



EL MERCADO INTEGRADO LATINOAMERICANO, MILA.  
UN ANÁLISIS DE HECHOS ESTILIZADOS EN LOS ÍNDICES BURSÁTILES

AUTOR  
EMMANUEL ALEJANDRO CORDOBA GUALTEROS

UNIVERSIDAD ICESI  
FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS  
ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES  
SANTIAGO DE CALI  
2016



EL MERCADO INTEGRADO LATINOAMERICANO, MILA.  
UN ANÁLISIS DE HECHOS ESTILIZADOS EN LOS ÍNDICES BURSÁTILES

AUTOR  
EMMANUEL ALEJANDRO CORDOBA GUALTEROS

DIRECTORES DEL PROYECTO  
JULIO CÉSAR ALONSO, PHD  
JUAN DAVID MARTIN

UNIVERSIDAD ICESI  
FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS  
ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES  
SANTIAGO DE CALI  
2016

# Índice

<b>1. Resumen</b>	<b>4</b>
<b>2. Introducción</b>	<b>5</b>
<b>3. Mercado Integrado Latinoamericano</b>	<b>6</b>
3.1. Datos . . . . .	7
<b>4. Hechos estilizados</b>	<b>8</b>
4.1. Eficiencia suave de los mercados . . . . .	8
4.2. Distribución acampanada, pero no normal . . . . .	12
4.3. Normalidad agregada . . . . .	14
4.4. Volatilidad no constante y agrupada . . . . .	15
4.5. Efecto Taylor . . . . .	17
<b>5. Conclusiones</b>	<b>18</b>
<b>6. Anexos</b>	<b>19</b>
<b>Referencias</b>	<b>37</b>

# 1. Resumen

El objetivo de este trabajo es verificar el cumplimiento de 5 hechos estilizados en los índices MILA 40, MILA Pacific Alliance, IPSA (Chile), Colcap (Colombia), IPC (México), y BVL/S&P (Perú), mediante el uso de métodos gráficos y estadísticos.

Los hechos estilizados que se trabajan son: I) Eficiencia débil de los mercados, II) colas pesadas en la distribución de los rendimientos, III) normalidad agregada, y IV) efecto Taylor. Además, se emplea una muestra de las cotizaciones diarias de cada índice entre el 5 de Octubre de 2010 y el 28 de Septiembre de 2016.

**Palabras claves:** Eficiencia débil de mercado, colas pesadas, normalidad agregada, volatilidad no constante y agrupada, efecto Taylor.

## **Abstract**

The objective of this document is to evaluate 5 stylized facts of the indices MILA 40, MILA Pacific Alliance, IPSA (Chile), Colcap (Colombia), IPC (Mexico), y BVL/S %P (Peru), using graphic and statistic methods.

The stylized facts evaluated in this document are: I) Weak market efficiency, II) heavy tails of the returns distribution, III) aggregational Gaussianity, IV) volatility clustering, and V) Taylor effect. Additionally, the samples of daily prices of each index used in this work goes from 5<sup>th</sup> October, 2010 to 28<sup>th</sup> September, 2016.

**Keywords:** Weak market efficiency, heavy tail, aggregational Gaussianity, Taylor effect.

## 2. Introducción

Con más de cinco años de haber empezado las operaciones, el MILA (Mercado Integrado Latinoamericano) es en la actualidad el mercado bursátil latinoamericano de mayor capitalización y con mayor número de emisores, USD\$816,499 billones y 707 emisores respectivamente<sup>1</sup> en Septiembre de 2016. El MILA es el proyecto de integración financiera de la Alianza del Pacífico, de esta forma está compuesta por la Bolsa de Comercio de Santiago, la Bolsa de Valores de Colombia, la Bolsa Mexicana de Valores, y la Bolsa de Valores de Lima, así como de los depósitos DCV (Depósito Central de Valores), DECEVAL (Depósito Centralizado de Valores), INDEVAL (Instituto Central para el Depósito de Valores) y CAVALI (Registro Central de Valores y Liquidaciones), de Chile, Colombia, México, y Perú respectivamente. Sus inicios se remontan a 2007 con las conversaciones entre Colombia y Perú, posteriormente se añadió Chile y en Septiembre de 2009 se firmó el acuerdo de intención entre las tres bolsas, un año después en Junio 8 de 2010 se consolidó el acuerdo de implementación para que el 30 de mayo de 2011 iniciara operaciones. A finales de 2011 se empiezan los diálogos con México, desde este momento se inicia el proceso para su adhesión al MILA y a partir de Diciembre de 2014 México hace parte del MILA. Con el motivo de los 5 años de funcionamiento, este trabajo busca comprobar algunas características estadísticas de las series de rendimientos de los índices del MILA y de los mercados bursátiles asociados, que en teoría comparten con otros activos financieros.

Estas características estadísticas son encontradas reiteradamente en las series de rendimientos de los activos financieros sin importar su naturaleza. En la literatura financiera se las conocen como "hechos estilizados", los cuales se definen como comportamientos regulares que son observados consistentemente en distintos instrumentos, mercados y periodos de tiempo, por lo que son aceptados como verdad (Sewell, 2011). Según Alonso y Torres (2013), Cont (2001), y Sewell (2011), los hechos estilizados pueden ser agrupados por la distribución de los rendimientos, la volatilidad, la relación de autocorrelación de los rendimientos absolutos y al cuadrado, el volumen, entre otros. Los hechos estilizados son un tema de importancia para todos los participantes en los mercados (inversionistas, empresas, reguladores, etc) debido a que estos describen comportamientos de los retornos y el riesgo. Material fundamental para la modelación de distintos elementos claves para la toma de decisiones (tales como, el riesgo y la valorización de los activos) que potencialmente afectarán no solo a los participantes que operan en el mercado, sino también a toda la economía dada la importancia que tiene el mercado financiero dentro de esta.

Pese a la gran cantidad de estudios empíricos sobre la presencia de los hechos estilizados en diferentes series de rendimientos de activos financieros alrededor del mundo (ver por ejemplo Sewell (2011)), en el momento no hay ninguno que trabaje el Mercado Integrado Latino Americano (MILA), aunque si se puede encontrar sobre sus mercados integrantes, como en .Alonso y Arcos (2006), Alonso y Torres (2013), Perez (2015), Rojas y Trejo (2013). De esta forma, este trabajo se propone verificar los hechos estilizados

---

<sup>1</sup>Datos tomados del MILA News No. 60, Octubre 2016. Recuperado: [www.mercadomila.com/home/milanews](http://www.mercadomila.com/home/milanews)

de eficiencia suave del mercado, distribución acampanada pero no normal, normalidad agregada, volatilidad no constante y agrupada, y el efecto Taylor en los índices bursátiles del MILA. Para esto se adoptan las mismas pruebas estadísticas y gráficas empleadas por Alonso y Arcos (2006) y Alonso y Torres (2013).

Este trabajo se organiza de la siguiente manera: la primera sección corresponde a esta introducción; en la segunda sección se habla sobre el funcionamiento del MILA, sus índices y los datos que se emplearon para este trabajo; la tercera sección corresponde a comprobación de los cinco hechos estilizados en las series de rendimientos de los índices MILA 40<sup>2</sup>, MILA Pacific Alliance<sup>3</sup>, IPSA<sup>4</sup>, Colcap<sup>5</sup>, IPC<sup>6</sup>, y BVL/S&P<sup>7</sup>; y finalmente, en la cuarta sección se encuentran las conclusiones. Adicionalmente, este trabajo incluye una sección de Anexos, donde se podrá encontrar todas las figuras de los índices del MILA Pacific Alliance y los mercados bursátiles asociado a este.

### 3. Mercado Integrado Latinoamericano

El MILA surge para integrar y generar un mercado más amplio, diversificado y eficiente. Por un lado, le ofrece a los inversionistas la posibilidad de acceder a los mercados de Chile, Colombia, México y Perú de forma que puedan diversificar sus portafolios, y por el otro lado les permite a las empresas emisoras tener una fuente de financiación más amplia.

El MILA a pesar de ser un mercado integrado tiene la particularidad de hacerse a través del enrutamiento intermediado<sup>8</sup> y opera como mercado de subasta, donde se adaptaron las plataformas de cada mercado para que fuera posible el calce<sup>9</sup> de las órdenes. Dada esta configuración han surgido algunas dificultades para los inversionistas a la hora de tomar decisiones de inversión en el mercado MILA. Estas dificultades surgen de la diferencia de leyes, de costos de transacción y comisiones de los brokers; así como, el riesgo cambiario implícito en este mercado integrado (Vargas Pulido y Bayardo Martínez, 2013). Por un lado, la diferencia de leyes entre los 4 países integrantes puede incentivar o desincentivar el flujo de capital de un país con respecto a los otros. Un ejemplo de esto es el caso colombiano, donde el Banco de la República intenta controlar los cambios exigiendo reportes a las compañías y entidades financieras cuando ingresan o sacan del país cantidades mayores a los USD\$10,000, mientras que Perú pide unos reportes similares por cantidades que superan los USD\$100,000. A lo anterior hay que agregar la diferencia entre los cuatro países en los temas de costos de transacción y comisiones de los brokers

---

<sup>2</sup>Índice del Mercado Integrado Latinoamericano de la región Andina

<sup>3</sup>Índice del Mercado Integrado Latinoamericano con los países de la Alianza del Pacífico

<sup>4</sup>Índice de Precio Selectivo de Acciones de Chile

<sup>5</sup>Índice Accionario de Capitalización publicado por la bolsa de Colombia

<sup>6</sup>Índice de Precios y Cotizaciones de México

<sup>7</sup>Índice de la Bolsa de Valores de Lima

<sup>8</sup>Un enrutamiento intermediado significa que tanto las bolsas como sus depósitos de valores de los cuatro países se interconectan, pero conservando la independencia de las plataformas de negociación, así como las reglas de negociación, de compensación y liquidación de cada mercado.

<sup>9</sup>El calce es el proceso mediante el cual se vinculan las dos mejores órdenes compatibles

debido a que las bolsas y los depósitos de valores son entidades privadas, observándose por ejemplo, a Chile con los costos más altos de los 4 mercados bursátiles. Ante lo anterior se necesita mayor integración de los mercados para estandarizar las leyes y los costos de transacción.

Sin embargo, la mayor dificultad que se tiene al operar en el MILA es el riesgo de tipo cambiario, pues cada país utiliza su moneda legal. De esta forma, el mecanismo es como sigue: los inversionistas cambian su moneda a dólares y luego los cambian a la moneda destino (por ejemplo, si un inversionista chileno quiere comprar acciones colombianas, este debe cambiar los pesos chilenos a dólares y luego a pesos colombianos), estas operaciones incrementan el riesgo y la incertidumbre del inversionista. Para protegerse de este tipo de riesgo los inversionistas pueden emplear las coberturas cambiarias.

En cuanto a los índices del MILA se puede hablar oficialmente de dos índices: el S&P MILA ANDEAN 40 y el S&P MILA PACIFIC ALLIANCE, la principal diferencia entre ellos es la procedencia de las empresas listadas en cada índice, mientras que en el primero se lista empresas chilenas, colombianas y peruanas, en el segundo se incorporan empresas mexicanas. Profundizando en los índices del MILA se encuentra que también se diferencian en la metodología que se emplea para sus cálculos.

De esta forma, la metodología del S&P MILA ANDEAN 40 es como sigue: se toma como universo las compañías que cotizan en el MILA, pertenecen al S&P Global BMI, tienen una capitalización bursátil mínima ajustada con base en las acciones en circulación de USD \$100 millones, y tienen en promedio diario negociado al menos USD \$250,000 durante los últimos tres meses. Luego, del universo elegible se toman las 40 compañías más importantes según la capitalización bursátil ajustada con un mínimo de cinco acciones por país; finalmente, en la ponderación de los componentes ninguna acción puede superar el 8% del índice y ningún país podrá representar más del 50% del índice.

Por otra parte, la metodología del índice S&P MILA Pacific Alliance sigue los siguientes pasos: primero, para la selección de los componentes estos deben cotizar en el MILA y la Bolsa Mexicana de Valores, si alguna empresa tiene varias clases de acciones se elimina la que tenga valor promedio diario negociado en los últimos tres meses, a diferencia del S&P MILA ANDEAN solo se necesita estos dos requisitos para pertenecer al índice; segundo, para la ponderación de los componentes las acciones del índice se ponderan según su capitalización de mercado ajustada al capital flotante.

### 3.1. Datos

Para poder verificar siguientes hechos estilizados se tomaron las cotizaciones diarias de los 6 índices entre el 5 de Octubre de 2010 y el 28 de Septiembre de 2016. Para esto fue necesario visitar:

- El portal S&P Dow Jones Indices<sup>10</sup>, para las cotizaciones del MILA 40, MILA Pacific Alliance, y el BVL/S&P.

---

<sup>10</sup>S&P Dow Jones Indices, [www.spindices.com](http://www.spindices.com)

- El portal digital de la Bolsa de Santiago<sup>11</sup>, para las cotizaciones del índice IPSA.
- El portal digital de la Bolsa de Valores de Colombia<sup>12</sup>, para la cotizaciones del índice Colcap.
- El portal digital del Grupo BMV (Bolsa Mexicana de Valores)<sup>13</sup>, para las cotizaciones del índice IPC.
- El portal digital de la Bolsa de Valores de Lima<sup>14</sup>, para las cotizaciones del BVL/S&P.

En las figuras 5, 6, 7, 8, 9, y 10, se observan las cotizaciones diarias de cada uno de índices que nos intereza. Con excepción del IPC de México, los demás presentan tendencias decrecientes a partir del último trimestre del 2012 y los primeros trimestres del 2013. Lo anterior es producto de muchos factores, pero dos que han insidido claramente en estas economías ha sido la desaceleración de la economía China (Cunha, da Silva Bichara, y Lélis, 2016) y la caída de los precios del petróleo (Arroyo y Cossío Muñoz, 2015).

