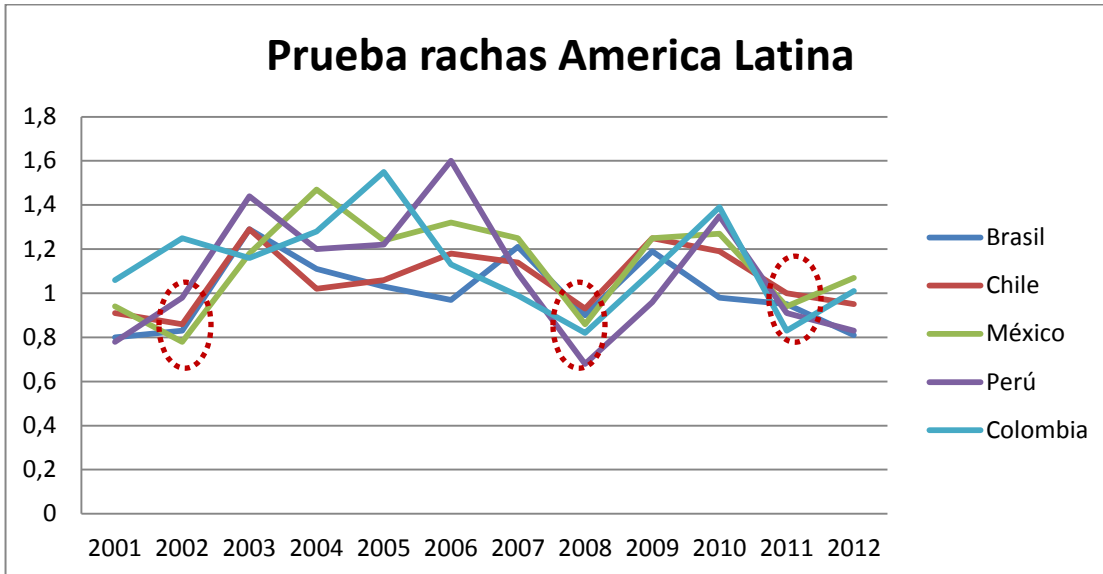
Gráfica 12. Índice Cowles (1937) mercado Estados Unidos 2001 - 2012



Fuente: Elaboración propia.

Al analizarlos por grupos regionales en países de América Latina y Europa, se observa entre los años 2001 a 2007 grandes diferencias en los valores reportados del indicador por regiones, mientras en el periodo 2008-2011, los valores tienden a estabilizarse y mostrar ser menos volátiles entre sus países vecinos, un aspecto en el que se muestra un fuerte comovimiento.

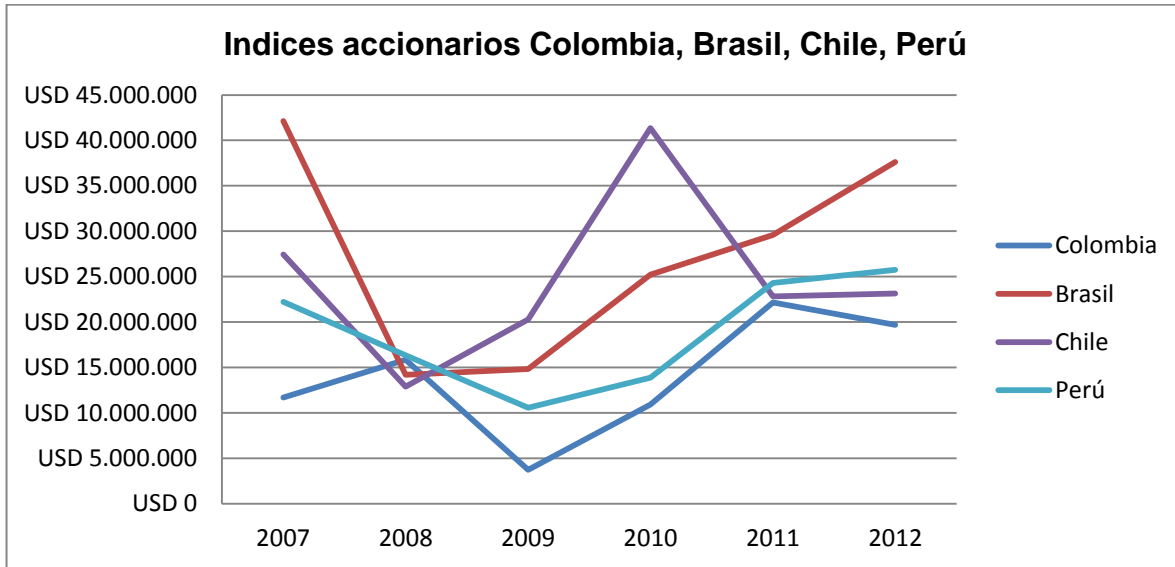
Gráfica 13. Índice Cowles (1937) mercado América Latina 2001 - 2012



Fuente: Elaboración propia.

Una variable importante para analizar la eficiencia de un mercado, y la dependencia entre varios mercados, lo constituye la liquidez, medida en el volumen de transacciones que un mercado tiene de manera diaria, semanal y mensual, donde se tiene disponibilidad de datos para América Latina desde el año 2007, para Europa y Japón desde el año 2005 y para Estados Unidos desde el año 2001. Al revisar los volúmenes de transacciones de los índices accionarios en dólares a 31 de Diciembre de cada año para América Latina, se observa en todos los casos, una caída generalizada en los volúmenes durante el año 2007, año en que se generó la crisis financiera e impacto fuertemente en los rendimientos de los índices como en la cantidad de transacciones y donde solo han podido mostrar recuperación en volúmenes Colombia y Perú, mientras Chile y Brasil muestran una pequeña recuperación de los máximos de años 2006 y 2007

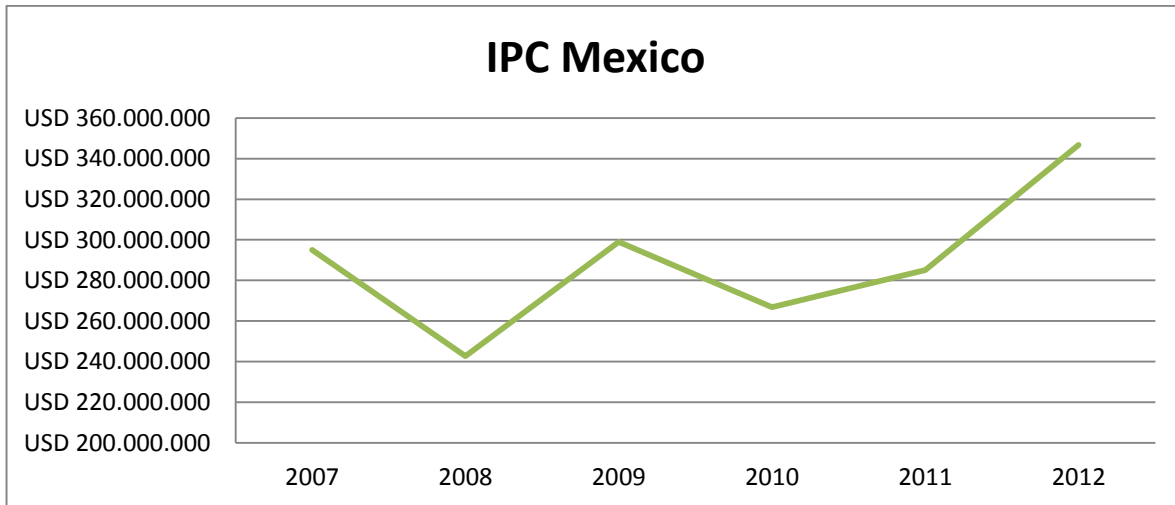
Gráfica 14. Volúmenes transacción Índices accionarios América Sur 2007 - 2012



Fuente: Yahoo Finance

Para el caso de México, fue el único país de la región que mostró un comportamiento estable en sus volúmenes de transacción de Diciembre a Diciembre, y se evidencia una recuperación a partir de inicios del año 2012, siendo un mercado líder en la región tanto por sus volúmenes de transacciones como en la conexión de la interdependencia entre mercados que conecta con los índices accionarios de los Estados Unidos, Europa y por ultimo Japón.

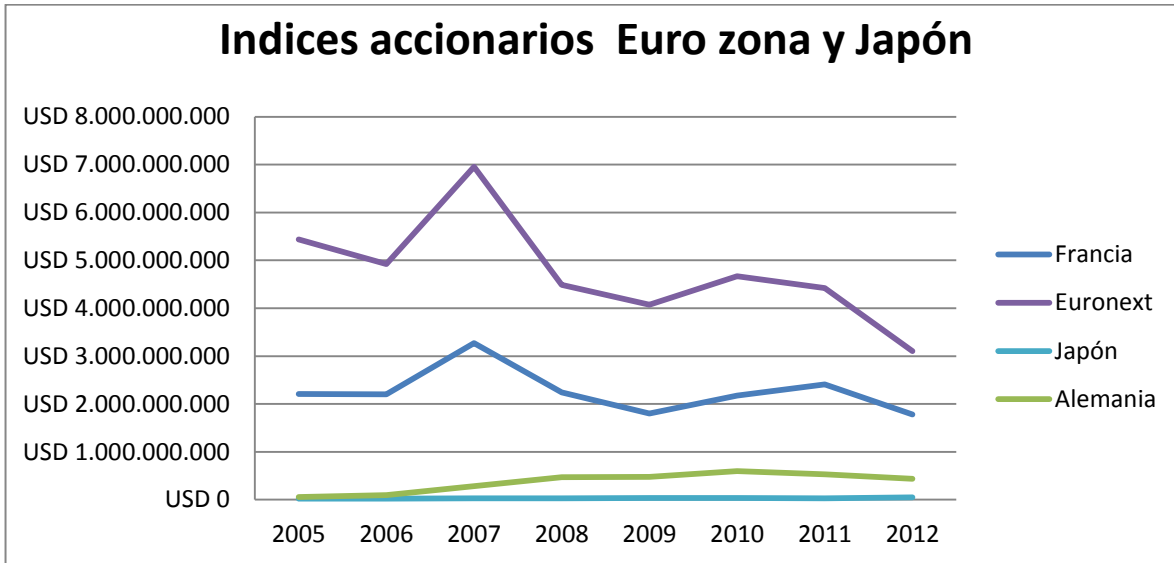
Gráfica 15. Volúmenes transacción México 2007 -2012



Fuente: Yahoo Finance

A nivel de países europeos y el Japón, se observa una caída generalizada que no ha mostrado algún síntoma de recuperación entre los años 2005 a 2012, exceptuando el caso de Alemania, con un crecimiento en la rentabilidad del indicador y en los volúmenes de transacción en 8 años. Estos cambios en los volúmenes de transacción han impactado en la eficiencia de estos índices accionarios al disminuir el número de actores en el mercado realizando compra y venta de acciones, y se ha concentrado en ventas para recomponer hacia otros mercados por fuera del europeo, como por ejemplo en algunos países de América del sur y México que mostraron un crecimiento en su rentabilidad y el tamaño de sus transacciones.

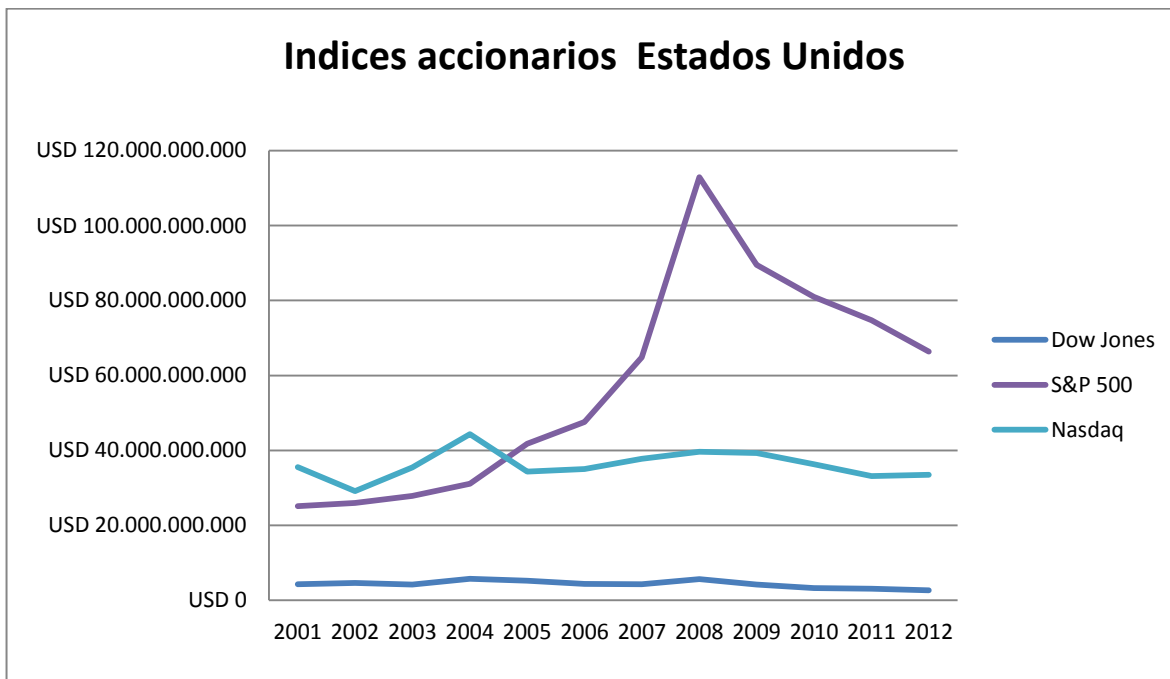
Gráfica 16. Volúmenes transacción Índices accionarios Europa y Japón 2005 - 2012



Fuente: Yahoo Finance

Con respecto a los índices accionarios en los Estados Unidos, se ha observado estabilidad en los volúmenes de transacciones en el Nasdaq y Dow Jones entre el periodo 2001 a 2012, mientras para el caso del indicador accionario de S&P500, siendo líder en la interdependencia entre mercados Latinoamericanos con mercados europeos, este tuvo un impacto importante en el año 2008, donde llegó a un nivel record de transacciones por un valor de USD 112.884.470.000 y no ha mostró recuperación en los tres años siguientes.