## 4. Hechos estilizados

### 4.1. Eficiencia suave de los mercados

Un mercado eficiente es aquel en el que los precios de los activos financieros reflejan instantaneamente toda la información disponible y relevante (Fama, 1965). Como los ajustes de los precios ante nueva información son instantaneos, los retornos no pueden ser pronosticados. La logica detras de lo anterior se basa en aleatoriedad de la información y dado a la eficiencia de mercado, los precios y sus cambios seguirán esta naturaleza aleatoria. Adicionalmente, dependiendo del tipo de información se identifican tres grados de eficiencia: suave, semifuerte, y fuerte (Roberts, 1967)

La eficiencia suave del mercado sugiere que toda la información disponible acerca de los precios está totalmente reflejada en los precios actuales y como consecuencia no se podrán pronosticar los retornos futuros a partir de dicha información. Paralelamente, desacredita las estrategias de inversión que permitan obtener ganancias superiores a las del mercado por periodos prolongados. Esta falta de predictibilidad de los precios es conocida como la hipótesis de camino aleatorio (Escanciano y Lobato, 2009). Aunque para ser más preciso, en la literatura financiera se generaliza con un proceso martingala, ya que permite trabajar con la volatilidad no constante de los activos financieros.

Por facilidad técnica y debido a que las series de los precios de los activos no son estacionarios, es más común probar que los retornos siguen un proceso martingala. De esta forma, se realizaron 16 pruebas diferentes para verificar la hipótesis de eficiencia suave de mercado en los 6 índices que trabajamos:

1. Test de raíz unitaria ADF (Dickey y Fuller, 1979)

<sup>11</sup>Bolsa de Santiago, [www.bolsadesantiago.com](http://www.bolsadesantiago.com)

<sup>12</sup>BVC, [www.bvc.com.co](http://www.bvc.com.co)

<sup>13</sup>Grupo BMV, [www.bmv.com.mx](http://www.bmv.com.mx)

<sup>14</sup>Bolsa de Valores de Lima, [www.bvl.com.pe](http://www.bvl.com.pe)



2. Test de raíz unitaria PP (Phillips y Perron, 1988)
3. Test de raíz unitaria no paramétrica (Breitung, 2002)
4. Test automático de Portmanteau (Escanciano y Lobato, 2009)
5. Test automático de proporción de la varianza (Choi y cols., 1999)
6. Test del promedio exponencial (Andrews y Ploberger, 1996)
7. Test transformado de proporción de la varianza (Chen y Deo, 2006)
8. Test de proporción de la varianza (Lo y MacKinlay, 1988)
9. Test *bootstrapping* (Choi y cols., 1999)
10. Test de proporción de la varianza múltiple (Chow y Denning, 1993)
11. Test martingala para diferencia de hipótesis (Domínguez y Lobato, 2003)
12. Test espectro generalizado (Escanciano y Velasco, 2006)
13. Test de rango y signo conjunto de Wright (Belair-Franch y Contreras, 2004)
14. Test para una caminata aleatoria (Choi y cols., 1999) y (Durlauf, 1991)
15. Test Wald (Richardson y Smith, 1991)
16. Test de signo y rango (Wright, 2000)

Todas estas pruebas tienen como hipótesis nula y alterna,

$$H_0 : r_t \text{ no está autocorrelacionado}$$

$$H_A : r_t \text{ está autocorrelacionado}$$

donde  $r_t$  representa los retornos diarios de cada uno de los índices para el día  $t$ . Así mismo, la hipótesis nula se generaliza en la literatura financiera como la hipótesis de la existencia de camino aleatorio. Igualmente, es importante resaltar que ambas hipótesis permiten tanto las relaciones lineales como las no lineales de los retornos.

Los resultados que obtenemos en las pruebas (ver Cuadro 1 y Cuadro 2) muestran que 5 de los 6 índices analizados rechazan, en la mayoría de las pruebas<sup>15</sup>, la hipótesis de la existencia de camino aleatorio. Esto no es un caso aislado porque ya se ha observado en diferentes estudios empíricos la no eficiencia de mercados (especialmente en mercados emergente). Por ejemplo en los mercados latinoamericanos (Alonso y Torres, 2014),(Ojeda Echeverri y cols., s.f.),(Charles y Darné, 2009),(Pérez Pérez y cols., 2015),(Rojas y Trejo-Pech, 2014),(Urrutia, 1995),(Worthington y Higgs, 2003), (Ojah y Karemera, 1999), en mercados del norte de África (Al-Khazali, Ding, y Pyun, 2007), en

<sup>15</sup>Sin embargo, ninguno de los índices rechaza la hipótesis de existencia de camino aleatorio en todas las pruebas estadísticas que se realizaron.

Asia (Kim y Shamsuddin, 2008), en Europa oriental (Smith y Ryoo, 2003) 2009; e inclusive en algunos metales preciosos (Charles, Darné, y Kim, 2015). Al no cumplirse la eficiencia débil de mercado en estos índices, es equivalente decir que es posible identificar patrones o tendencias en sus series de rendimientos que permitan predecir los rendimientos futuros y así planificar estrategias de inversión para superar las ganancias que se obtendrían si solo se replicara al mercado. A otro nivel, la falta de eficiencia en los mercados aboga por la regulación de estos para mitigar la formación de burbujas.

Cuadro 1: Pruebas para un camino aleatorio del MILA 40 y el MILA Pacific Alliance.

Test	MILA 40	MILA Pacific
ADF/(Dickey y Fuller, 1979)	-10.282 <sup>***</sup>	-10.725 <sup>***</sup>
PP/(Phillips y Perron, 1988)	-30.345 <sup>***</sup>	-31.983 <sup>***</sup>
Rho/(Breitung, 2002)	0.001 <sup>+</sup>	0.001 <sup>+</sup>
Portmanteau/(Escanciano y Lobato, 2009)	38.4749 <sup>***</sup>	39.0214 <sup>***</sup>
Bootstrapping - Normal/(Choi y cols., 1999)	3.4494 <sup>***</sup>	2.5666 <sup>**</sup>
Bootstrapping - Manmen/(Choi y cols., 1999)	3.4494 <sup>***</sup>	2.5666 <sup>***</sup>
Bootstrapping - Rademacher/(Choi y cols., 1999)	3.4494 <sup>***</sup>	2.5666 <sup>***</sup>
LR/(Andrews y Ploberger, 1996)	26.5792 <sup>***</sup>	14.1925 <sup>***</sup>
LM/(Andrews y Ploberger, 1996)	26.2215 <sup>***</sup>	13.9169 <sup>***</sup>
QPn/(Chen y Deo, 2006)	26.2475 <sup>***</sup>	23.6602 <sup>***</sup>
M1 (2 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	7.3872 <sup>***</sup>	5.5605 <sup>***</sup>
M2 (2 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	5.2995 <sup>***</sup>	4.6432 <sup>***</sup>
M1 (5 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	4.4793 <sup>***</sup>	2.4547 <sup>*</sup>
M2 (5 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	3.3229 <sup>***</sup>	1.9472 <sup>*</sup>
M1 (10 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	2.6029 <sup>**</sup>	0.4974
M2 (10 días)/(Lo y MacKinlay, 1988))	1.9905 <sup>**</sup>	0.393
CD1/(Chow y Denning, 1993)	7.3872 <sup>***</sup>	5.5605 <sup>***</sup>
CD2/(Chow y Denning, 1993)	5.2995 <sup>***</sup>	4.6432 <sup>**</sup>
DL/(Domínguez y Lobato, 2003)	5.3113 <sup>***</sup>	3.5551 <sup>***</sup>
Pboot/(Escanciano y Velasco, 2006)	N.A. <sup>***</sup>	N.A. <sup>**</sup>
JR1/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	6.8859 <sup>***</sup>	5.4231 <sup>***</sup>
JR2/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	7.5871 <sup>***</sup>	5.8958 <sup>***</sup>
JS1/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	3.7284 <sup>***</sup>	4.0479 <sup>**</sup>
AD/(Durlauf, 1991) y (Choi y cols., 1999)	25.1022 <sup>***</sup>	14.3768 <sup>***</sup>
Wald/(Richardson y Smith, 1991)	57.0665 <sup>***</sup>	39.429 <sup>***</sup>
R1 (2 días)/(Wright, 2000)	6.8859 <sup>***</sup>	5.4231 <sup>***</sup>
R2 (2 días)/(Wright, 2000)	7.5871 <sup>***</sup>	5.8958 <sup>***</sup>
S1 (2 días)/(Wright, 2000)	3.7284 <sup>***</sup>	4.0479 <sup>**</sup>
R1 (5 días)/(Wright, 2000)	4.4177 <sup>***</sup>	2.7421 <sup>***</sup>
R2 (5 días)/(Wright, 2000)	4.8101 <sup>***</sup>	2.7642 <sup>***</sup>
S1 (5 días)/(Wright, 2000)	2.363 <sup>**</sup>	2.2269 <sup>***</sup>
R1 (10 días)/(Wright, 2000)	2.7256 <sup>**</sup>	0.8913
R2 (10 días)/(Wright, 2000)	2.8826 <sup>**</sup>	0.7177
S1 (10 días)/(Wright, 2000)	1.4797	0.672

Fuente: Cálculos propios.

N.A. = El estadístico no aplica. La desición se basa en un ejercicio de *bootstrapping* con 500 repeticiones.

\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 90 % de confianza.

\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 95 % de confianza.

\*\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 99 % de confianza.

+ P value

Cuadro 2: Pruebas para un camino aleatorio del IPSA, Colcap, IPC, y BVL.

Test	IPSA	Colcap	IPC	BVL
ADF/(Dickey y Fuller, 1979)	-10.53 <sup>***</sup>	-10.793 <sup>***</sup>	-11.276 <sup>***</sup>	-10.262 <sup>***</sup>
PP/(Phillips y Perron, 1988)	-31.418 <sup>**</sup>	-32.868 <sup>**</sup>	-36.551 <sup>**</sup>	-33.982 <sup>**</sup>
Rho/(Breitung, 2002)	0.001 <sup>+</sup>	0.001 <sup>+</sup>	0.001 <sup>+</sup>	0.001 <sup>+</sup>
Portmanteau/(Escanciano y Lobato, 2009)	9.7998 <sup>***</sup>	11.0123 <sup>***</sup>	0.6902	3.4082 <sup>*</sup>
Bootstrapping - Normal/(Choi y cols., 1999)	1.7697	3.1653 <sup>***</sup>	0.8852	1.7197
Bootstrapping - Manmen/(Choi y cols., 1999)	1.7697	3.1653 <sup>***</sup>	0.8852	1.7197
Bootstrapping - Rademacher/(Choi y cols., 1999)	1.7697	3.1653 <sup>***</sup>	0.8852	1.7197
LR/(Andrews y Ploberger, 1996)	18.6862 <sup>***</sup>	9.9261 <sup>***</sup>	0.3159	7.033 <sup>*</sup>
LM/(Andrews y Ploberger, 1996)	17.4612 <sup>***</sup>	9.834 <sup>***</sup>	0.309	6.4869 <sup>*</sup>
QPn/(Chen y Deo, 2006)	12.3645 <sup>***</sup>	14.8723 <sup>***</sup>	6.4364 <sup>*</sup>	4.6407
M1 (2 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	6.1336 <sup>***</sup>	4.6724 <sup>***</sup>	0.9737	3.6401 <sup>**</sup>
M2 (2 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	3.1309 <sup>***</sup>	3.2924 <sup>***</sup>	0.818	1.8402 <sup>**</sup>
M1 (5 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	2.0602	2.6565 <sup>***</sup>	-0.4344	1.9402
M2 (5 días)/(Lo y MacKinlay, 1988)	1.1006	1.8901 <sup>***</sup>	-0.3309	0.9256
M1 (10 días)/citelo1988stock	0.4814	0.2946	-1.8426	1.8301
M2 (10 días)/citelo1988stock	0.2856	0.2178	-1.3992	0.9609
CD1/(Chow y Denning, 1993)	6.1336 <sup>***</sup>	4.6724 <sup>***</sup>	1.8426	3.6401 <sup>***</sup>
CD2/(Chow y Denning, 1993)	3.1309 <sup>***</sup>	3.2924 <sup>***</sup>	1.3992	1.8402
DL/(Domínguez y Lobato, 2003)	5.0892 <sup>***</sup>	2.6294 <sup>***</sup>	0.344	2.6641 <sup>***</sup>
Pboot/(Escanciano y Velasco, 2006)	N.A.	N.A. <sup>**</sup>	N.A. <sup>**</sup>	N.A.
JR1/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	7.002 <sup>***</sup>	4.8994 <sup>***</sup>	3.2049	4.3534 <sup>***</sup>
JR2/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	7.1565 <sup>***</sup>	5.0846 <sup>***</sup>	6.1311	4.8192 <sup>***</sup>
JS1/(Belaire-Franch y Contreras, 2004)	6.0719 <sup>***</sup>	2.237 <sup>**</sup>	1.9782	2.8679 <sup>***</sup>
AD/(Durlauf, 1991) y (Choi y cols., 1999)	17.6785	10.4853 <sup>***</sup>	1.6733	6.0262 <sup>***</sup>
Wald/(Richardson y Smith, 1991)	50.611 <sup>***</sup>	31.8701 <sup>***</sup>	9.9393 <sup>**</sup>	16.0327 <sup>***</sup>
R1 (2 días)/(Wright, 2000)	7.002 <sup>***</sup>	4.8994 <sup>***</sup>	0.8981	4.3534 <sup>***</sup>
R2 (2 días)/(Wright, 2000)	7.1565 <sup>***</sup>	5.0846 <sup>***</sup>	1.1887	4.8192 <sup>***</sup>
S1 (2 días)/(Wright, 2000)	6.0719 <sup>***</sup>	2.237 <sup>**</sup>	-0.213	1.9174 <sup>**</sup>
R1 (5 días)/(Wright, 2000)	3.3567 <sup>***</sup>	3.8529 <sup>***</sup>	-0.534	3.8447 <sup>***</sup>
R2 (5 días)/(Wright, 2000)	3.0815 <sup>***</sup>	3.517 <sup>***</sup>	-0.4974	3.8274 <sup>***</sup>
S1 (5 días)/(Wright, 2000)	4.2301 <sup>***</sup>	2.1102 <sup>**</sup>	-0.8071	2.2269 <sup>**</sup>
R1 (10 días)/(Wright, 2000)	1.3651	2.0909 <sup>**</sup>	-1.5614 <sup>**</sup>	3.4664 <sup>***</sup>
R2 (10 días)/(Wright, 2000)	1.0655 <sup>**</sup>	1.3591	-1.7497 <sup>**</sup>	3.2066 <sup>***</sup>
S1 (10 días)/(Wright, 2000)	2.4767 <sup>**</sup>	1.4418	-1.344	2.8679 <sup>***</sup>

Fuente: Cálculos propios.