Gráfica 17. Volúmenes transacción Índices accionarios Estados Unidos 2001 - 2012



Fuente: Yahoo finance

Teniendo en consideración la evolución de los volúmenes de transacción a partir del año 2006 y 2007, los índices de S&P500, Euronext 100, FTSE 100 e IPC de México, son los mercados dentro de sus regiones con mayor volumen de transacción y realizan la respectiva conexión entre los mercados analizados. De igual manera estos mercados que transmitieron volatilidad en sus regiones, impactaron de manera indirecta en la eficiencia en el sentido débil, al afectar los rendimientos de los precios de los índices accionarios, así como la volatilidad condicional de mercados con un menor tamaño en las transacciones, como fueron los mercados de Colombia y Perú que muestran una mayor dependencia con respecto al FTSE 100

5. CONCLUSIONES

El respectivo trabajo lleva a cabo un análisis de las relaciones de dependencia entre mercados accionarios en América Latina comparándolo con plazas bursátiles en los Estados Unidos, Europa y Japón. Las metodologías propuestas encuentran resultados de relación con respecto mercados específicos de América Latina con países desarrollados, mostrando una distribución de colas anchas y su comovimiento se dirige desde América Latina a Estados Unidos, luego a Europa occidental y en el último caso, a Japón.

Se observa en varios modelos de varianza condicional la importancia de mercados desarrollados sobre la volatilidad en las plazas de América Latina, y 5 de 13 mercados están explicando el 86,7% de las variaciones en los rendimientos de los índices accionarios analizados, de los cuales 3 son de Europa y 2 de Estados Unidos.

La relación de contagio y correlación entre mercados accionarios, muestra mercados líderes que interconectan entre regiones, siendo el S&P 500 se conecta Europa mediante el índice Euronext, y para América Latina se conecta con México para luego relacionarse con mercados de América del Sur. Para el caso de los mercados europeos, el Euronext se relaciona con Asia mediante el Nikkei en Japón.

Se rechaza la hipótesis de mercados eficientes en el sentido de caminata aleatoria con incrementos independientes e idénticamente distribuidos para todos los mercados analizados. Estos resultados implican que la hipótesis de caminata aleatoria tipo 2 de incrementos independientes, solo aplica para 7 de los 13 mercados analizados a un nivel de confianza del 95%.

Se rechaza la hipótesis de mercados eficientes en el sentido débil, donde se observa que los rendimientos de los índices accionarios no cumplen la condición de caminata aleatoria tipo 3, es decir, rendimientos no auto correlacionados, que se corrobora mediante la utilización de cópulas dinámicas utilizando un GARCH de orden (1,1) y el rendimiento compuesto de los índices accionarios.

Mediante el desarrollo de cópulas empíricas y su respectiva simulación, se observa que los valores empíricos y simulados difieren en las colas con respecto a las distribuciones normales, mostrando dependencia en las colas a nivel general. Al reconstruir el coeficiente de correlación lineal con respecto a los datos de la copula empírica y simulada, muestra una sobrestimación del grado de dependencia e incluso de concordancia.

Los conceptos de dependencia y eficiencia en los mercados financieros muestran estar relacionados, donde el papel de la liquidez en periodos de alta volatilidad causadas por la incertidumbre y por coyuntura económica adversas, incrementa el comovimiento entre mercados, transfiriendo liquidez de un mercado a otro e impacta la eficiencia en el sentido débil al afectar el precio de los índices accionarios que no es reflejada en su totalidad por información disponible de los precios del pasado.

6. BIBLIOGRAFIA

- Albuquerque; R, De Francisco; E, Marques, L (2008) Marketwide Private Information in Stocks: Forecasting Currency Returns. *The journal of finance*. Volume 63, Issue 5 October 2008 Pages 2297–2343
- Ávila, J; Pinzón, A (2015) ¿Están sincronizados los ciclos económicos en Latinoamérica? *Borradores de economía*. Núm. 864. Banco de la Republica.
- Bachelier, L. (1900). *Théorie de la Spéculation*. *Annales Scientifiques de L'É.N.S.*, 3(17), 21-86
- Baig, Taimur and Goldfajjn, Ilan (1999). "Financial Market Contagion in the Asian Crisis", *IMF Staff Papers*, Vol. XLVI, No. 2, pp.. 167-195.
- Balakrishnan; A, Lai; M (2009) *Continuous Bivariate Distributions*, DOI 10.1007/b10765_1. Springer Science + Business Media, LLC 2009
- Bekaert; G, Lundblad; C, Harvey; C, Siegel; S (2007). *Global Growth Opportunities and Market Integration*, *Journal of Finance*, 62 (3), 2007,1081-1137.
- Black, F (1971). *Toward a fully automated stock Exchange*. *Financial analysts Journal*, July-August, 29-44
- Bollerslev; T, Melvin; M. (1994) *Bid-Ask Spreads and Volatility in the Foreign Exchange Market: An Empirical Analysis* (*Journal of International Economics*, Vol.36, No.3/4, pp.355-372, 1994.
- Busse, J., & Clifton, T. (2002). *Market efficiency in real time*. *Journal of Financial Economics*, 65(3), 415-437.
- Calvo, G (1999). *Contagion in Emerging Markets. When Wall street is a carrier* Unpublished manuscript. University of Maryland.
- Cintas del Rio, R (2007) *Teoría de cópulas y control de riesgo financiero*. Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias. Matemáticas. Memoria para optar al grado de Doctor en Ciencias Matemáticas.
- Claessens, S; Forbes, K; (2004) *International Financial Contagion: The Theory, Evidence and Policy Implications*. International Monetary Fund IMF

- Comisión económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2013). La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe. Naciones Unidas. ISBN: 978-92-1-221094-0. Revisado en página web http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/1151/S2013381_es.pdf?sequence=1 Visitado 15 Abril 2016.
- Cowles; A. (1937) Some A posteriori Probabilities in Stock Market Action *Econometrica*, Volume 5, Issue 3 (Jul., 1937) 280-294
- Deza, E. and Deza, M.M (2006) *Dictionary of Distances*, Elsevier, 2006
- Doll, J; Chin, S (1970) A Use for Principal Components in Price Analysis. *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 52, No. 4 (Nov., 1970), pp.. 591-593
- Duarte, B (2014) *Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos*. Universidad complutense de Madrid. Facultad de ciencias económicas y empresariales. Tesis doctoral, Madrid, 2014
- Engle, R (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation *Econometrica*, Vol. 50, No. 4. (Jul., 1982), pp.. 987-1007.
- Engle, R; Kroner, K (1995) Multivariate Simultaneous Generalized Arch. *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 1 (Mar., 1995), pp. 122-150. Cambridge University Press.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-41
- Focardi, S; Fabozzi, F (2004). *The mathematics of financial Modeling and Investment Management*, John Wiley and Sons, 2004.
- Fondo Monetario Internacional (2010) *Perspectivas Económicas; Las Américas - Aprovechando el viento a favor*.
- <http://www.imf.org/external/spanish/pubs/ft/reo/2010/whd/wreo0510s.pdf>. Revisado 23 Mayo de 2017
- Grubel, H., (1968). Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *American Economic Review* 58, 1299-1314.

- Levy, H., Sarnat, M., (1970). International diversification of investment portfolios. American Economic Review 60, 668-675.
- Hamao, Y; Masulis, R; Ng, V; (1990). "Correlations in Price changes and volatility across international stock markets". The review of financial studies, vol 3; n. 2, pp. 281-307
- International Monetary Fund (IMF). IMF eLibrary Data. Coordinated Portfolio Investment survey CPIS. Revisado en página web <http://data.imf.org/?sk=B981B4E3-4E58-467E-9B90-9DE0C3367363&ss=1424963554286> Visitado 6 Junio 2015
- León, C; Leiton, K; Pérez, J. (2013). Extracting the sovereigns' CDS market hierarchy: a correlation-filtering approach. Borradores de Economía. Número 766. 2013. Banco de la Republica, Bogotá, Colombia
- King, Mervyn and WadhWani, Sushil (1990). "Transmission of Volatility Between Stock Markets", Review of Financial Studies, Vol. III, No. I, pp. 5-33.
- Kruskal, J. B. (1956). On the shortest spanning subtree and the traveling salesman problem: Proceedings of the American Mathematical Society. 7 (1956), pp.. 48–50
- Malkiel, B. G. (1992). Efficient market hypothesis. En M. M. P. Newman (Ed.), New Palgrave Dictionary of Money and Finance. London: Macmillan.
- MacKinlay, A.C, Campbell, J., Lo, A.W. (1997). The Econometrics of Financial Markets. New Jersey: Princeton University Press.
- Mandelbrot, B. (1963a). New methods in statistical economics. Journal of Political Economy, 71, 421-440.
- Mantegna, R. (1999). "Hierarchical structure in financial markets," The European Physical Journal B - Condensed Matter and Complex Systems, Springer, vol. 11(1), pp.. 193-197, September.
- Marcucci, J (2005). Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching Garch Models. Department of Economics, University of California, San Diego, California. USA

- Masson, Paul (1998). “Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria,” IMF Working Paper #98/142.
- Maya, C; Torres, G. (2004). The unification of the colombian stock market: A step towards efficiency. empirical evidence. Latin American Business Review, 5:69–98, 2004.
- Maya, O; C; Torres, G; (2005). Las caminatas aleatorias no son de este mundo. Teoría y revisión bibliográfica sobre evidencia empírica. REVISTA Universidad EAFIT Vol. 41. No. 138. 2005. pp. 65-83. Medellín 2005.
- Melo, L; Becerra, O. (2008). Medidas de riesgo financiero usando cópulas: Teoría y aplicaciones. Borradores de Economía No 489. 2008. Banco de la Republica. Bogotá Colombia.
- Melo, L; Lozano, I; Ramos, J (2012). Flujos de Capital y Política Fiscal en las Economías Emergentes de América Latina. Borradores de Economía Núm. 702 2012. Banco de la república.
- Miralles, Y; Miralles, J (2005). Análisis de los efectos de las correlaciones bursátiles en la composición de carteras óptimas. Revista española de financiación y contabilidad. Volumen 34 N 126 pp. 689-708
- Ojeda, C. (2012). Una prueba de la eficiencia débil en el mercado accionario Colombiano. Universidad nacional de Colombia Sede Medellín. Facultad de Ciencias, Escuela de Estadística
- Patton, A (2012). Copula Methods for Forecasting. Multivariate Time Series. Forthcoming in the Handbook of Economic Forecasting, Volume 2. Department of Economics, Duke University
- Qu, L; Yin, W (2011). Copula density estimation by total variation penalized likelihood with linear equality constraints. Computational Statistics and Data Analysis. Rice University, Houston, TX 7700, USA.5
- Quevedo, A (2004). Dependencia entre activos financieros. Un ejemplo para la relación TES-Dólar más allá de los supuestos. Universidad Externado de Colombia. Facultad de Economía. Pp. 163-176
- Quinn, D; Voth J (2009). Free Flows, Limited Diversification: Openness and the Fall and Rise of Stock Market. Correlations, 1890–2001 NBER International Seminar on Macroeconomics, Vol. 6, No. 1 (2009), pp.. 7-39

- Richardson, M (2009). Principal component analysis. Mathematical Institute. Oxford University
- Rigobon, Roberto (2000). "A Simple test for Stability of Linear Models under Heteroskedasticity, Omitted Variable, and Endogenous Variable Problems", Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Roberts, H (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock Market. Unpublished Manuscript. Center for Research in security prices. University of Chicago.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. Industrial Management Review.
- Sklar, A. (1959), 'Fonctions de Répartition a n Dimensions et Leurs Marges', Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris 8, 229–231.
- Todea, A; Zoicas L. (2009) Episodic dependencies in Central and Eastern Europe stock markets. Babes-Bolyai University. Romania. pp. 1123–1126
- Uribe, Jorge Mario (2009). Contagio financiero en Colombia, una propuesta mediante el uso de modelos de valoración internacional de activos y cópulas. Tesis para optar al título de Magíster en Economía, Departamento de Economía, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.
- Uribe, J; Ulloa, I (2011). Revisando la hipótesis de los mercados eficientes: nuevos datos, nuevas crisis y nuevas estimaciones. Cuadernos de Economía, 30(55), 2011. Universidad Nacional de Colombia. Medellín. Colombia
- Valdes, R. (1996), "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory.", MIT, Working Paper.