N.A. = El estadístico no aplica. La decisión se basa en un ejercicio de *bootstrapping* con 500 repeticiones.

\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 90 % de confianza.

\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 95 % de confianza.

\*\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 99 % de confianza.

+ P value

## 4.2. Distribución acampanada, pero no normal

En las figura 1, 17, y 18, observamos los histogramas de los retornos diarios de los índices. En estos se aprecian las distribuciones no condicionadas en forma acampanada, aunque mucho más picudas que la distribución normal<sup>16</sup>. También se evidencia que las distribuciones de estos índices tienen colas más pesadas que la distribución normal y asimétricas (ver gráficos Q-Q), los coeficientes de asimetría<sup>17</sup> y los excesos de curtosis en el cuadro 3).

El segundo hecho estilizado que trabajo se evidencia en lo anterior y es precisamente que la distribución de los retornos de activos financieros es acampanada, leptocúrtica y con mayor concentración alrededor de su media que una distribución normal. En otras palabras, hay mayor probabilidad de obtener valores que se acercan a la media, al mismo tiempo los casos extremos son más probables y hay mayor "velocidad" para pasar de una situación extrema a otra que en una distribución normal.

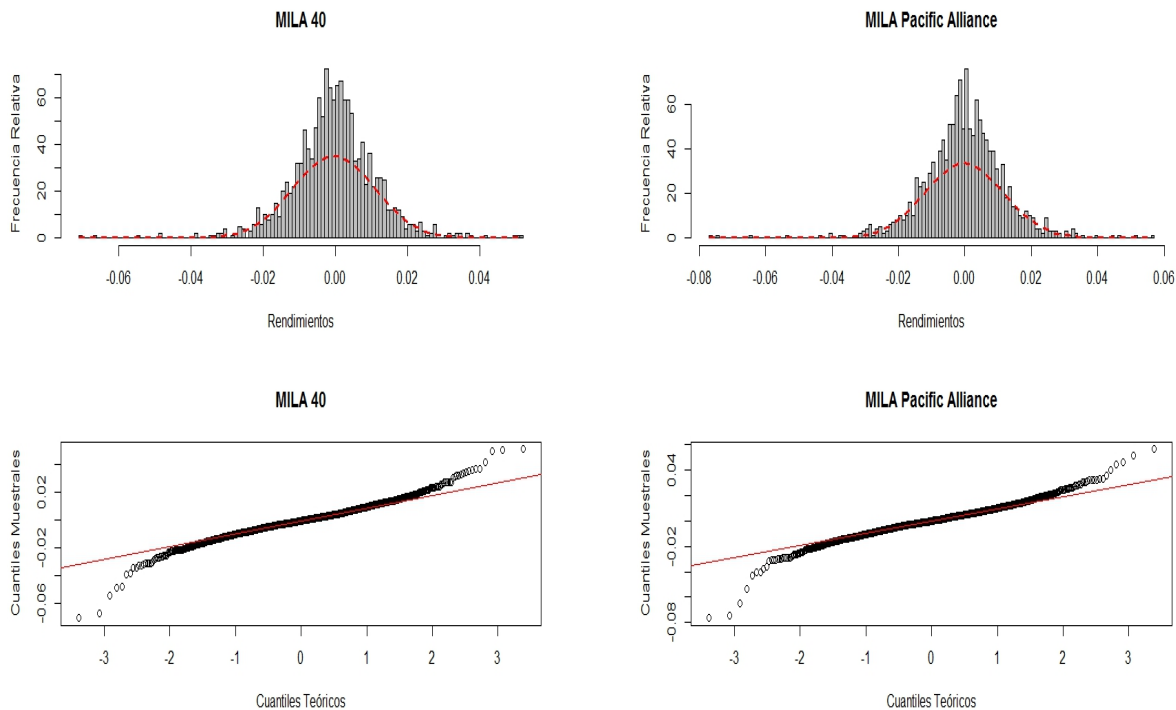


Figura 1: Histogramas y gráficos Q-Q de los rendimientos diarios del MILA 40 y el MILA Pacific Alliance

Fuente: Cálculos propios.

La importancia de este hecho estilizado, según Cont (Cont, 2001) reside en 1) la magnitud de estos valores extremos componen una fracción importante en el agregado de los

<sup>16</sup>Esta se identifica en color rojo sobrepuesta a los histogramas.

<sup>17</sup>A excepción del IPC, los demás tienen coeficiente de asimetría negativos por lo que son más frecuentes las pérdidas en el periodo analizado de dichos índices.

retornos dentro de un largo periodo de tiempo, siendo un tema de gran relevancia para la gerencia de riesgo. 2) En el cálculo del VaR<sup>18</sup> es fundamental conocer las colas de las distribuciones de los rendimientos y sus comportamientos.

Para probar formalmente la normalidad de la distribución de los retornos diarios de los 6 índices estudiados, se calcularon los  $p$  Values de las siguientes 9 pruebas (todas ellas tienen como  $H_0 : r_t$  se distribuye normalmente):

1. Test de normalidad Shapiro-Wilk.
2. Test de normalidad Kolmogorov-Smirnov.
3. Test de normalidad Pearson.
4. Test de normalidad Jarque Bera.
5. Test de normalidad Anderson-Darling.
6. Test de normalidad Cramer Von Mises.
7. Test de normalidad Shapiro-Francia.
8. Test de normalidad Doornik-Hansen (Independencia).
9. Test de normalidad Doornik-Hansen (Dependencia débil).

Cuadro 3: Estadísticas descriptivas de los rendimientos diarios.

	MILA 40	MILA P.A	IPSA	Colcap	IPC	BVL
Media	-0.0436 %	-0.0217 %	-0.0112 %	-0.0195 %	0.0206 %	-0.0001 %
Desviación estandar	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Coficiente de asimetría	-0.22	-0.37	-0.25	-0.34	-0.27	-0.82
Exceso de curtosis	3.48	3.97	7.09	3.22	3.02	16.23

Fuente: Cálculos propios.

Con los resultados del cuadro 4 podemos concluir que con un nivel de significancia del 99 % los retornos diarios de los índices MILA 40, MILA Pacific Alliance, IPSA, Colcap, IPC, y BVL, no se distribuyen normalmente, por lo que debemos descartar cualquier supuesto de normalidad para no subestimar el riesgo

<sup>18</sup> *Value at Risk*: "Mide la peor pérdida esperada bajo condiciones normales en un periodo de tiempo específico con un nivel de confianza dado" (C. y Berggrun, 2010)

Cuadro 4: Pruebas de normalidad para los rendimientos diarios.

	MILA 40	MILA Pacific	IPSA	Colcap	IPC	BVL
Prueba Shapiro	0.9657***	0.9636***	0.9289***	0.9614***	0.9728***	0.8934***
Prueba Kolmogorov-Smirnov	0.0512***	0.0480***	0.0651***	0.0694***	0.0501***	0.0851***
Pearson Chi-square	84.1177***	88.1064***	131.4125***	150.3504***	87.6341***	207.3461***
Jarque Bera	722.7639***	957.8427***	2969.57***	637.33***	553.39***	15627.81***
Anderson-Darling	7.7184***	7.1845***	16.22***	12.6878***	6.4930***	21.8373***
Cramer-von Mises	1.3187***	1.2049***	2.7044***	2.1957***	1.1324***	3.7885***
Shapiro-Francia	0.9643***	0.9619***	0.9263***	0.9601***	0.9713***	0.8896***
Doornik-Hansen (Independencia)	333.76***	373.73***	905.65***	276.66***	261.85***	2119.07***
Doornik-Hansen (Dependencia débil)	331.63***	372.27***	902.97***	275.71***	261.17***	2117.38***

Fuente: Cálculos propios.

\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 90 % de confianza.

\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 95 % de confianza.

\*\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 99 % de confianza.

### 4.3. Normalidad agregada

A medida que se aumenta la escala de tiempo con la que se calculan los retornos, sus distribuciones se asemejarán más a la distribución normal (Cont, 2001). En la práctica, esto sugiere que un mismo activo financiero va a presentar distintas distribuciones de los rendimientos cuando estos se calculan con escalas de tiempo diferentes y que entre más prolongado sean las escalas más las distribuciones tenderán a la normalidad. De esta forma, la distribución de los retornos diarios. Esto significa que se debe tener en cuenta cuando se calculan medidas de riesgo, como el VaR, para evitar subestimaciones o sobrestimaciones de este.

Cuadro 5: Excesos de curtosis.

	MILA 40	MILA P.A	IPSA	Colcap	IPC	BVL
Diarios	3.48	3.97	7.09	3.22	3.02	16.23
Semanales	2.22	1.89	1.92	0.76	1.57	3.30
Mensuales	0.06	0.82	0.17	0.20	1.35	1.88
Trimestrales	-0.20	-0.15	0.15	0.08	-1.05	0.82

Fuente: Cálculos propios.

Primeramente, podemos observar en el cuadro 5 como se reducen los excesos de curtosis en cada uno de los índices a medida que cambiamos de escala de tiempo (incluso los índices MILA 40, MILA Pacific Alliance, y el IPC muestran distribuciones de sus retornos trimestrales con colas más livianas que en la distribución normal). Para comprobar estadísticamente la normalidad agregada de estos índices, se emplean las 5 primeras pruebas de normalidad que se utilizó en el hecho estilizado anterior. En el cuadro 6 vemos el fenómeno anteriormente descrito. Con un 90 % de nivel de confianza se puede rechazar la hipótesis de normalidad para las distribuciones de los retornos diarios y

semanales de los 6 índices analizados. Cuando cambiamos a retornos mensuales, en la mayoría de los índices no se puede rechazar la hipótesis de normalidad y cuando analizamos los retornos trimestrales, no hay ningún índice que rechace la hipótesis de normalidad al 99 % de nivel de confianza.

Cuadro 6: Pruebas de normalidad de los retornos diarios, semanales, mensuales, y trimestrales.

Test	MILA 40	MILA Pacific	IPSA	Colcap	IPC	BVL
Prueba Shapiro						
Diarios	0.9657 <sup>***</sup>	0.9636 <sup>***</sup>	0.9289 <sup>***</sup>	0.9614 <sup>***</sup>	0.9728 <sup>***</sup>	0.8934 <sup>***</sup>
Semanales	0.9727 <sup>***</sup>	0.9794 <sup>***</sup>	0.9725 <sup>***</sup>	0.9744 <sup>***</sup>	0.9788 <sup>**</sup>	0.9591 <sup>***</sup>
Mensuales	0.9842	0.9796	0.9804	0.9792	0.9778 <sup>**</sup>	0.9776 <sup>**</sup>
Trimestrales	0.9942	0.9811	0.9863	0.9887	0.9955	0.9615 <sup>*</sup>
Prueba Kolmogorov-Smirnov						
Diarios	0.0512 <sup>***</sup>	0.0480 <sup>***</sup>	0.0651 <sup>***</sup>	0.0694 <sup>***</sup>	0.0501 <sup>***</sup>	0.0851 <sup>***</sup>
Semanales	0.0629 <sup>***</sup>	0.05228 <sup>**</sup>	0.0628 <sup>***</sup>	0.0504 <sup>**</sup>	0.531 <sup>**</sup>	0.0722 <sup>***</sup>
Mensuales	0.0557	0.0559	0.0593	0.0509	0.0601	0.0673
Trimestrales	0.1266	0.1179	0.1706	0.1073	0.1302	0.1567
Pearson Chi-square						
Diarios	84.1177 <sup>***</sup>	88.1064 <sup>***</sup>	131.4125 <sup>***</sup>	150.3504 <sup>***</sup>	87.6341 <sup>***</sup>	207.3461 <sup>***</sup>
Semanales	26.2051 <sup>*</sup>	20.3077	32.385 <sup>**</sup>	21.3595	28.8974 <sup>**</sup>	29.9943 <sup>**</sup>
Mensuales	4.6667	7.7667	8.0193	9.3333	10.6667	9.3896
Trimestrales	3.0033	6.0000	5.7191	6.6177	4.6322	5.0471
Jarque Bera						
Diarios	722.7639 <sup>***</sup>	957.8427 <sup>***</sup>	2969.57 <sup>***</sup>	637.33 <sup>***</sup>	553.39 <sup>***</sup>	15627.81 <sup>***</sup>
Semanales	74.3468 <sup>***</sup>	50.3713 <sup>***</sup>	49.1116 <sup>***</sup>	35.0117 <sup>**</sup>	47.6687 <sup>***</sup>	142.3800 <sup>***</sup>
Mensuales	0.4056	2.1003	3.4240	5.6217	15.2407 <sup>***</sup>	37.6941 <sup>**</sup>
Trimestrales	0.1248	0.1671	0.48867	0.1306	1.9188	6.0495
Anderson-Darling						
Diarios	7.7184 <sup>***</sup>	7.1845 <sup>***</sup>	16.22 <sup>***</sup>	12.6878 <sup>***</sup>	6.4930 <sup>***</sup>	21.8373 <sup>***</sup>
Semanales	1.9778 <sup>***</sup>	1.4546 <sup>***</sup>	2.0573 <sup>***</sup>	2.1839 <sup>***</sup>	1.9835 <sup>***</sup>	2.4747 <sup>***</sup>
Mensuales	0.3641	0.2722	0.5039	0.3926	0.7502	0.9923
Trimestrales	0.1311	0.2658	0.2350	0.1438	0.3574	0.7896

Fuente: Cálculos propios.