7. ANEXOS

ANEXO 1 ESTIMADORES GARCH MERCADOS LATINOAMERICANOS

				δ	γ	η	Θ	ν	π	K	τ	ω	ρ	ϕ	ψ	ζ
				delta	Gamma	Eta	Theta	Omega	Pi	Kappa	Tau	omega	Rho	Phi	Psi	Zeta
	Constante	ARCH	GARCH	IGBC	BOVESPA	IPC	IPSA	IGBVL	FTSE	NIKKEI	EURONEXT	CAC_40	S&P500	DOW_JONES	NASDAQ	DAX_30
IGBC	1.7E-05	0.19	0.71	NA	-0.000311	-	0.0008	-	-	-	0.0008	-	-0.002	0.0015	-	-
BOVESPA	7.4E-06	0.05	0.93	-	NA	0.0005	0.0005	-	0.002	-	-	-	-	-	-	-
IPC	3.6E-06	0.06	0.92	-	-	NA	0.0002	-	0.001	-	-	-	-0.0006	-	-	-
IPSA	4.0E-05	0.15	0.51	0.0008	-	0.0005	NA	-	0.000	-	-	-	-	-	-	-
IGBVL	5.7E-06	0.16	0.82	0.0002	-0.000195	-	0.0004	NA	-	-	-	-	-	-	-	0.0003
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-	-	-	-
NIKKEI	4.9E-06	0.08	0.89	-	0.000261	-0.001	-	-	-	NA	-	-0.0013	0.0009	-	-	-
EURONEXT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-	-
CAC 40	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-
S&P 500	1.2E-04	0.36	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-0.0009	0.0004	-
DOW JONES	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-
NASDAQ	1.7E-04	0.24	-	-	-	0.0007	-	-	-	-	-	0.0011	-0.0017	-	NA	-
DAX 30	1.9E-04	0.31	-	-	-	0.0014	-	-	-	-7.19E-04	-0.001011	-	-	-	-	NA

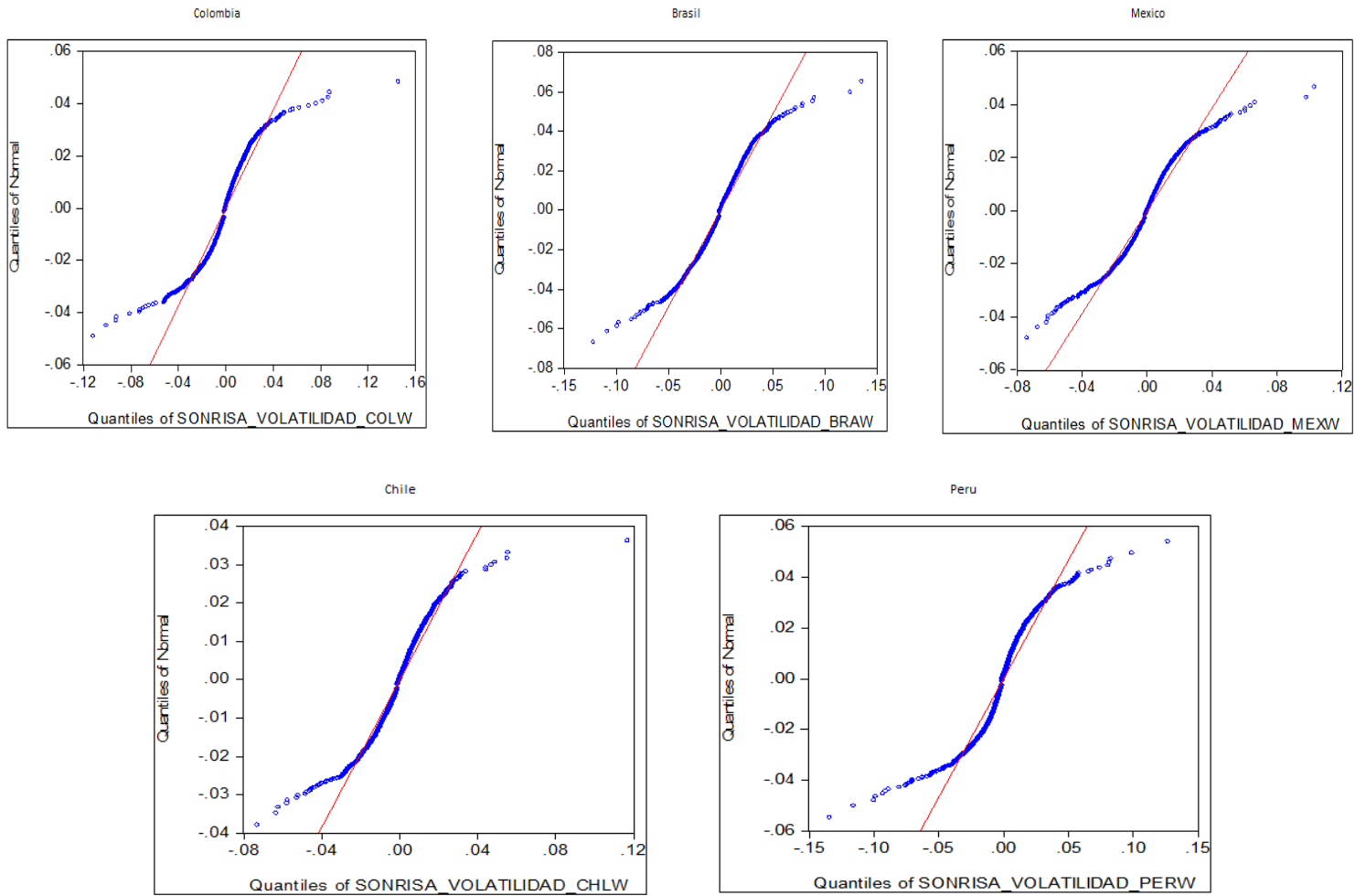
Fuente: E-views 7.0

ANEXO 2 PROBABILIDAD DEL VALOR ESTADISTICO A DOS COLAS GARCH MERCADOS LATINOAMERICANOS

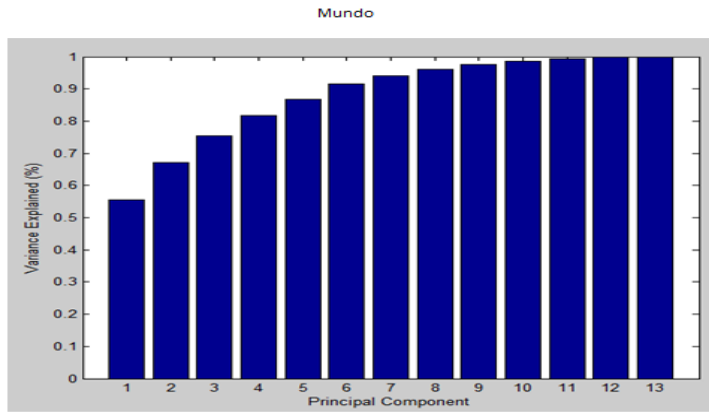
				IGBC	BOVESPA	IPC	IPSA	IGBVL	FTSE	NIKKEI	EURONEXT	CAC_40	S&P500	DOW_JONES	NASDAQ	DAX_30
	Constante	ARCH	GARCH	delta	Gamma	Eta	Theta	Omega	Pi	Kappa	Tau	omega	Rho	Phi	Psi	Zeta
IGBC	0	0	0	NA	0.0002	-	0	-	-	-	0	-	0	0	-	-
BOVESPA	0	0	0	-	NA	0.0173	0.0039	-	0	-	-	-	-	-	-	-
IPC	0	0	0	0.0008	-	NA	0.0059	-	0.0005	-	-	-	0.0002	-	-	-
IPSA	0	0	0	0	-	0	NA	-	0.0083	-	-	-	-	-	-	-
IGBVL	0	0	0	0.001	0.0016	-	0.0002	NA	-	-	-	-	-	-	-	0.0001
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-	-	-	-
NIKKEI	0.0000006	0.0077	0.0082	-	0.0001	0.000172	-	-	-	NA	-	0.00020	0.0002	-	-	-
EURONEXT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-	-
CAC 40	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-	-	-
S&P 500	0.0000021	0.024	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	0.00012	0.000115	-
DOW JONES	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	NA	-	-
NASDAQ	0.0000032	0.0195	-	-	-	1.95E-04	-	-	-	-	-	1.73E-04	0.0002	-	NA	-
DAX 30	0.0000040	0.0226	-	-	-	0.00135	-	-	-	1.53E-04	1.53E-04	-	-	-	-	NA

Fuente: E-views 7.0

ANEXO 3 CURVAS SONRISA VOLATILIDAD MODELOS GARCH

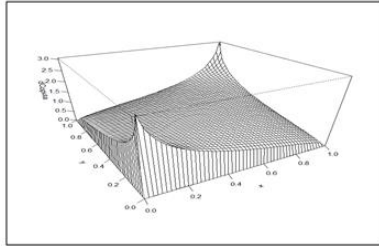


ANEXO 4 COMPORTAMIENTO DE VARIANZAS ANALISIS PRINCIPAL DE COMPONENTES MUNDO Y LATINOAMERICA

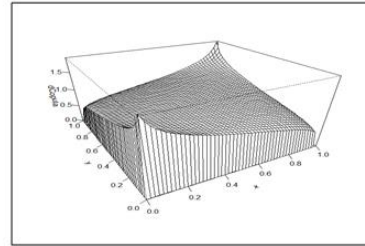


ANEXO 5 CÓPULAS COLOMBIA – MUNDO

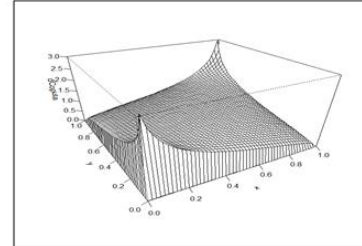
Colombia - Inglaterra



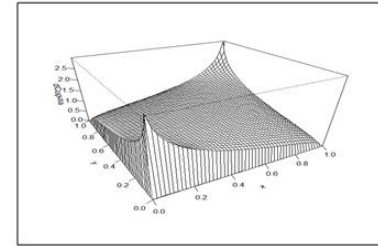
Colombia - Japon



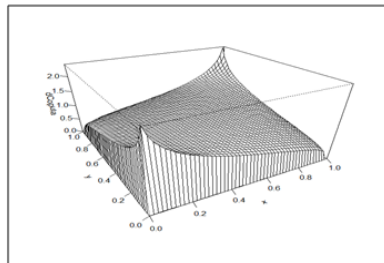
Colombia - Europa



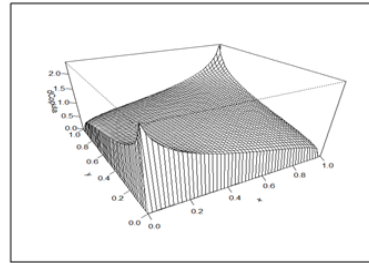
Colombia - Francia



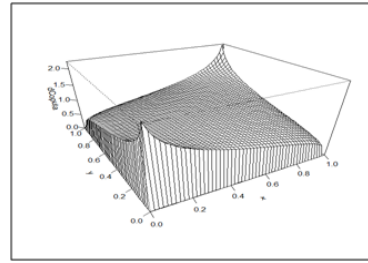
Colombia - S&P500



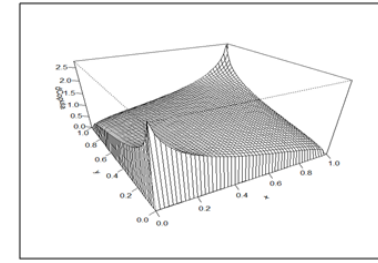
Colombia - Dow Jones



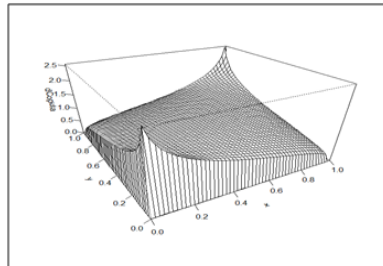
Colombia - Nasdaq



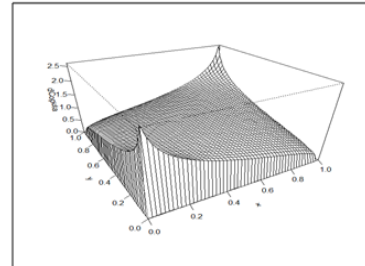
Colombia - Alemania



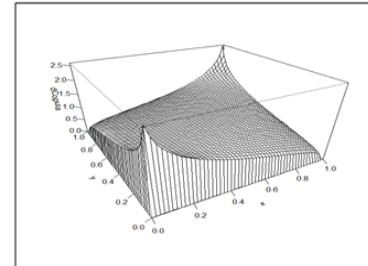
Colombia - Brasil



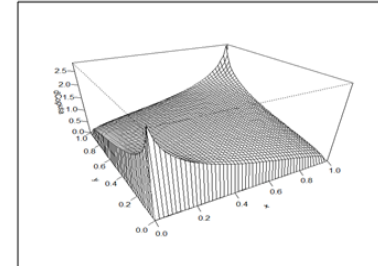
Colombia - Mexico



Colombia - Chile

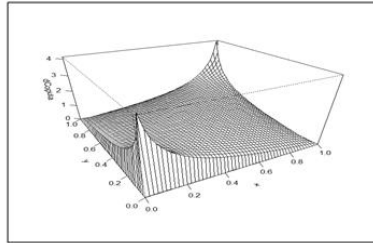


Colombia - Peru

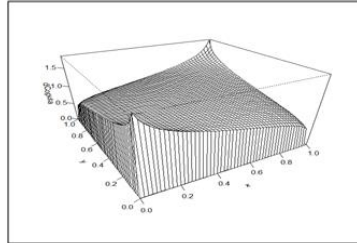


ANEXO 6 CÓPULAS BRASIL – MUNDO

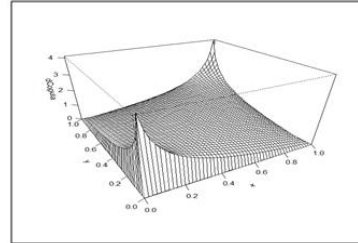
Brasil - Inglaterra



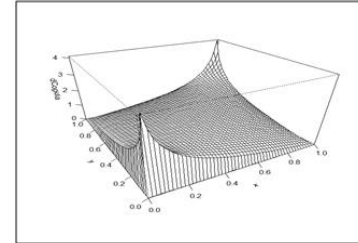
Brasil - Japon



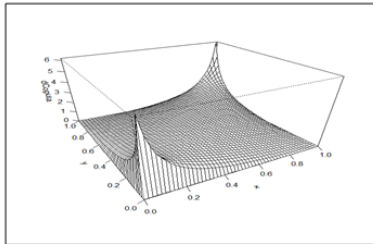
Brasil - Europa



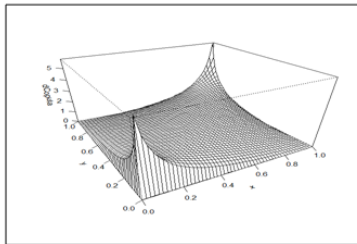
Brasil - Francia



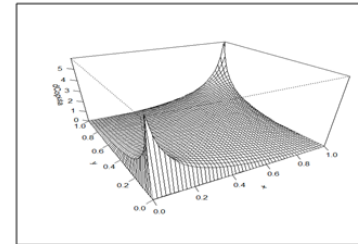
Brasil - S&P 500



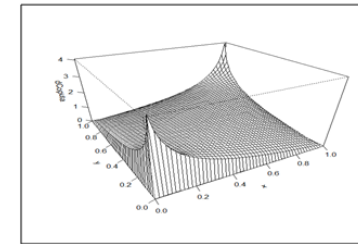
Brasil - Dow Jones



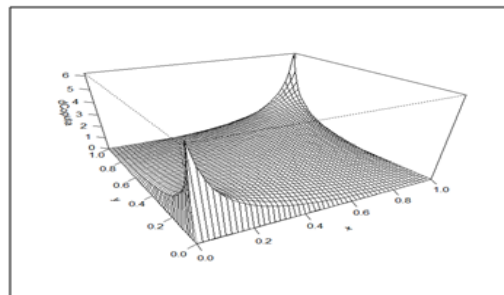
Brasil - Nasdaq



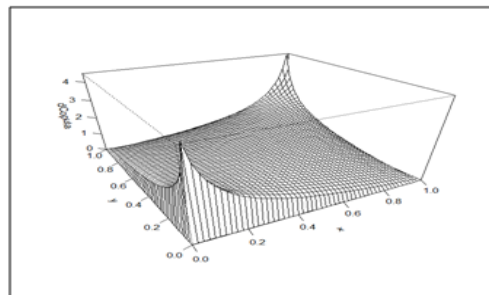
Brasil - Alemania



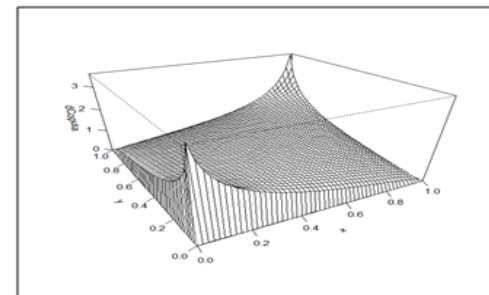
Brasil - Mexico



Brasil - Chile

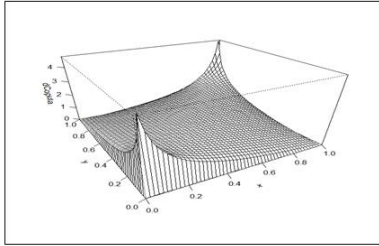


Brasil - Peru

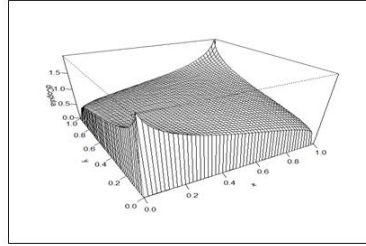


ANEXO 7 CÓPULAS MEXICO – MUNDO

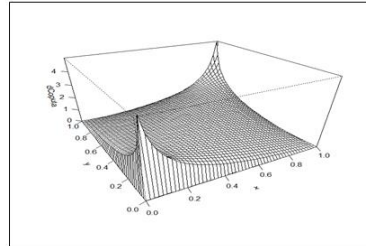
Mexico - Inglaterra



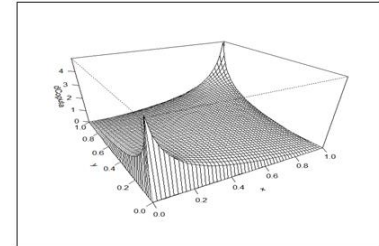
Mexico - Japon



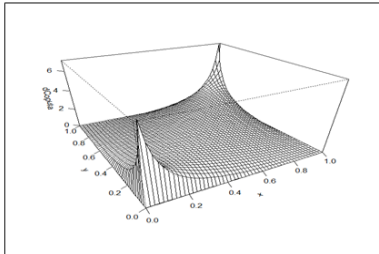
Mexico - Europa



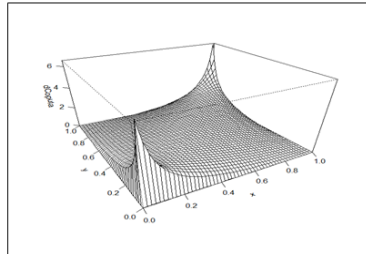
Mexico - Francia



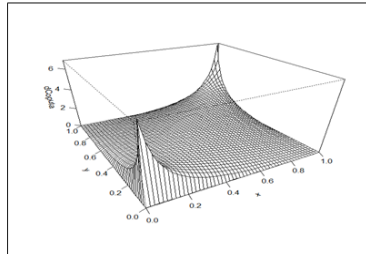
Mexico - S&P 500



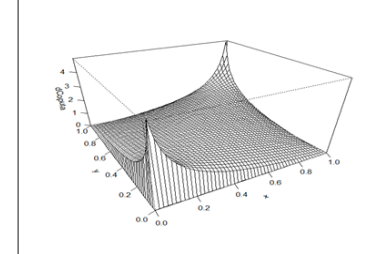
Mexico - Dow Jones



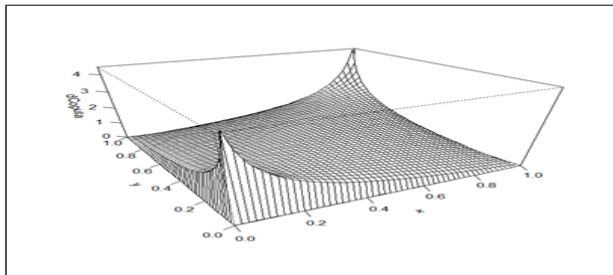
Mexico - Nasdaq



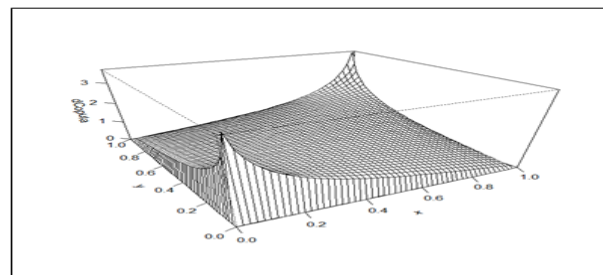
Mexico - Alemania



Mexico - Chile

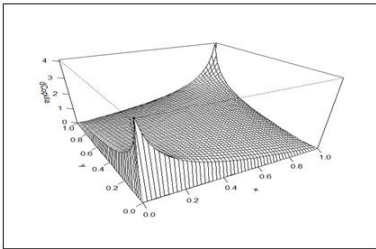


Mexico - Peru

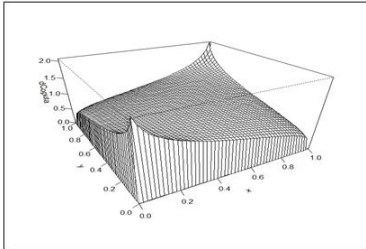


ANEXO 8 CÓPULAS CHILE – MUNDO

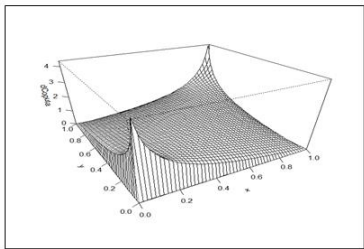