\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 90 % de confianza.

\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 95 % de confianza.

\*\*\* Se puede rechazar la hipótesis nula con un 99 % de confianza.

#### 4.4. Volatilidad no constante y agrupada

Como se puede observar en las figuras 11,12,13,14, 15, 16,2,19,20,21,22,y 23, los rendimientos del MILA 40, el MILA P.A, el IPSA, el Colcap, el IPC y el BVL, presentan gran



volatilidad<sup>19</sup>, que está cambiando constantemente sin importar la ventana de tiempo que utilizemos. Adicionalmente, se observa que la volatilidad tiende a estar agrupada o a formar *clusters*, es decir, que los periodos donde hay grandes cambios de los precios (alta volatilidad) tienden a estar seguidos por periodos con grandes cambios en los precios y los periodos de baja volatilidad tienden a estar seguidos por periodos de baja volatilidad (Mandelbrot, 1963).

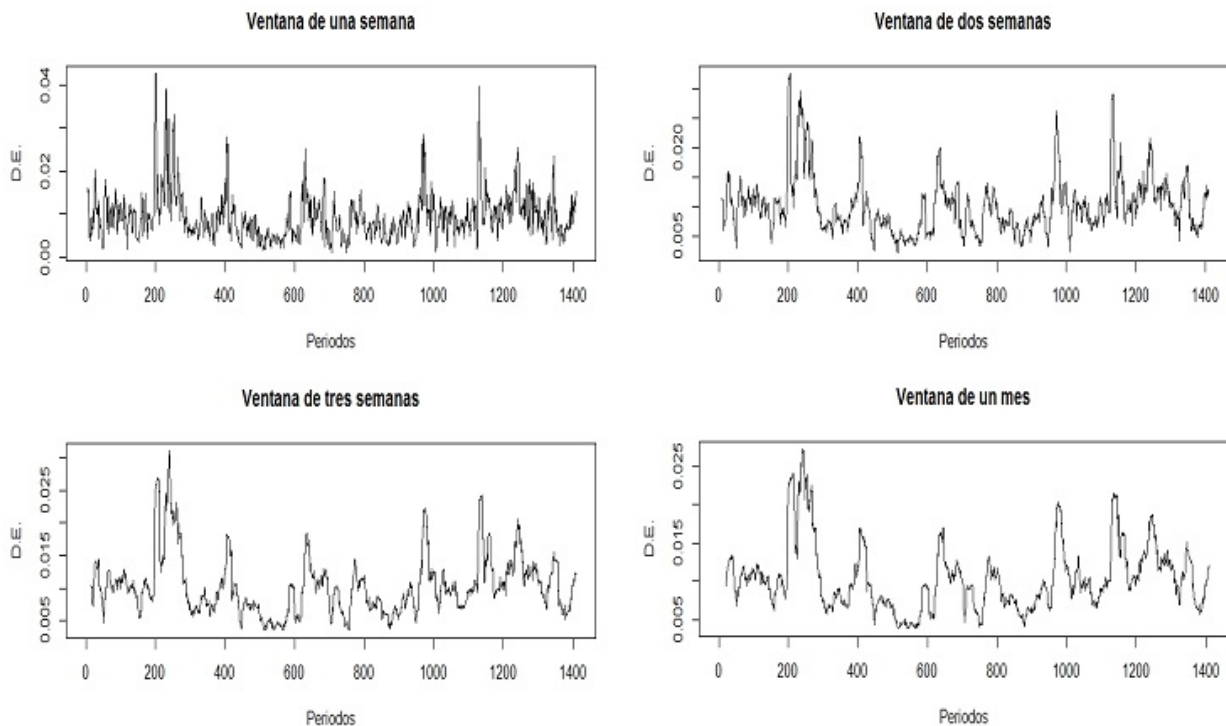


Figura 2: Desviación estandar para diferentes ventanas mobiles de los rendimientos del MILA 40.

Fuente: Cálculos propios.

Otra forma de ver este hecho estilizado es gráficamente los retornos del periodo  $t$  contra los retornos del periodo  $t - 1$ , como en las figuras 3, 24, 25, y 26. De esta forma, se rectifica que la volatilidad no es constante o sino se vería una línea recta de 45 grados en los gráficos. Al mismo tiempo aquí se observa como los retornos grandes tienden a ocurrir en *clusters* y pareciera que los periodos volátiles de grandes retornos alternaran con periodos estables en donde los retornos son mucho más bajos. Para ver más claramente como es el comportamiento de la serie de los retornos en periodos volátiles en la parte b de la figura 3 se analiza el periodo comprendido entre el 4 de Agosto del 2011 y el 2 de Septiembre del 2011, el cual es uno de los más volátiles de todo el periodo estudiado para el MILA 40. Así, observamos que el 4 de Agosto (marcado como 1) se desvía de la media cercana a 0 y registra un retorno de -3.87%, al siguiente día se obtiene una

<sup>19</sup>La desviación estandar de los retornos.

pérdida de 1.86% en 2, luego en 3 se tiene un retorno de -6.68%, para después obtener una ganancia del 4.18% y posteriormente aproximarse a la media de los retornos. La importancia de este hecho estilizado es que es equivalente decir que a mayor volatilidad, mayor probabilidad de obtener un resultado no deseado o dicho de otra forma, mayor riesgo. Dado que las volatilidades tienen el comportamiento anteriormente descrito, se debe utilizar modelos estadísticos que permitan pronosticarlas. Así mismo, ante este hecho estilizado es importante dejar de asumir volatilidad constante cuando, por ejemplo, se esté calculando el VaR paramétricamente. Para una discusión más amplia, ver (Cont, 2007).

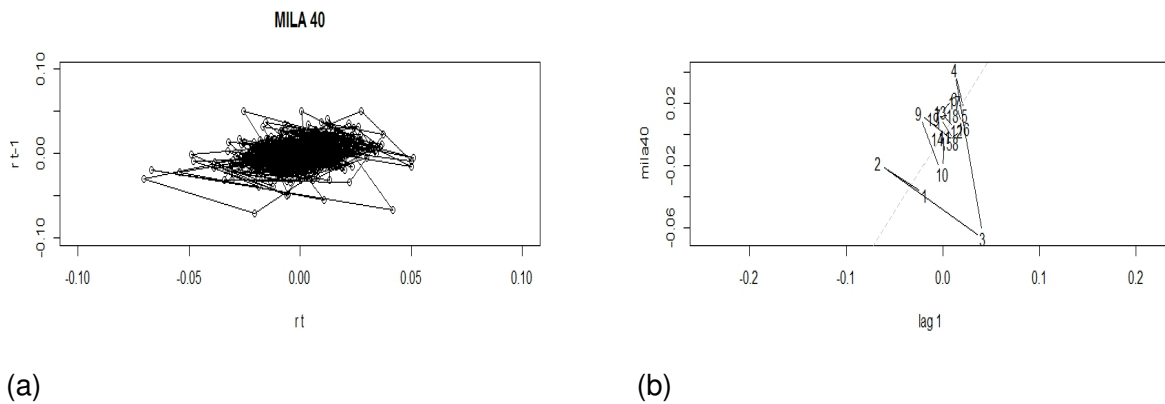


Figura 3: a) Gráfico de los retornos del MILA 40 en el día  $t$  vs el día  $t - 1$ . b) Gráfico de los retornos del MILA 40 en el día  $t$  vs el día  $t - 1$  entre el 4 de Agosto del 2011 y el 2 de Septiembre del 2011.

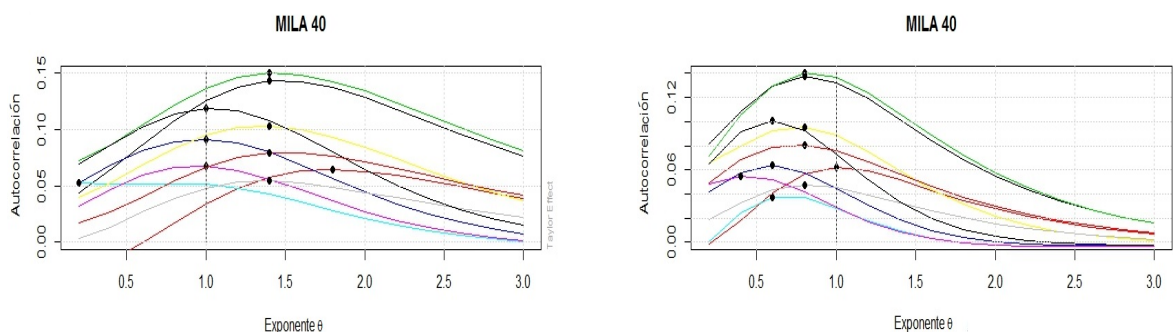
## 4.5. Efecto Taylor

El último de los hechos estilizados, hace referencia al fenómeno que se observa alrededor de las transformaciones no lineales de los retornos de activos financieros ( $r_t$ ), las cuales muestran diferentes grados de autocorrelación muestral. La primera vez que se detectó empíricamente, se encontró que el grado de autocorrelación muestral del valor absoluto de los retornos  $|r_t|$  era mayor que para los retornos al cuadrado  $r_t^2$  (Taylor, 1986). Posteriormente se halló que el mayor grado de autocorrelación muestral para  $|r_t|^\rho$  se alcanzaba cuando  $\rho = 1$  y a esto se le llamó el efecto Taylor (Ding, Granger, y Engle, 1993). Formalmente se puede representar como  $\rho_1(k) > \rho_\theta(k)$ , para todo  $\theta \neq 1$ , donde  $\rho_\theta(k)$  es la autocorrelación muestral de orden  $k$  para  $|r_t|^\theta$ , con  $\theta > 0$ . Sin embargo, más adelante se encuentra que no siempre se obtiene el mayor grado de autocorrelación cuando  $\rho = 1$ , sino cuando  $0 < \rho < 1$  (Ding y Granger, 1996).

Este hecho estilizado es importante, debido a que tanto los retornos al cuadrado como los valores absolutos de los retornos son medidas del riesgo de los activos financieros.  $|r_t|^\theta$  al tener mayor grado de autocorrelación muestral es equivalente decir que este tiene mayor memoria, siendo esto de interés para los modelar de valoración de activos que integran la relación riesgo - retorno, apalancamiento y larga memoria de la volatilidad

(Christensen y Nielsen, 2007).

Para comprobar el efecto Taylor, en las series de rendimientos de los índices trabajados, se gráfico la autocorrelación muestral para los primeros 10 rezagos de los rendimientos absolutos de cada índice y luego se hizo lo mismo para los retornos al cuadrado los índices. En las figuras 4,27,28,29,30, y 31 muestran las gráficas de autocorrelación para los 10 primeros rezagos de los retornos absolutos y al cuadrado del MILA 40, MILA P.A, IPSA, Colcap, IPC, y BVL, respectivamente. Cada línea en los gráficos es un rezago distinto y el punto señalado en cada una de las líneas indica su máxima autocorrelación. De esta forma podemos ver que este hecho estilizado si se cumple para todos los índices trabajados.



(a) Retornos absolutos

(b) Retornos al cuadrado

Figura 4: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).

Fuente: Cálculos propios

## 5. Conclusiones

Con este trabajo, se estudiaron 5 hechos estilizados para las series de rendimientos del MILA 40, MILA Pacific Alliance, IPSA, Colcap, IPC, y BVL/S&P. Con excepción del primer hecho estilizado, la eficiencia débil de los mercados, se confirmaron los otros 4 hechos estilizados (colas pesadas de la distribución de los retornos, normalidad agregada, volatilidad no constante y agrupada, y el efecto Taylor). Pero esto no es tan atípico, como se explicó en su momento hay otros estudios que muestran el mismo resultado para otros mercados emergentes. A su vez, el tema de la eficiencia de los mercados es uno de los más debatidos entre distintas ramas del pensamiento económico por sus consecuencias para todos los agentes que interactúan en los mercados.

Es importante haber trabajado estos hechos estilizados en los índices ya mencionado, en especial los referentes al MILA (MILA 40 y MILA Pacific Alliance), ya que debido a su relativa novedad no hay muchos estudios empíricos de este tipo para estos índices. Los resultados que se obtuvieron son de gran importancia debido en sus implicaciones en el modelamiento del riesgo y valoración de activos, dos cuestiones importante para la toma de decisiones de inversión.

## 6. Anexos



Figura 5: Cotización del MILA 40,  
Fuente: Cálculos propios.



Figura 6: Cotización del MILA Pacific Alliance  
Fuente: Cálculos propios.



Figura 7: Cotización del IPSA



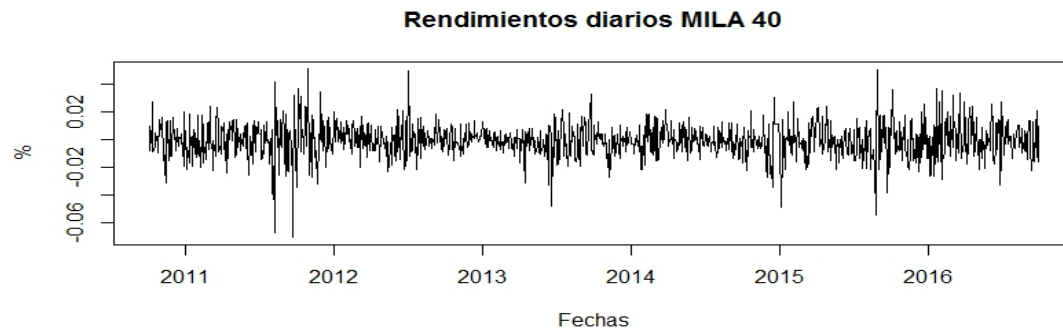
Figura 8: Cotización del Colcap.



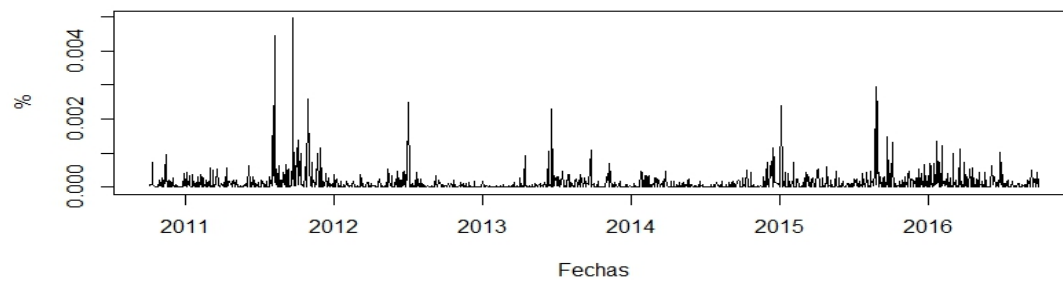
Figura 9: Cotización del IPC  
Fuente: Cálculos propios.



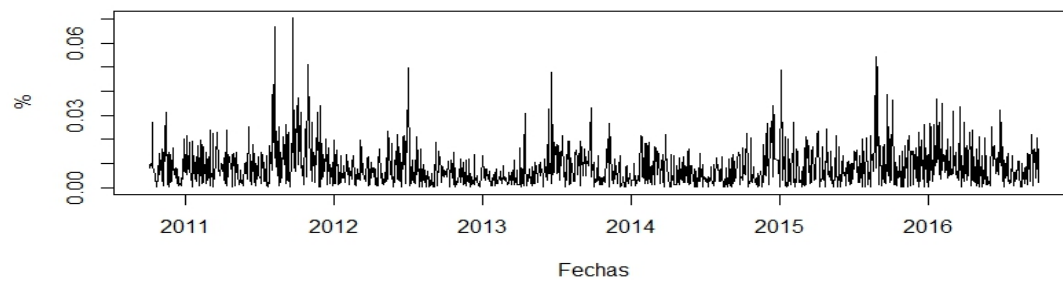
Figura 10: Cotización del BVL/S&P  
Fuente: Cálculos propios.



(a) Retornos

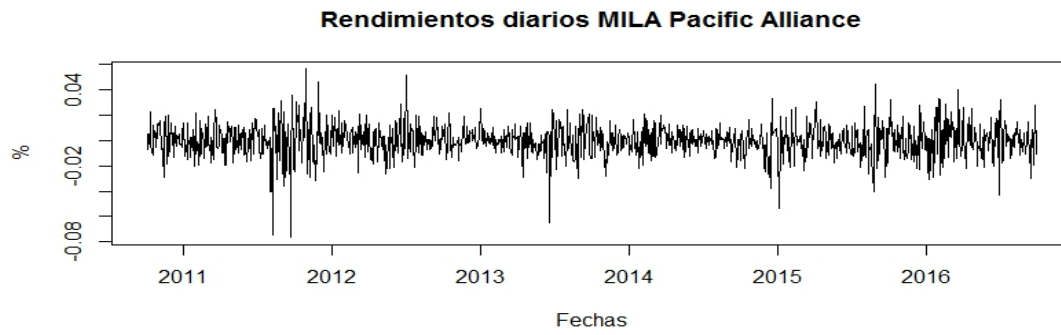


(b) Retornos al cuadrado

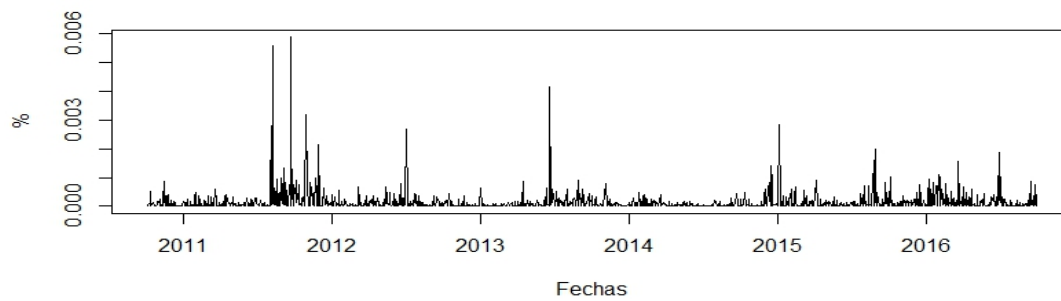


(c) Retornos absolutos

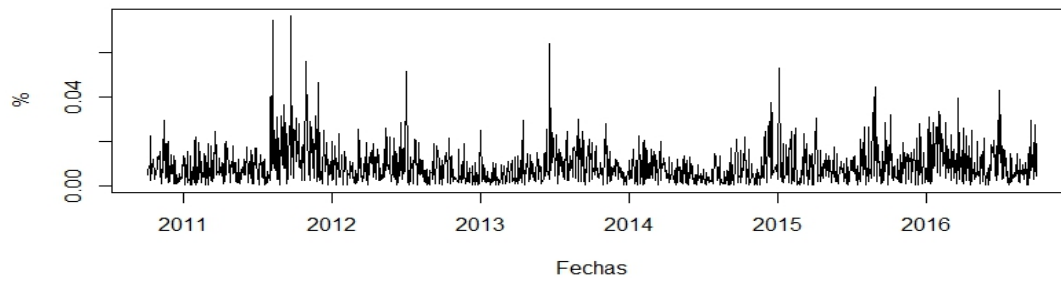
Figura 11: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice MILA 40  
Fuente: Cálculos propios



(a) Retornos

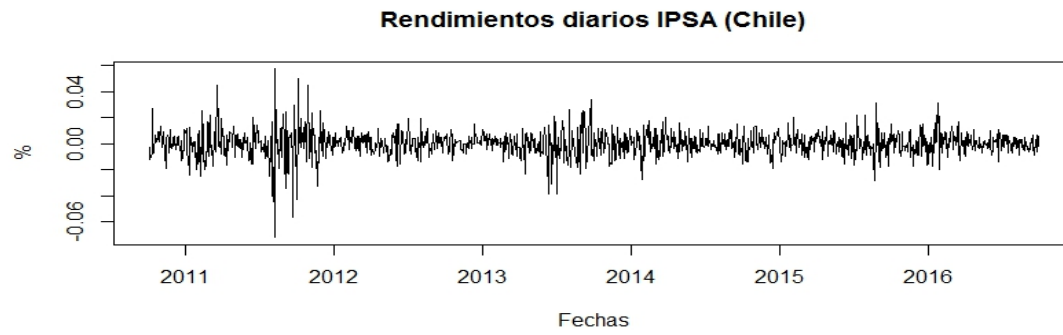


(b) Retornos al cuadrado

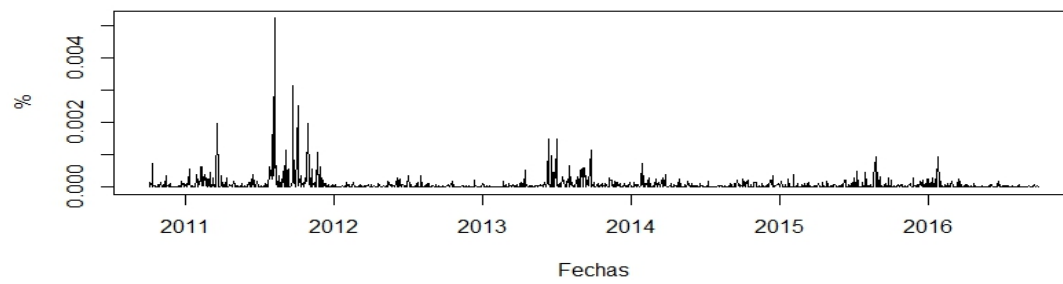


(c) Retornos absolutos

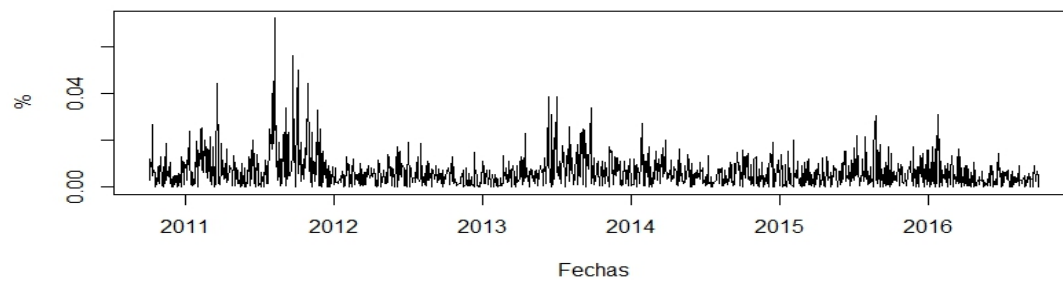
Figura 12: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice MILA Pacific Alliance.  
Fuente: Cálculos propios



(a) Retornos



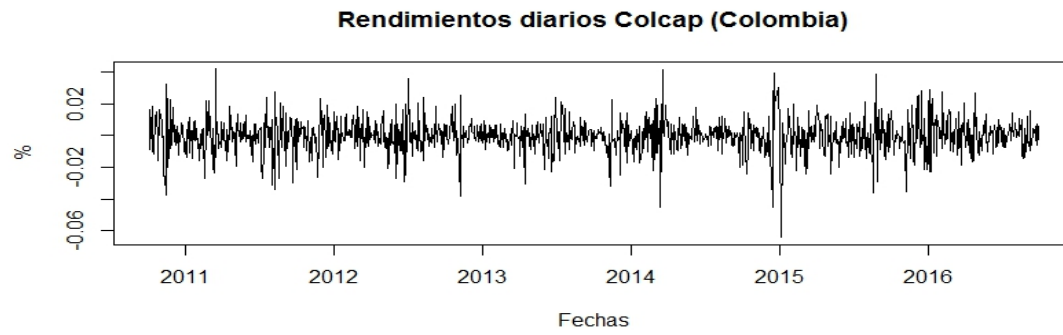
(b) Retornos al cuadrado



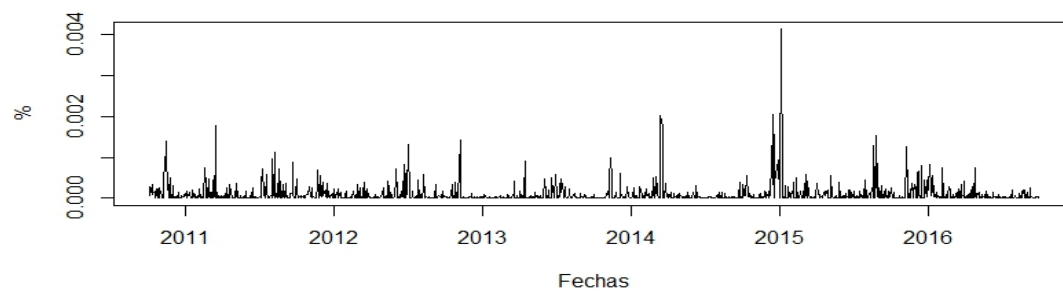
(c) Retornos absolutos

Figura 13: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice IPSA de Chile  
Fuente: Cálculos propios