Chile - Inglaterra



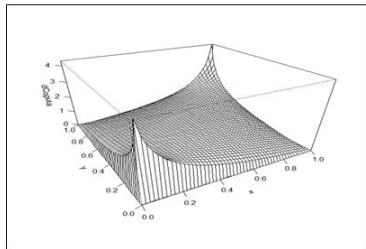
Chile - Japon



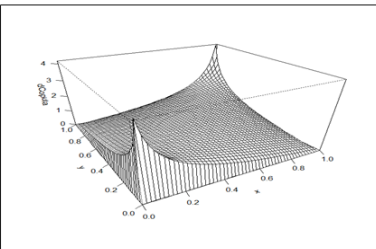
Chile - Europa



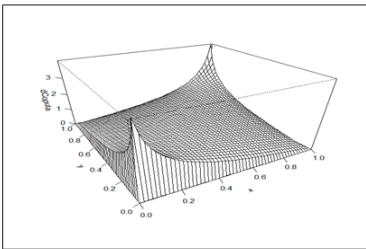
Chile - Francia



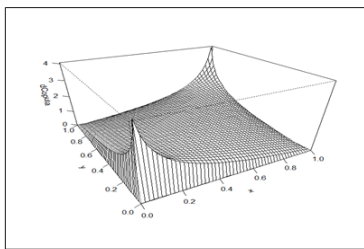
Chile - S&P 500



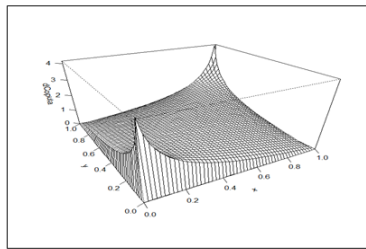
Chile - Dow Jones



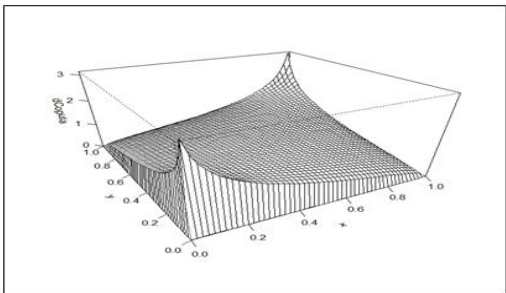
Chile - Nasdaq



Chile - Alemania

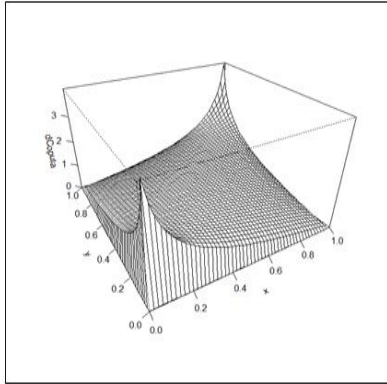


Chile - Peru

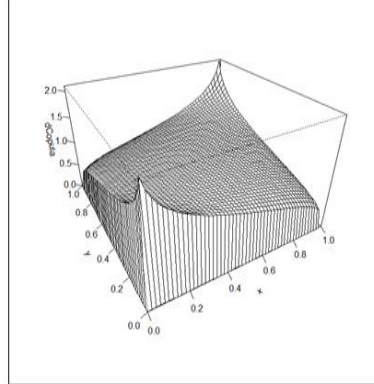


ANEXO 9 CÓPULAS PERU – MUNDO

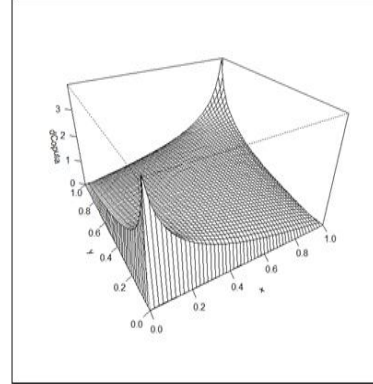
Peru - Inglaterra



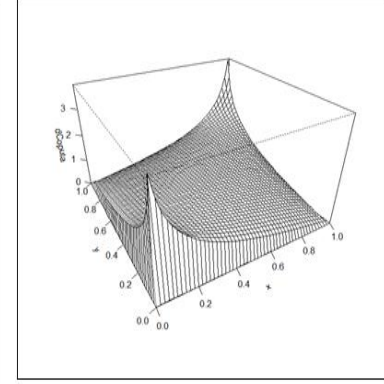
Peru - Japon



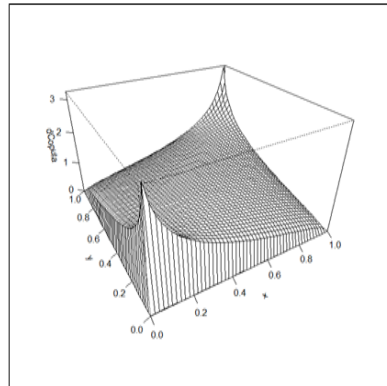
Peru - Europa



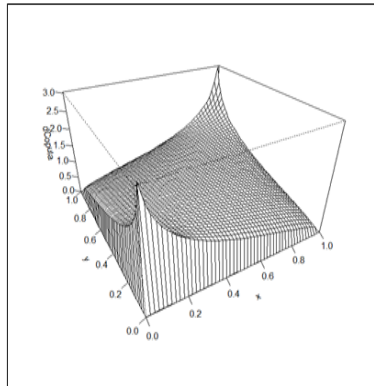
Peru - Francia



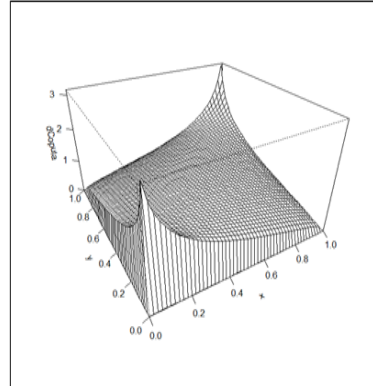
Peru - S&P 500



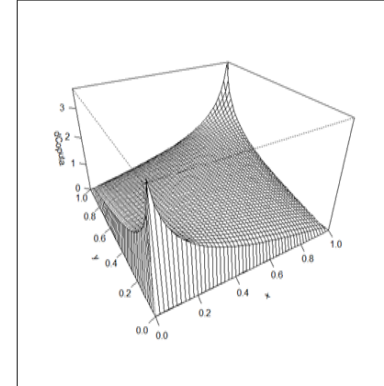
Peru - Dow Jones



Peru - Nasdaq



Peru - Alemania

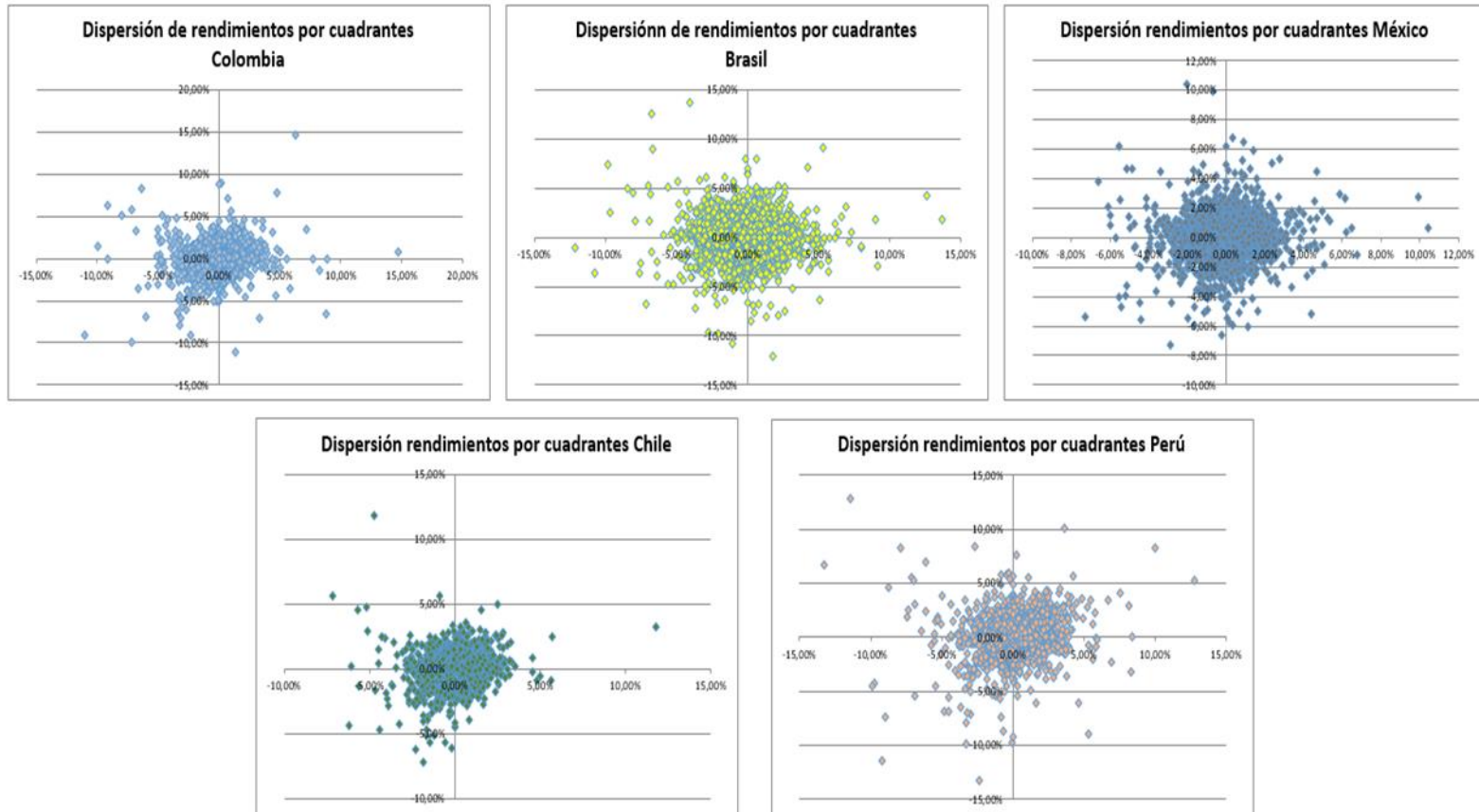


ANEXO 10 VALORES TEORICOS ESTADISTICO COWLES JONES (1937)

α	β									
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
0.1	9.00	6.50	5.67	5.25	5.00	4.83	4.71	4.63	4.56	4.50
0.2	6.50	4.00	3.17	2.75	2.50	2.33	2.21	2.13	2.06	2.00
0.3	5.67	3.17	2.33	1.92	1.67	1.50	1.38	1.29	1.22	1.10
0.4	5.25	2.75	1.92	1.50	1.25	1.08	0.96	0.87	0.81	0.75
0.5	5.00	2.50	1.67	1.25	1.00	0.83	0.71	0.63	0.56	0.50
0.6	4.83	2.33	1.50	1.08	0.83	0.67	0.55	0.46	0.39	0.33
0.7	4.71	2.21	1.38	0.96	0.71	0.55	0.43	0.34	0.27	0.21
0.8	4.63	2.13	1.29	0.87	0.63	0.46	0.34	0.25	0.18	0.12
0.9	4.56	2.06	1.22	0.81	0.56	0.39	0.27	0.18	0.11	0.01
1	4.50	2.00	1.17	0.75	0.50	0.33	0.21	0.12	0.06	0.00

Fuente: Campell et al. (1998)

ANEXO 11 DISPERSION DE RENDIMIENTOS POR CUADRANTES MERCADOS LATINOAMERICANOS

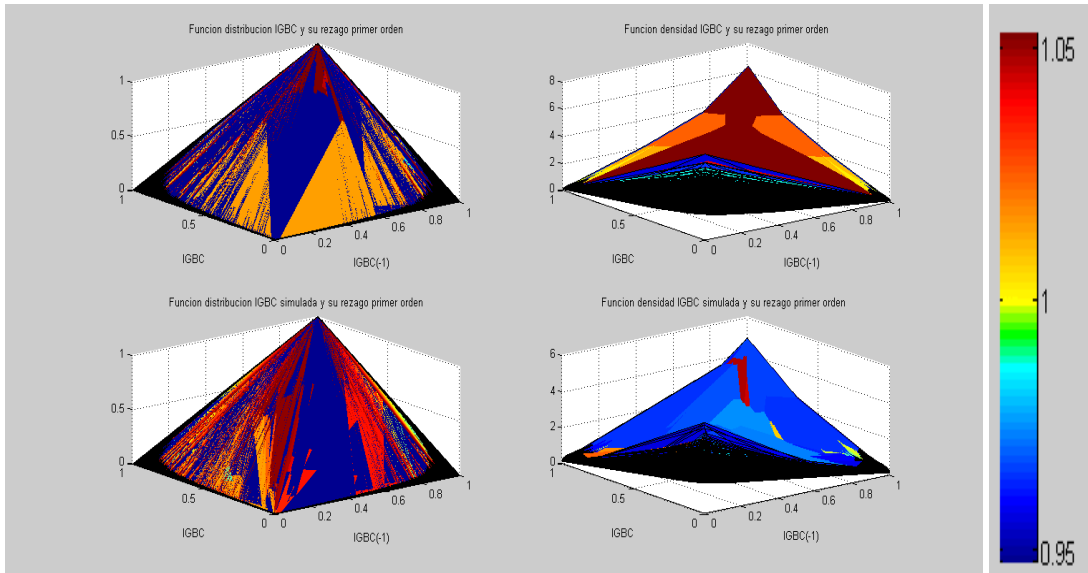


**ANEXO 12 ERRORES ESTÁNDAR MODELOS GARCH (1,1) COPULA
MERCADOS ACCIONARIOS**

Índice	Constante	alfa	beta
IGBC(-1)	0	0.03	0.04
IGBC	0	0.03	0.04
BOVESPA(-1)	0	0.015	0.026
BOVESPA	0	0.015	0.026
IPC(-1)	0	0.015	0.012
IPC	0	0.014	0.012
IGBVL(-1)	0	0.086	0.131
IGBVL	0	0.023	0.021
FTSE(-1)	0	0.011	0.012
FTSE	0	0.011	0.012
NIKKEI(-1)	0	0.02	0.017
NIKKEI	0	0.02	0.017
EURONEXT(-1)	0	0.01	0.011
EURONEXT	0	0.01	0.011
CAC 40(-1)	0	0.018	0.016
CAC 40	0	0.018	0.016
S&P 500 (-1)	0	0.013	0.012
S&P 500	0	0.014	0.012
DOW JONES(-1)	0	0.009	0.009
DOW JONES	0	0.009	0.009
NASDAQ(-1)	0	0.01	0.008
NASDAQ	0	0.01	0.008
DAX 30(-1)	0	0.012	0.012
DAX 30	0	0.012	0.012