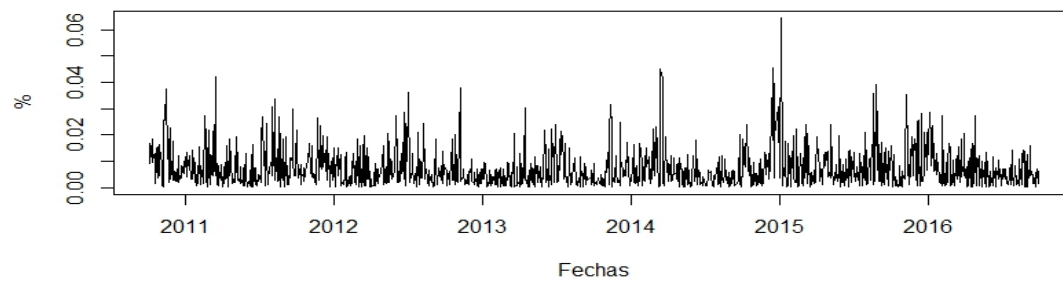




(a) Retornos

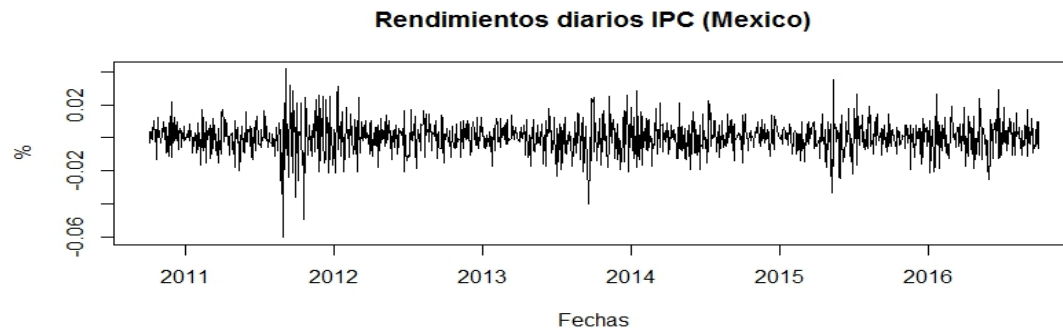


(b) Retornos al cuadrado

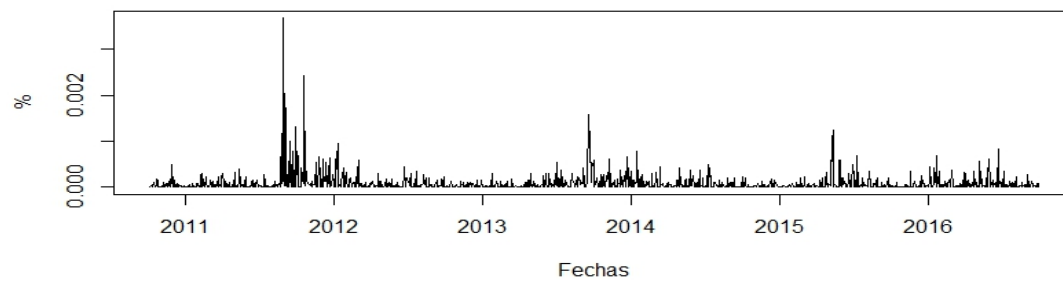


(c) Retornos absolutos

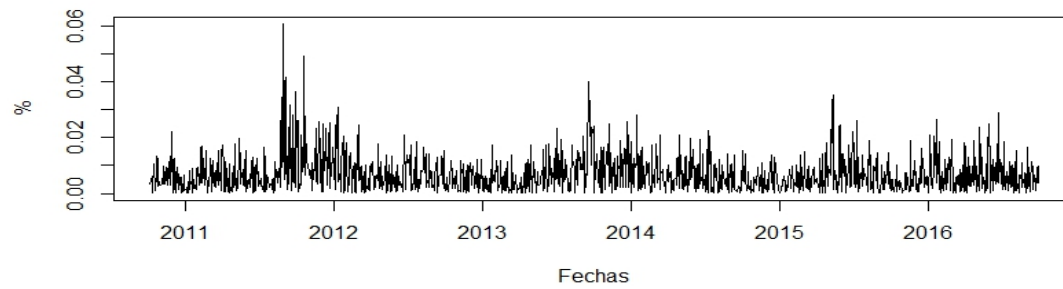
Figura 14: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice Colcap de Colombia.  
Fuente: Cálculos propios



(a) Retornos



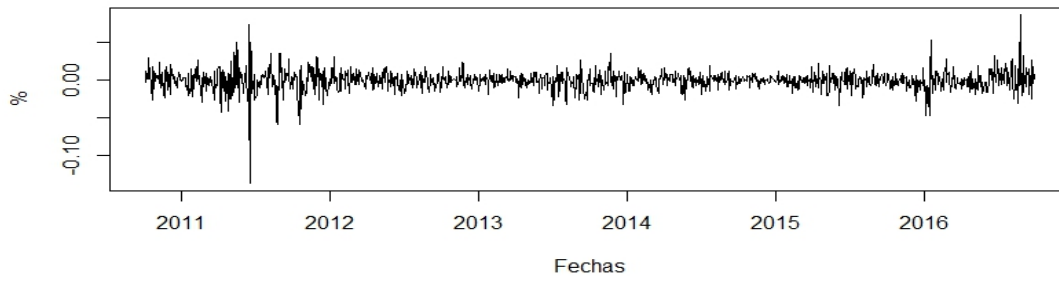
(b) Retornos al cuadrado



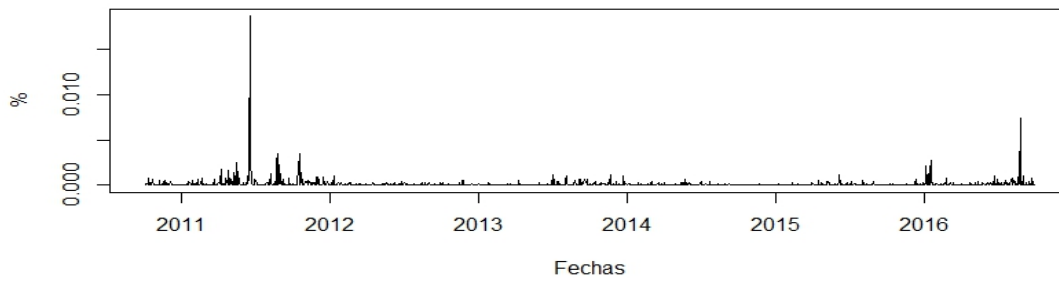
(c) Retornos absolutos

Figura 15: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice IPC de México  
Fuente: Cálculos propios

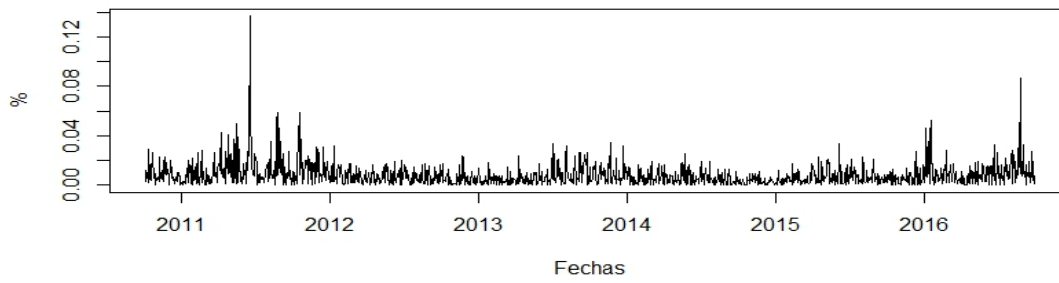
**Rendimientos diarios BVL / S&P (Peru)**



(a) Retornos



(b) Retornos al cuadrado



(c) Retornos absolutos

Figura 16: Retornos diarios, al cuadrado, y absolutos para el índice BVL/S&P  
Fuente: Cálculos propios

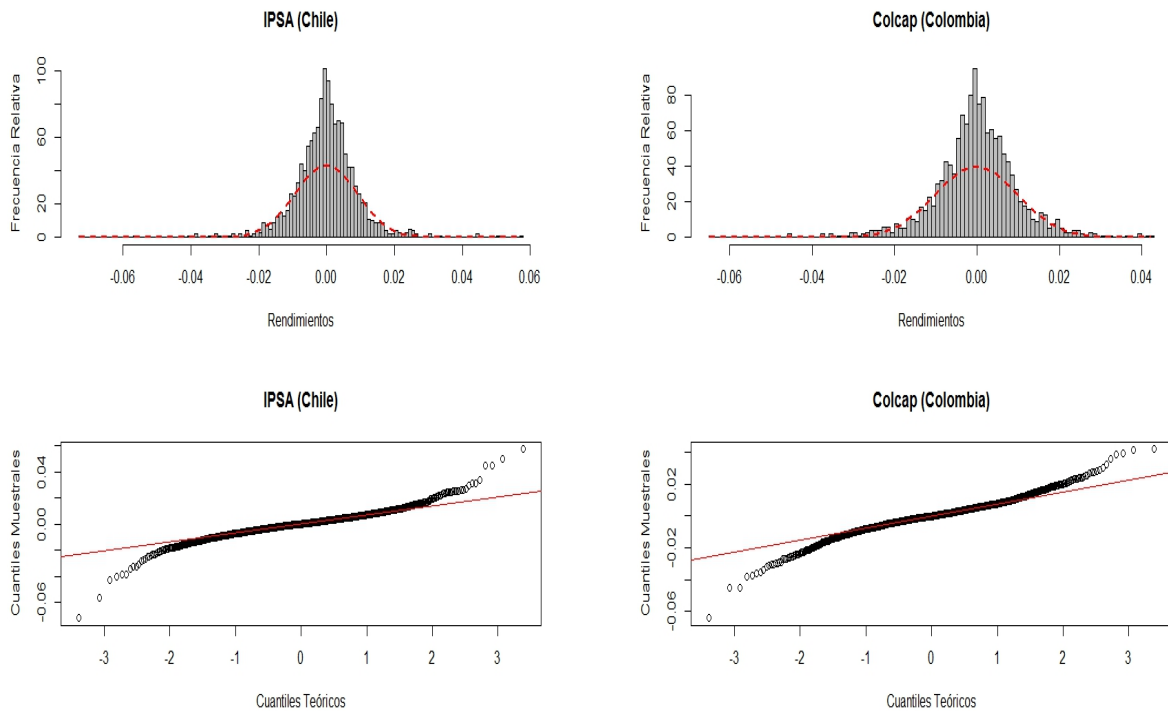


Figura 17: Histogramas y gráficos Q-Q de los rendimientos diarios del IPSA y el Colcap  
Fuente: Cálculos propios.

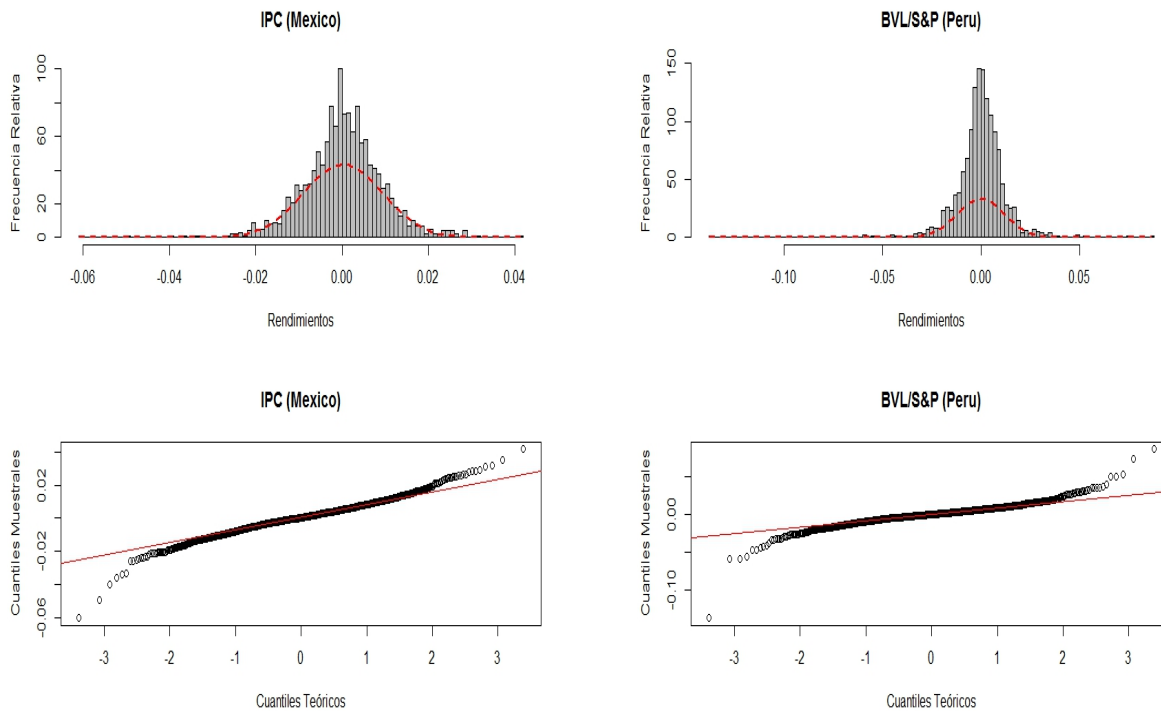


Figura 18: Histogramas y gráficos Q-Q de los rendimientos diarios del IPC y el BVL/S&P  
Fuente: Cálculos propios.

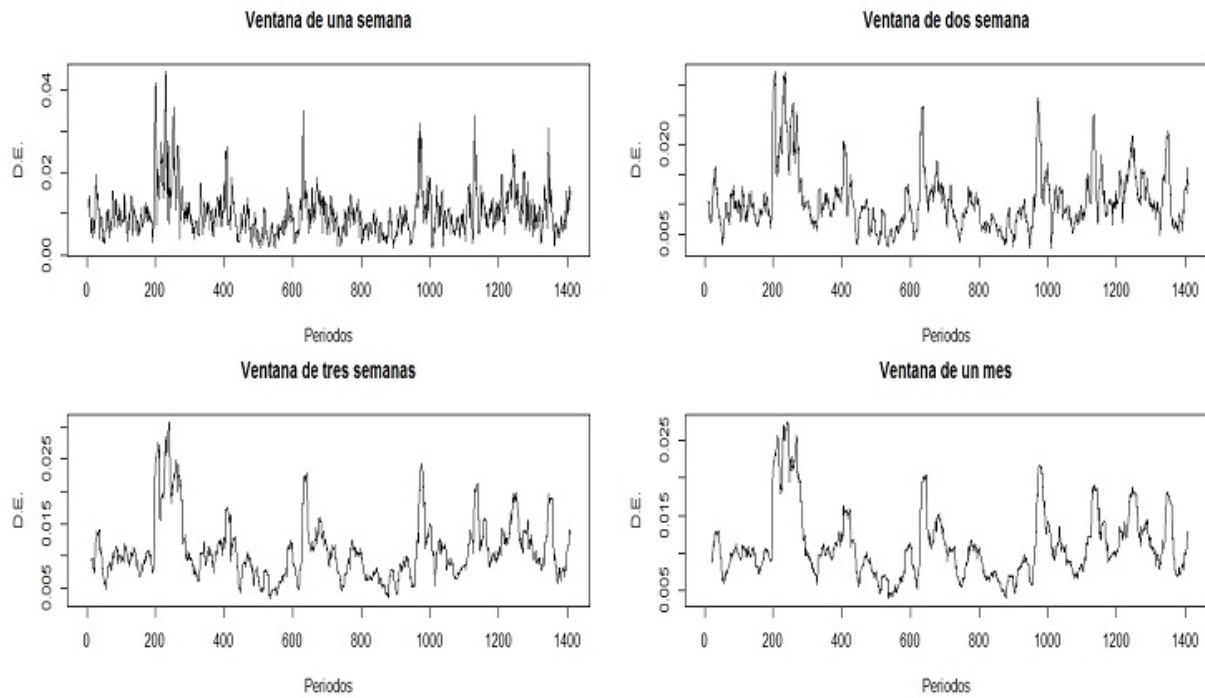


Figura 19: Desviación estandar para diferentes ventanas mobiles de los rendimientos del MILA Pacific Alliance.

Fuente: Cálculos propios.

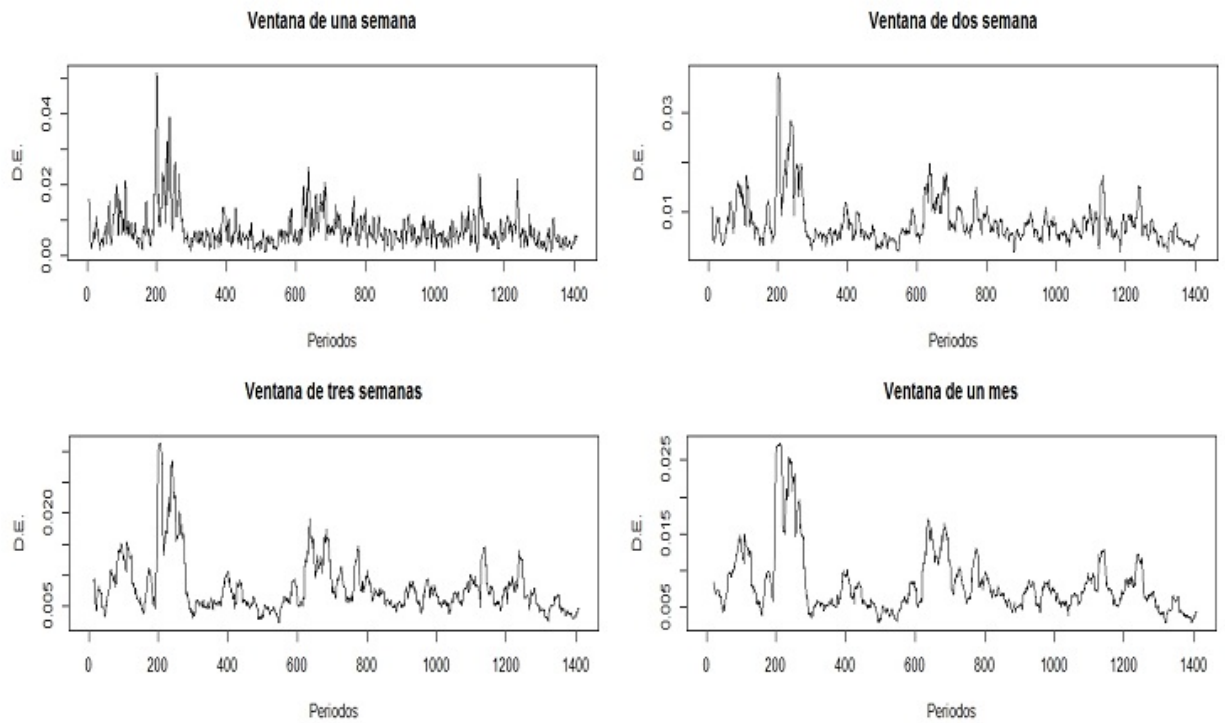


Figura 20: Desviación estandar para diferentes ventanas móviles de los rendimientos del IPSA.

Fuente: Cálculos propios

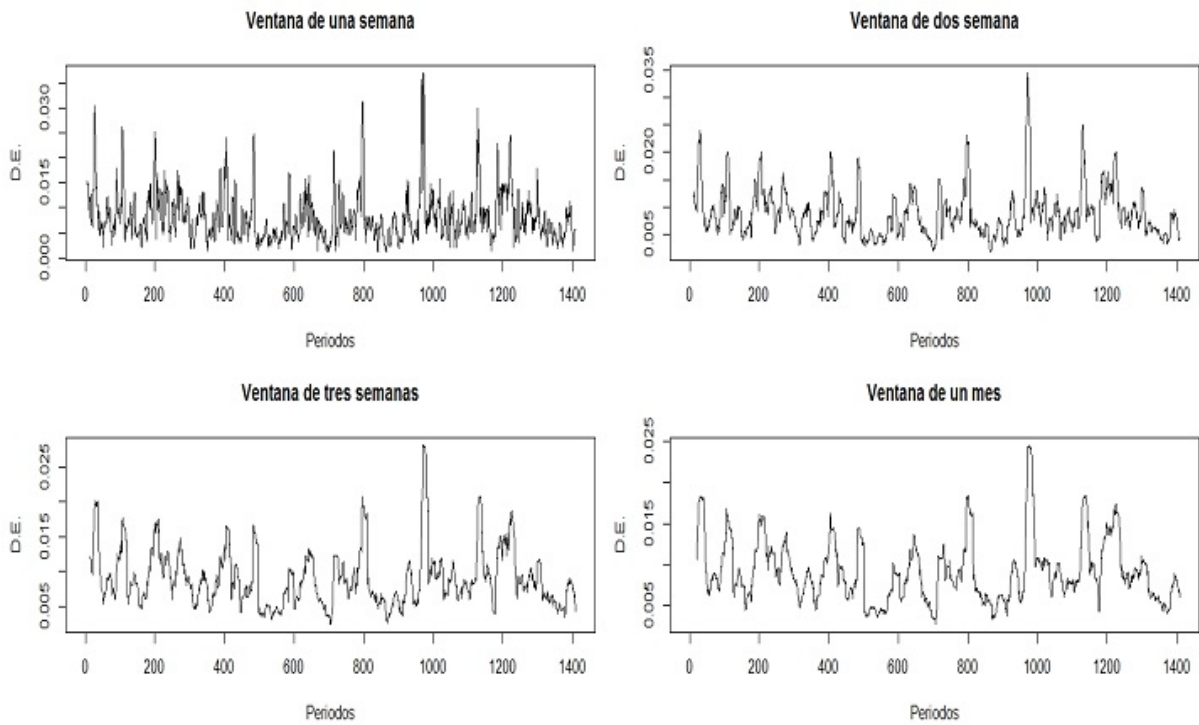


Figura 21: Desviación estandar para diferentes ventanas móviles de los rendimientos del Colcap.

Fuente: Cálculos propios



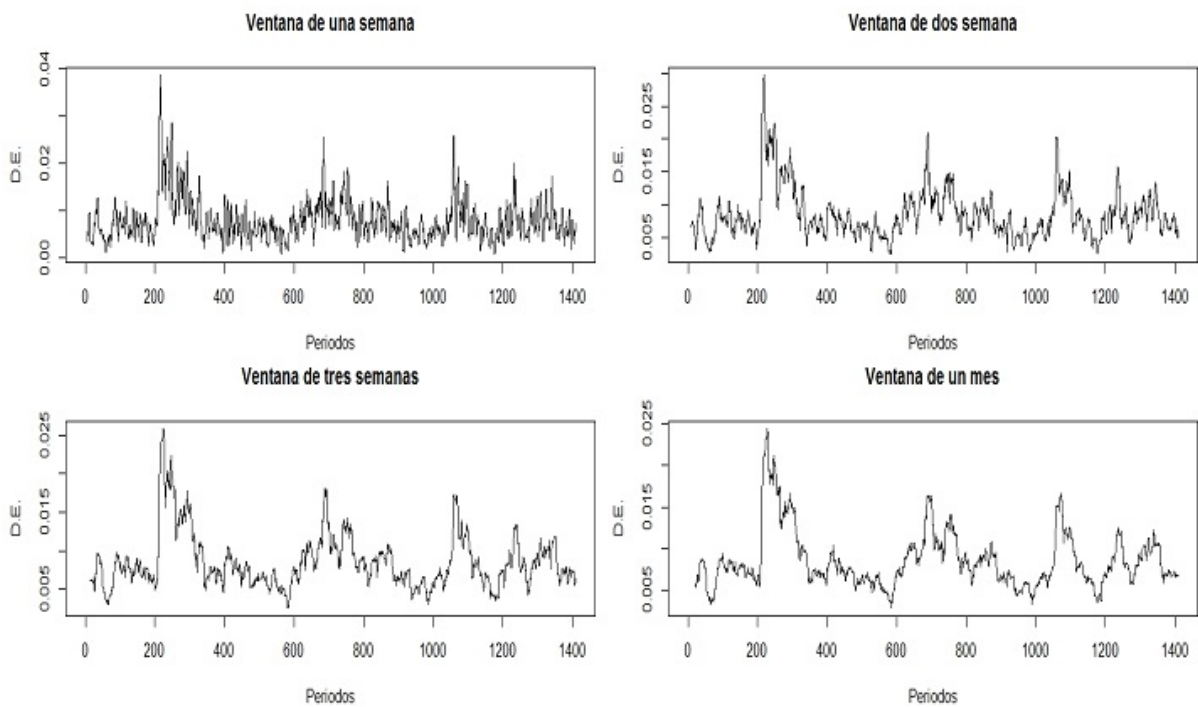


Figura 22: Desviación estandar para diferentes ventanas mobiles de los rendimientos del IPC

Fuente: Cálculos propios.

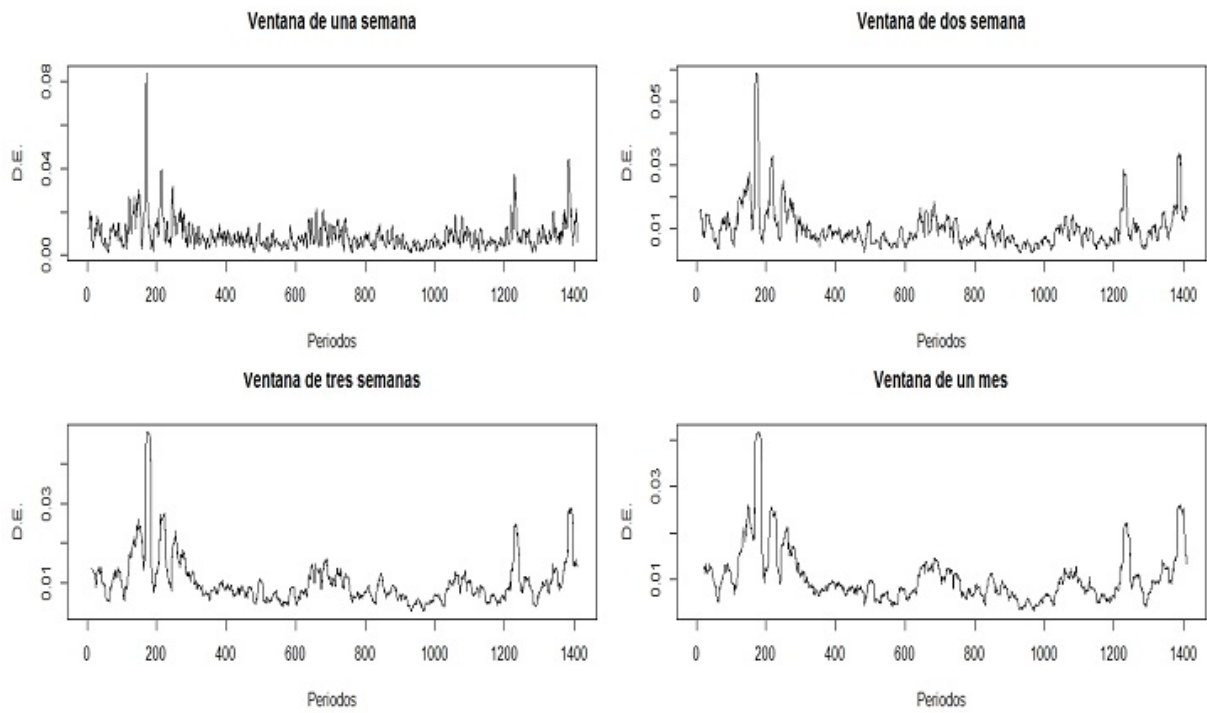
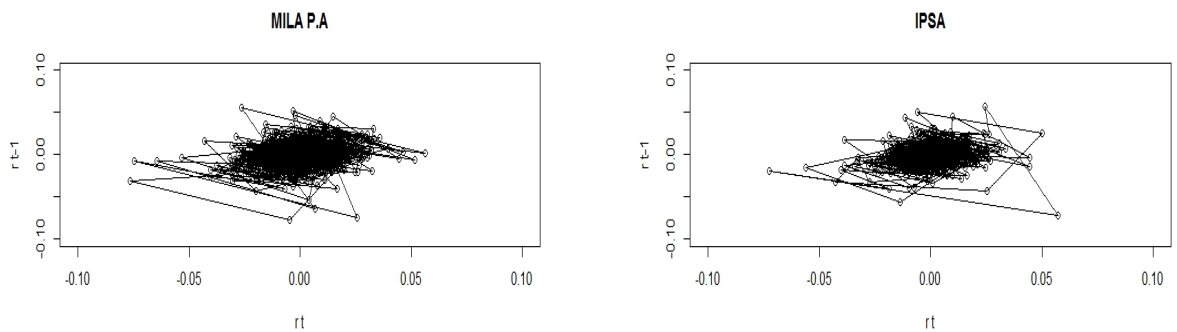


Figura 23: Desviación estandar para diferentes ventanas móviles de los rendimientos del BVL.

Fuente: Cálculos propios.

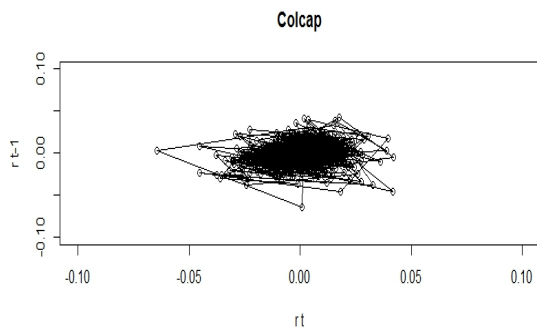


(a) MILA P.A.