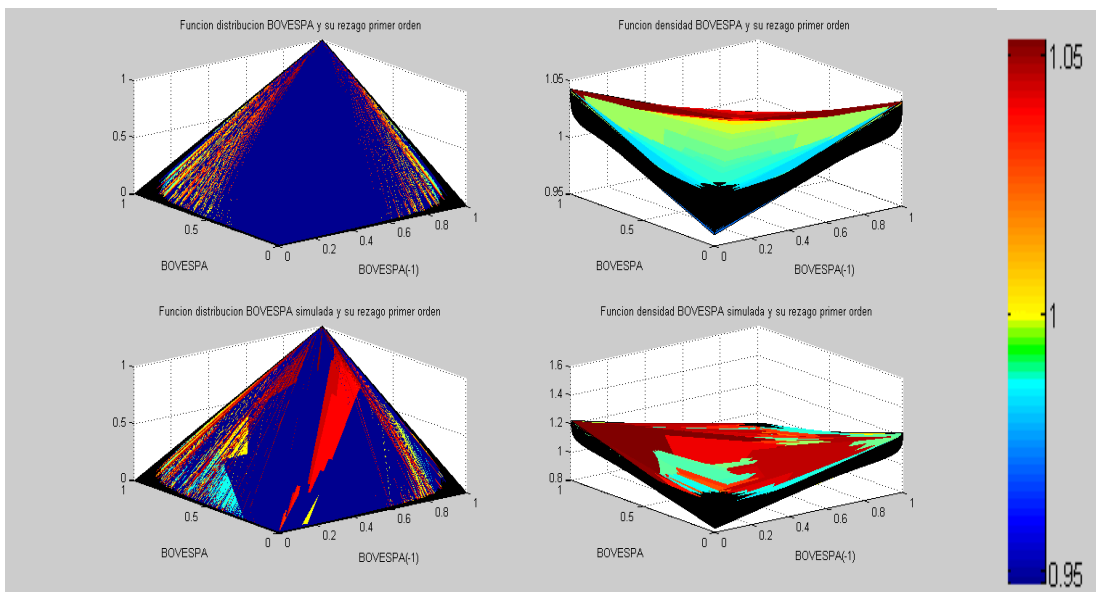
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 13 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA COPULA COLOMBIA Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



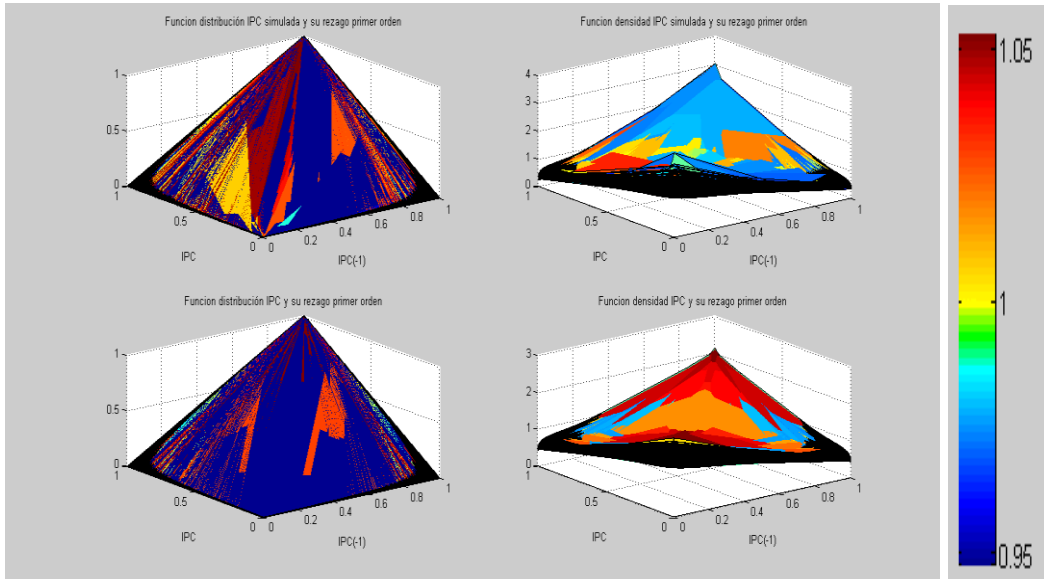
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 14 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA BRASIL Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



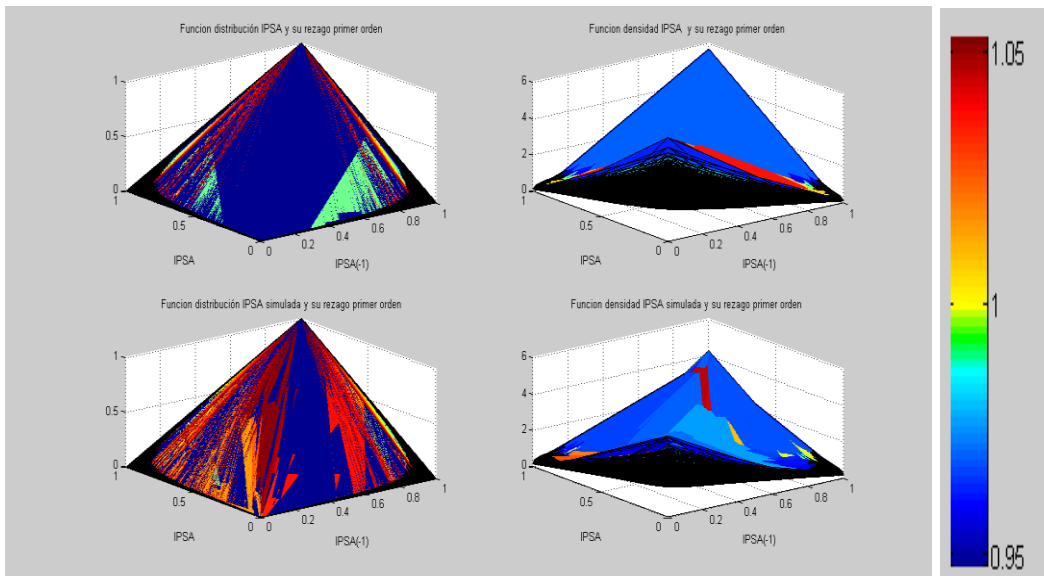
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 15 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA COPULA MÉXICO Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



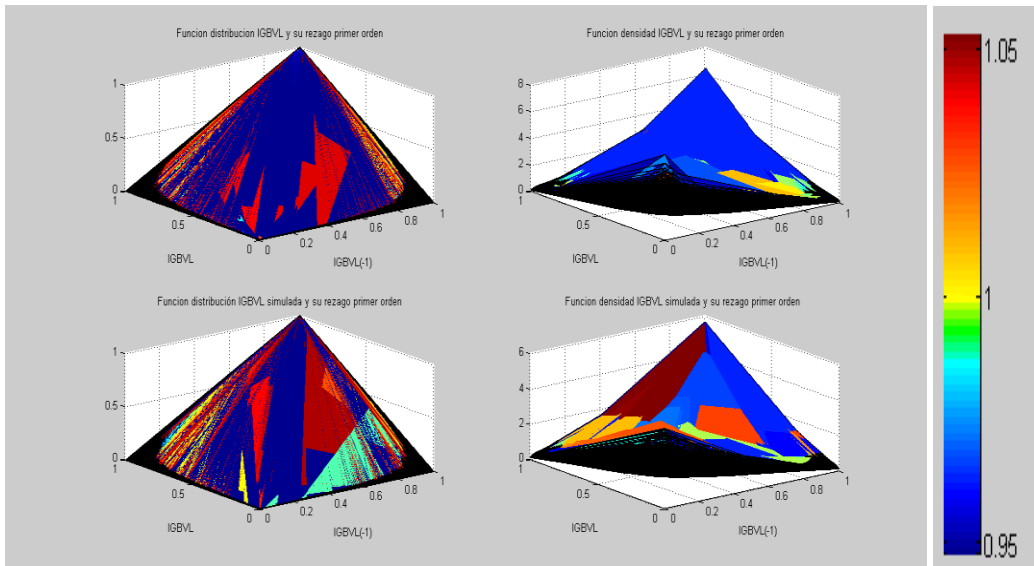
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 16 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA COPULA CHILE Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



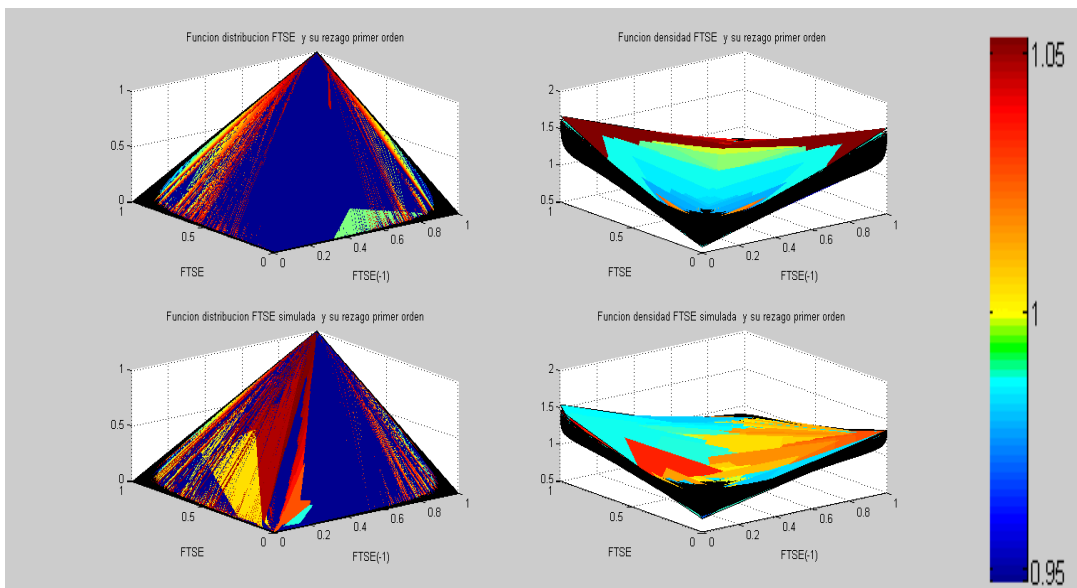
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 17 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA COPULA PERÚ Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



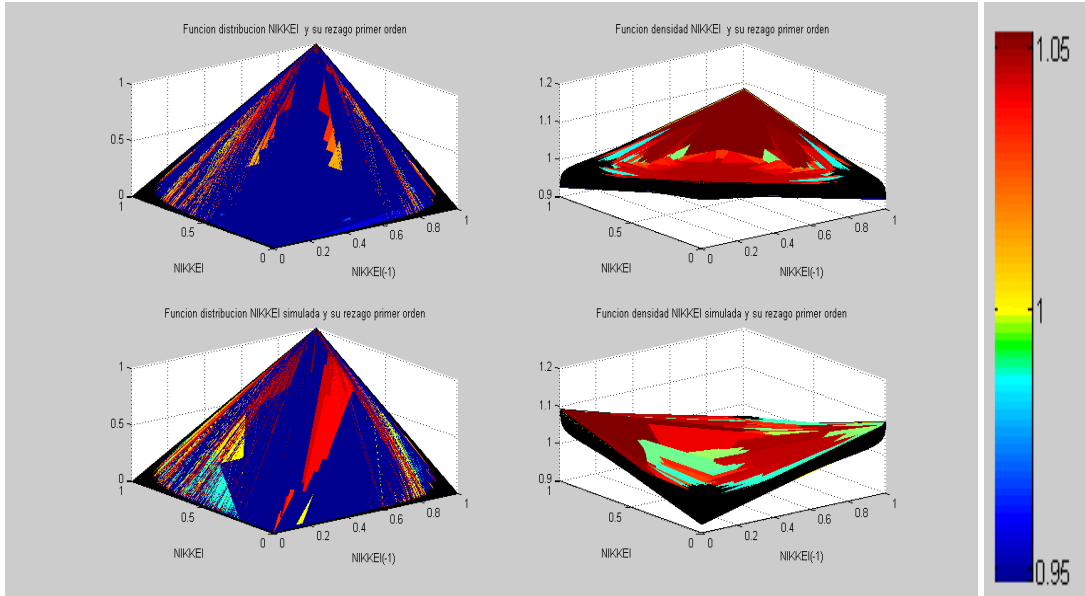
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 18. FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA INGLATERRA Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



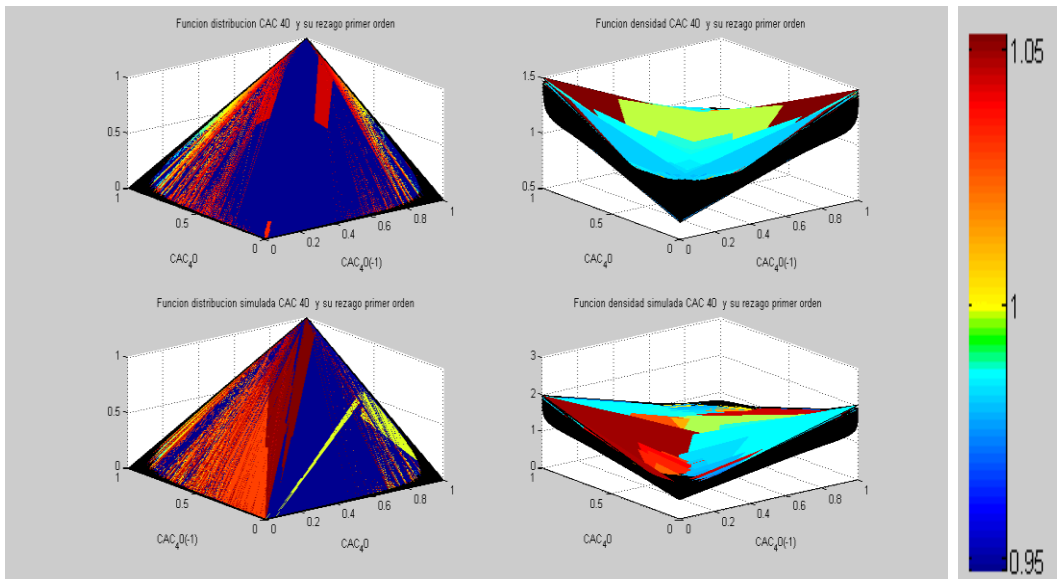
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

ANEXO 19 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD COPULA JAPÓN Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



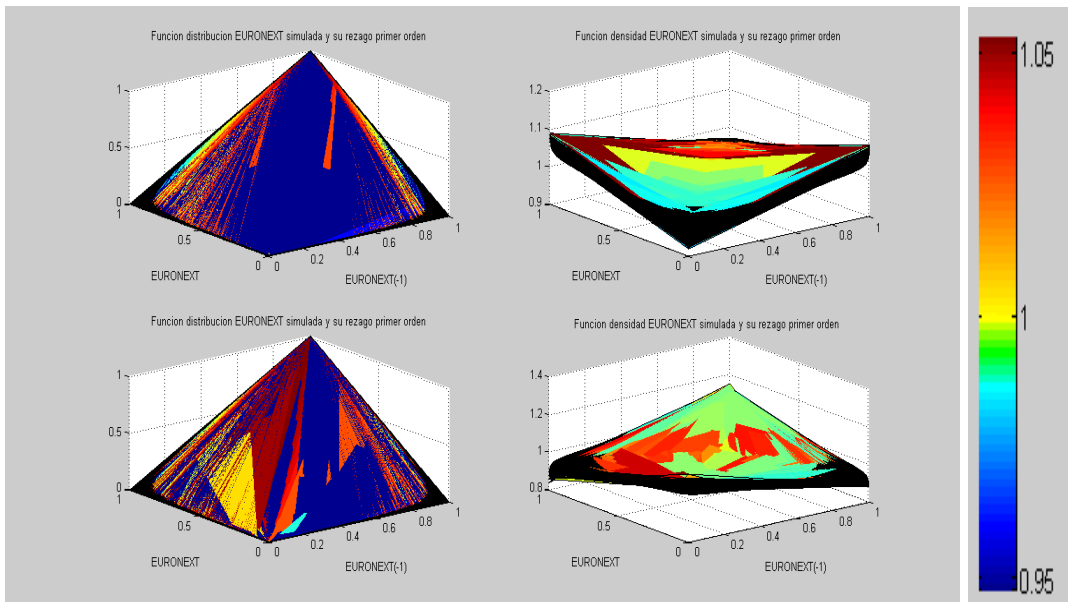
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 20 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA FRANCIA Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



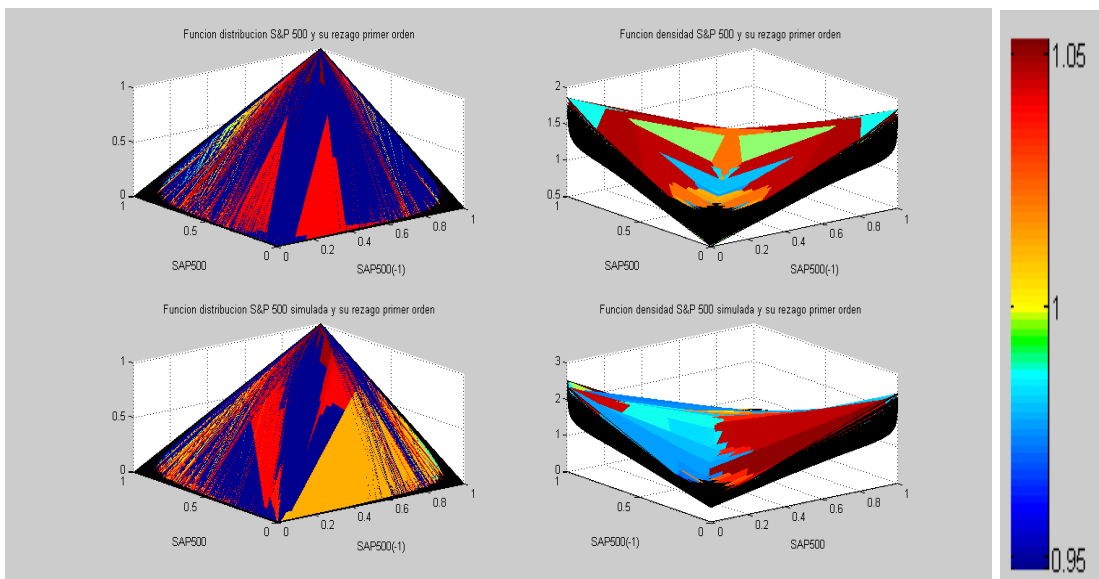
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 21. FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA EURONEXT Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



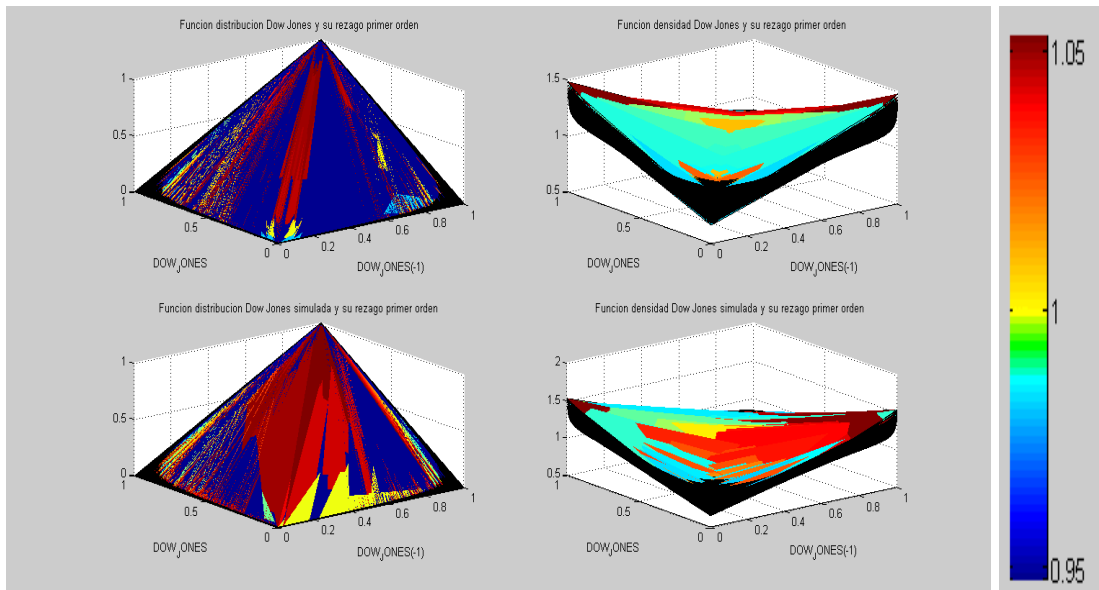
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

ANEXO 22 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA S&P 500 Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



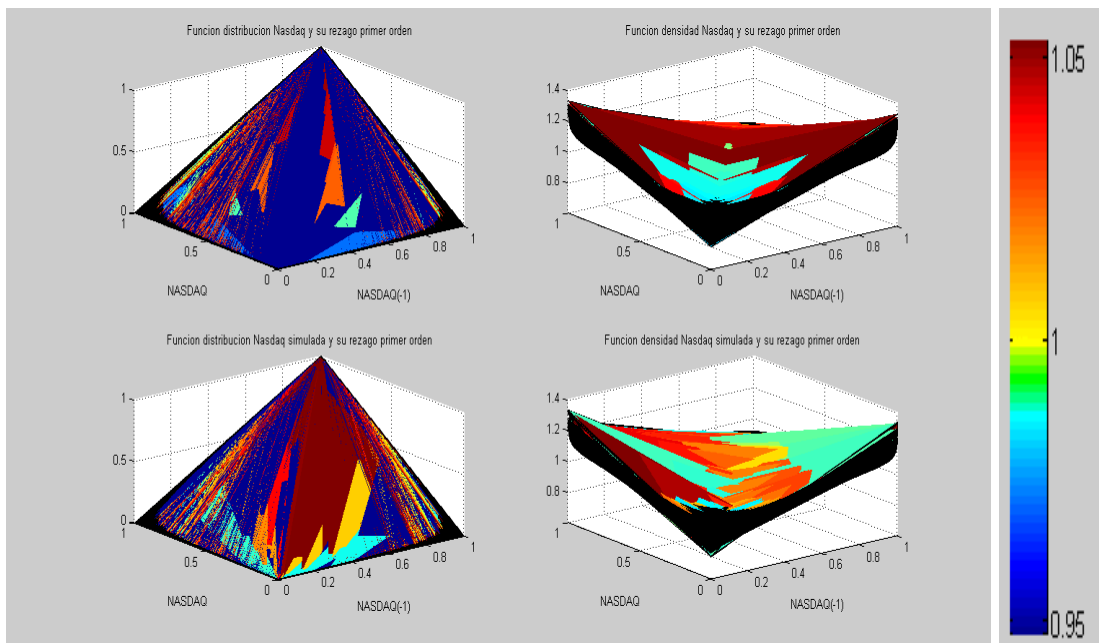
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014b

ANEXO 23 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA DOW JONES Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



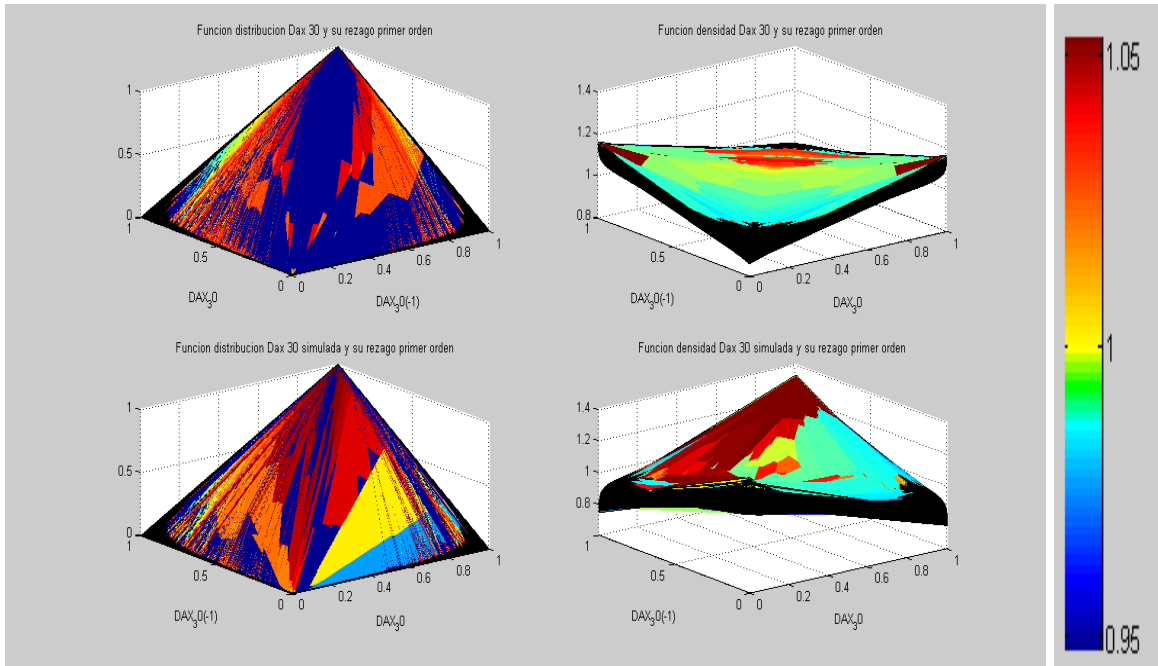
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

ANEXO 24 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA NASDAQ Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN



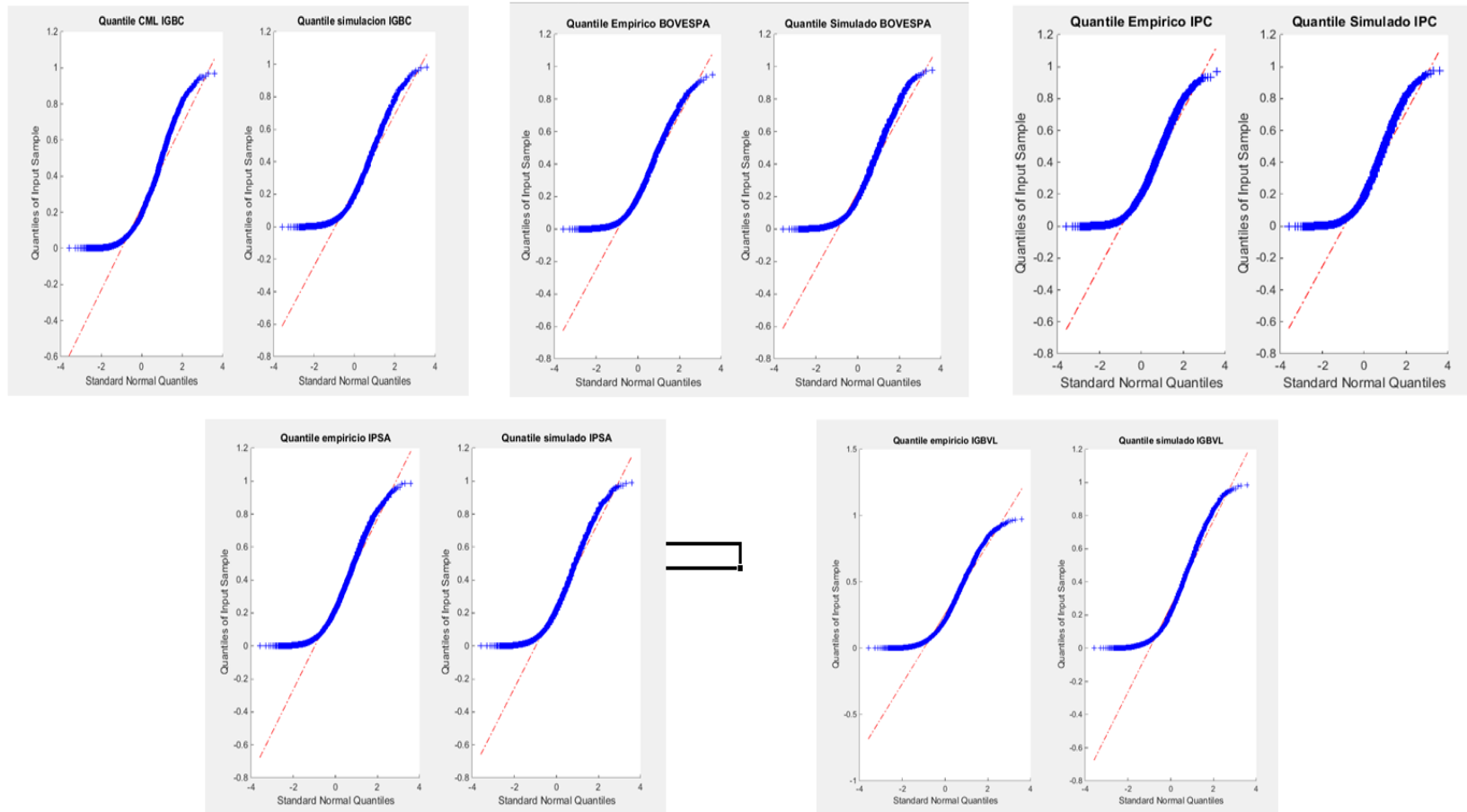
Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

ANEXO 25 FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN Y DENSIDAD EMPÍRICA Y SIMULADA ALEMANIA Y SU REZAGO DE PRIMER ORDEN

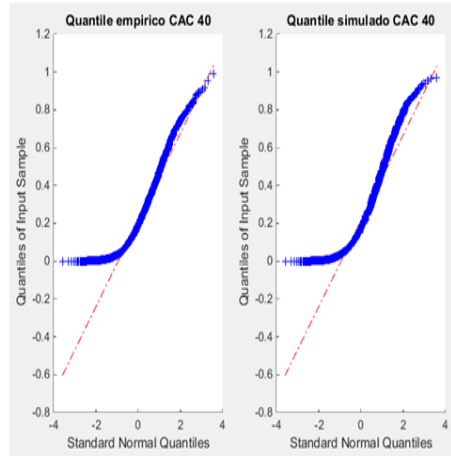
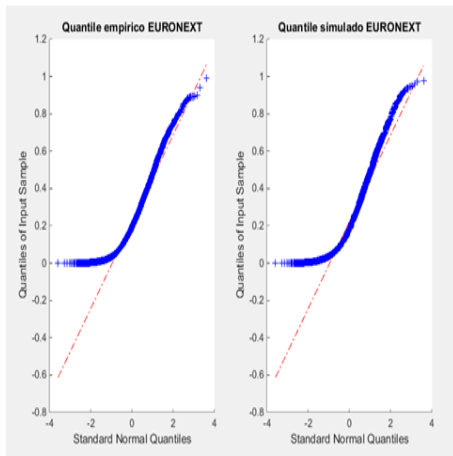
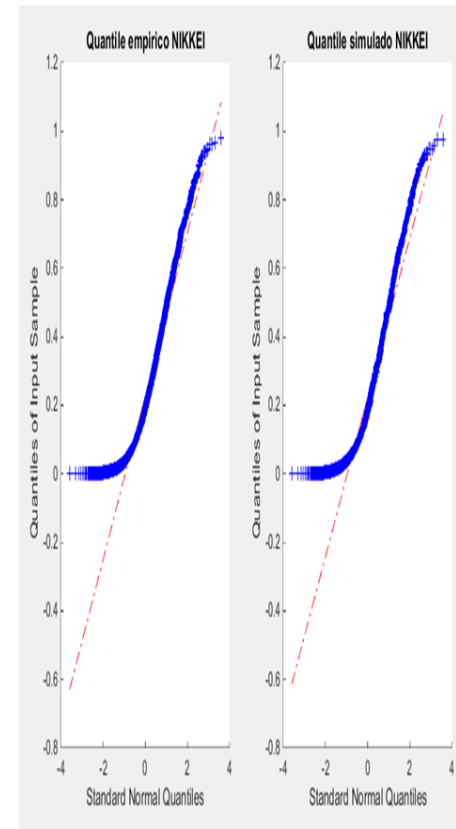
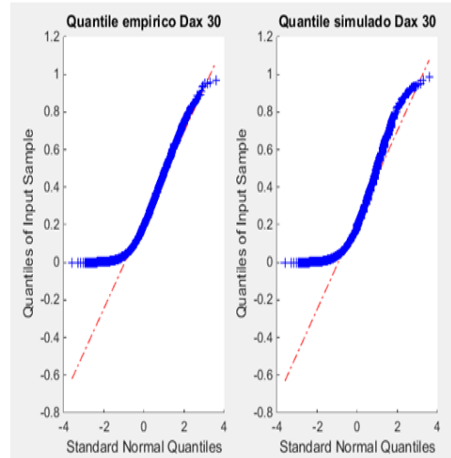
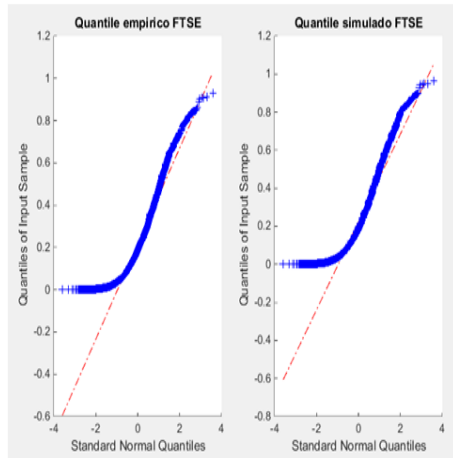


Fuente: Elaboración propia. Cálculos Matlab 2014a

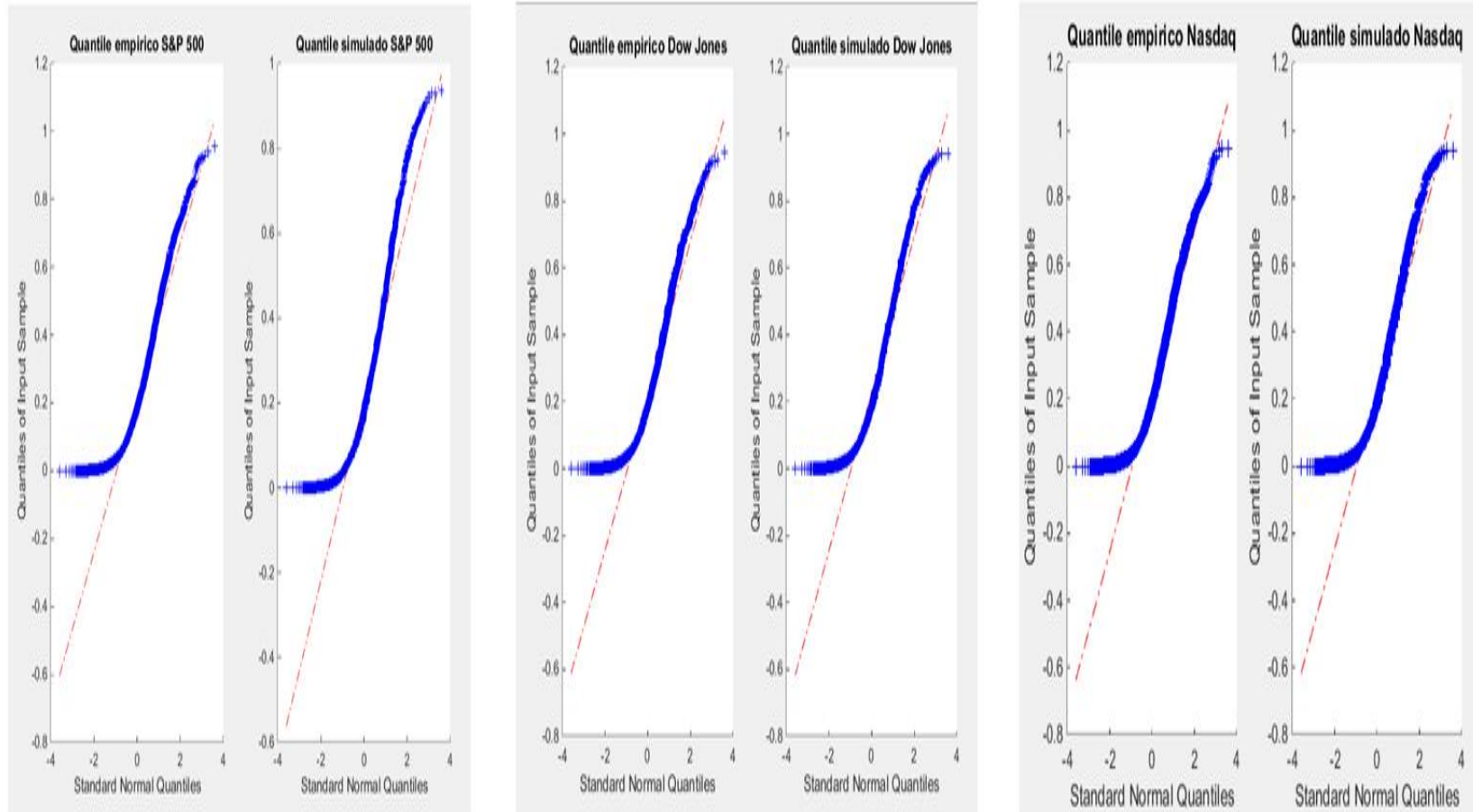
ANEXO 26 CUANTILES DE FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN CÓPULAS EMPIRICAS Y SIMULADAS MERCADOS LATINOAMERICANOS



ANEXO 27 CUANTILES DE FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN CÓPULAS EMPIRICAS Y SIMULADAS MERCADOS EUROPEOS Y JAPON



ANEXO 28 CUANTILES DE FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN CÓPULAS EMPIRICAS Y SIMULADAS MERCADOS ESTADOS UNIDOS



ANEXO 29 VOLUMENES DE TRANSACCION MENSUALES ÍNDICES ACCIONARIOS DICIEMBRE 2001 - 2012

Millones de dólares americanos (USD)

País	Índice	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Colombia	IGBC	N/D	N/D	N/D	3	19	24	12	16	4	11	22	20
Brasil	BOVESPA	N/D	N/D	N/D	-	617	941	42	14	15	25	30	38
México	IPC	232	111	205	139	222	272	295	243	299	267	285	347
Chile	IPSA	N/D	N/D	N/D	N/D	N/D	N/D	27	13	20	41	23	23
Perú	IGBVL	N/D	N/D	N/D	N/D	19	39	22	16	11	14	24	26
Inglaterra	FTSE 100	18.713	23.905	22.326	16.414	22.749	37.677	34.662	37.503	27.740	22.870	25.423	17.492
Japón	NIKKEI 225	60	89	13	16	23	22	28	29	37	34	28	50
Bélgica	EURONEXT 100	N/D	N/D	N/D	N/D	5.435	4.923	6.954	4.485	4.077	4.670	4.423	3.104
Francia	CAC 40	N/D	N/D	N/D	1.342	2.207	2.203	3.272	2.244	1.804	2.176	2.412	1.783
Alemania	DAX 30	N/D	N/D	N/D	16	56	96	283	470	476	595	529	441
Estados Unidos	S&P 500	25.129	25.994	27.839	31.103	41.756	47.579	64.822	112.884	89.515	80.985	74.742	66.388
	Dow Jones	4.303	4.607	4.246	5.745	5.224	4.381	4.310	5.702	4.174	3.253	3.071	2.667
	Nasdaq	35.539	29.123	35.471	44.380	34.343	35.074	37.753	39.620	39.269	36.307	33.177	33.522

Fuente: Yahoo Finance