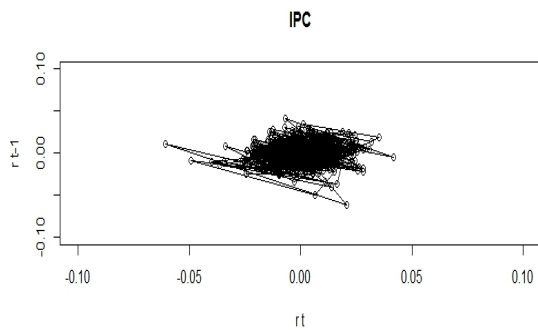
(b) IPSA

Figura 24: Gráfico de los retornos del MILA Pacific Alliance y el IPSA en el día  $t$  vs el día  $t - 1$ .

Fuente: Cálculos propios.



(a) Colcap



(b) IPC

Figura 25: Gráfico de los retornos del Colcap y el IPC en el día  $t$  vs el día  $t - 1$ .  
Fuente: Cálculos propios.

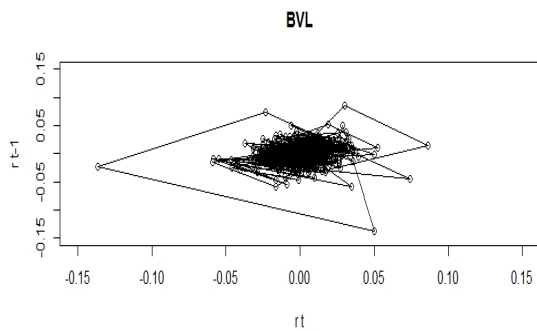
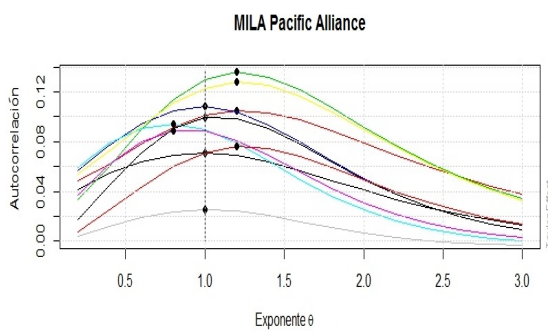
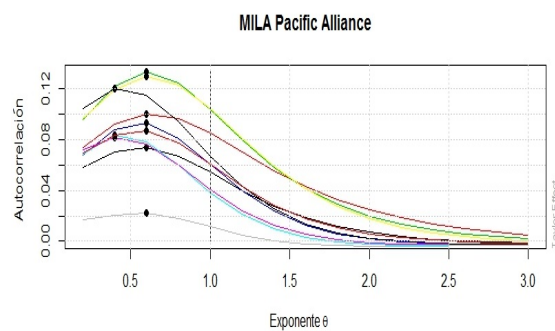


Figura 26: rafico de los retornos del BVL/S&P en el día  $t$  vs el día  $t - 1$ .  
Fuente: Cálculos propios.

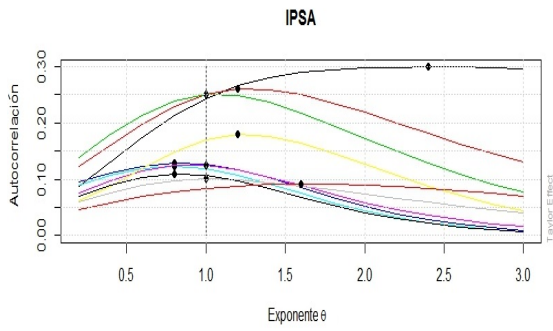


(a) Retornos absolutos

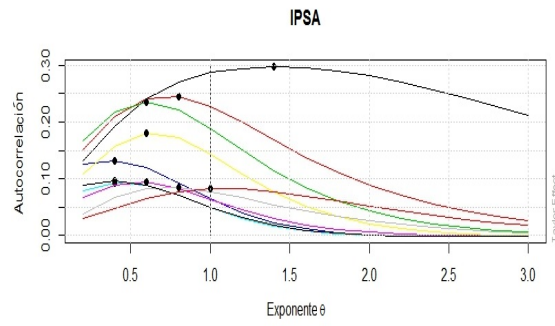


(b) Retornos al cuadrado

Figura 27: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).  
Fuente: Cálculos propios



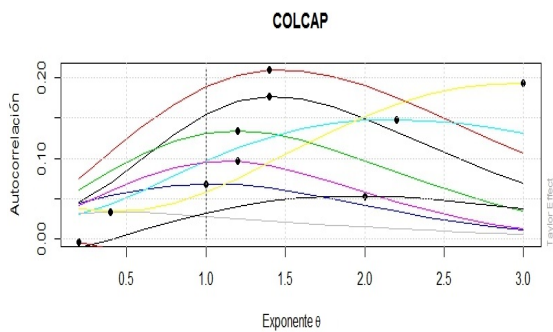
(a) Retornos absolutos



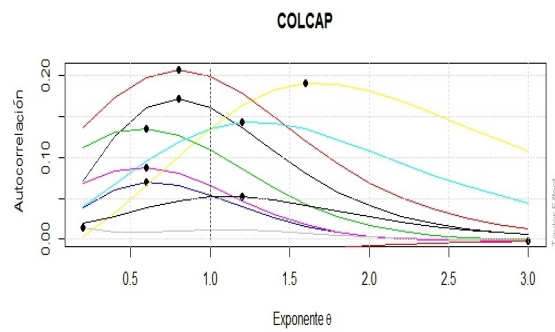
(b) Retornos al cuadrado

Figura 28: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).

Fuente: Cálculos propios



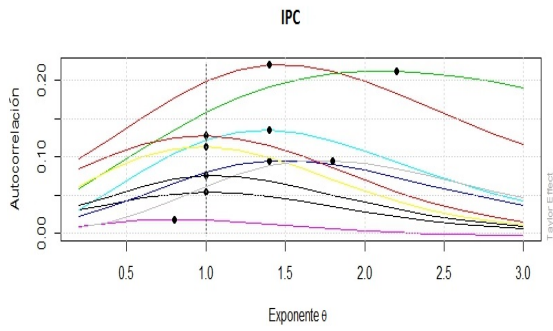
(a) Retornos absolutos



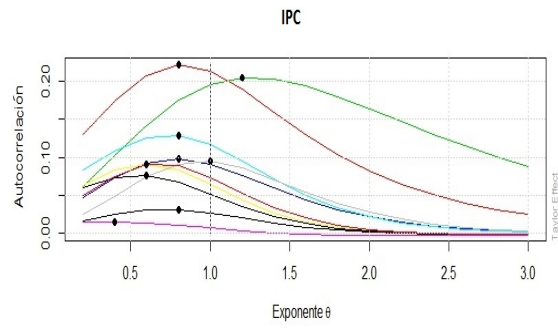
(b) Retornos al cuadrado

Figura 29: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).

Fuente: Cálculos propios



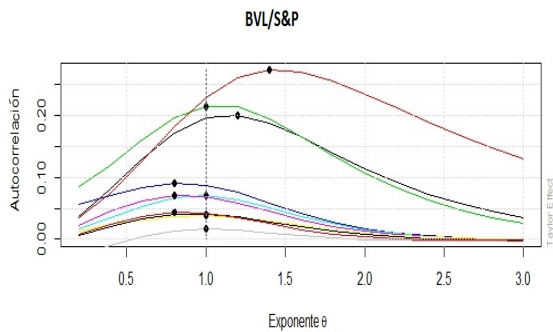
(a) Retornos absolutos



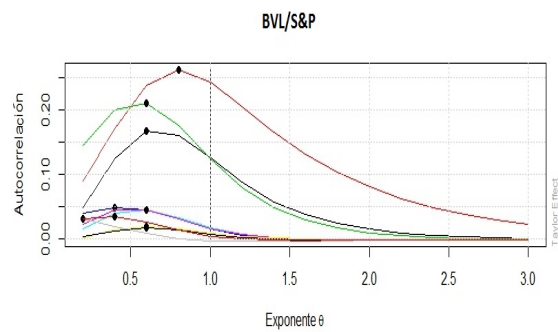
(b) Retornos al cuadrado

Figura 30: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).

Fuente: Cálculos propios



(a) Retornos absolutos



(b) Retornos al cuadrado

Figura 31: Autocorrelación de los retornos absolutos y al cuadrado para diferentes  $\theta$  para los primeros 10 rezagos ( $k=1, \dots, 10$ ).

Fuente: Cálculos propios

## Referencias

- Al-Khazali, O. M., Ding, D. K., y Pyun, C. S. (2007). A new variance ratio test of random walk in emerging markets: a revisit. *Financial review*, 42(2), 303–317.
- Alonso, J. C., y Torres, G. (2014). Características estadísticas del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC) en sus primeros 10 años. *Journal of Economics Finance and Administrative Science*, 19(36), 45–54.
- Andrews, D. W., y Ploberger, W. (1996). Testing for serial correlation against an ARMA(1, 1) process. *Journal of the American Statistical Association*, 91(435), 1331–1342.
- Arroyo, A., y Cossío Muñoz, F. (2015). Impacto fiscal de la volatilidad del precio del petróleo en América Latina y el Caribe: estudio sobre las causas y las consecuencias de la caída de los precios del petróleo y análisis de opciones de política para encaminar sus impactos.
- Belaire-Franch, J., y Contreras, D. (2004). Ranks and signs-based multiple variance ratio tests. *University of Valencia, Unveröffentlichtes Manuskript*.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of econometrics*, 108(2), 343–363.
- C., J. C. A., y Berggrun, L. P. (2010). *Introducción al análisis de riesgo financiero*. Universidad Icesi.
- Charles, A., y Darné, O. (2009). Variance-ratio tests of random walk: an overview. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 503–527.
- Charles, A., Darné, O., y Kim, J. H. (2015). Will precious metals shine? a market efficiency perspective. *International Review of Financial Analysis*, 41, 284–291.
- Chen, W. W., y Deo, R. S. (2006). The variance ratio statistic at large horizons. *Econometric Theory*, 22(02), 206–234.
- Choi, I., y cols. (1999). Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 293–308.
- Chow, K. V., y Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385–401.
- Christensen, B. J., y Nielsen, M. Ø. (2007). The effect of long memory in volatility on stock market fluctuations. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 684–700.
- Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues.
- Cont, R. (2007). Volatility clustering in financial markets: empirical facts and agent-based models. En *Long memory in economics* (pp. 289–309). Springer.
- Cunha, A. M., da Silva Bichara, J., y Lélis, M. T. (2016). América Latina y la desaceleración de China: ¿fin de ciclo? *Sistema: Revista de ciencias sociales*(242), 45–64.
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- Ding, Z., y Granger, C. W. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach. *Journal of econometrics*, 73(1), 185–215.
- Ding, Z., Granger, C. W., y Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83–106.

- Domínguez, M. A., y Lobato, I. N. (2003). Testing the martingale difference hypothesis. *Econometric Reviews*, 22(4), 351–377.
- Durlauf, S. N. (1991). Spectral based testing of the martingale hypothesis. *Journal of Econometrics*, 50(3), 355–376.
- Escanciano, J. C., y Lobato, I. N. (2009). An automatic portmanteau test for serial correlation. *Journal of Econometrics*, 151(2), 140–149.
- Escanciano, J. C., y Velasco, C. (2006). Generalized spectral tests for the martingale difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, 134(1), 151–185.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Kim, J. H., y Shamsuddin, A. (2008). Are asian stock markets efficient? evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, 15(3), 518–532.
- Lo, A. W., y MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of financial studies*, 1(1), 41–66.
- Mandelbrot, B. B. (1963). The variation of certain speculative prices. En *Fractals and scaling in finance* (pp. 371–418). Springer.
- Ojah, K., y Karemera, D. (1999). Random walks and market efficiency tests of latin american emerging equity markets: a revisit. *Financial Review*, 34(2), 57–72.
- Ojeda Echeverri, C. A., y cols. (s.f.). *Una prueba de la eficiencia débil en el mercado accionario colombiano* (Tesis Doctoral no publicada). Universidad Nacional de Colombia. Sede Medellín.
- Pérez Pérez, D., y cols. (2015). Propiedades estadísticas de las series de rentabilidades financieras: una aplicación a los principales índices bursátiles de américa.
- Phillips, P. C., y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Richardson, M., y Smith, T. (1991). Tests of financial models in the presence of overlapping observations. *Review of financial Studies*, 4(2), 227–254.
- Roberts, H. V. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market.
- Rojas, O., y Trejo-Pech, C. (2014). Financial time series: Stylized facts for the mexican stock exchange index compared to developed markets. *arXiv preprint arXiv:1412.3126*.
- Sewell, M. (2011). Characterization of financial time series. *RN*, 11(01), 01.
- Smith, G., y Ryoo, H.-J. (2003). Variance ratio tests of the random walk hypothesis for european emerging stock markets. *The European Journal of Finance*, 9(3), 290–300.
- Taylor, S. (1986). *Modelling financial time series*. Wiley, New York.
- Urrutia, J. L. (1995). Tests of random walk and market efficiency for latin american emerging equity markets. *Journal of financial research*, 18(3), 299–309.
- Vargas Pulido, W., y Bayardo Martínez, J. (2013). The mila: Market integration between chile, peru and colombia. *Revista de Relaciones Internacionales, Estrategia y Seguridad*, 8(1), 113–133.
- Worthington, A. C., y Higgs, H. (2003). Tests of random walks and market efficiency in latin american stock markets: An empirical note. discussion paper no. 157.
- Wright, J. H. (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 1–9.