

EFICIENCIA DÉBIL EN LOS **MERCADOS DE VALORES**

**DE BRASIL, MÉXICO, MALASIA, INDIA,
CHINA Y COREA DEL SUR (2000-2009)**



Neida Coromoto Albornoz Arias

Universidad Católica del Táchira

Laura Daniela Castillo Paredes

Universidad De Los Andes Mérida

EFICIENCIA DÉBIL EN LOS MERCADOS DE VALORES DE BRASIL, MÉXICO, MALASIA, INDIA, CHINA Y COREA DEL SUR (2000-2009)

Neida Coromoto Albornoz Arias* / Laura Daniela Castillo Paredes**

Recibido: 27/06/2013 Aceptado: 18/02/2014

RESUMEN

La teoría de la Hipótesis de la Eficiencia del Mercado (HEM) indica que el precio de los títulos negociados en bolsa tiene incorporada toda la información. Los test estadísticos utilizados son: autocorrelación, y las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Por tanto, los mercados en estudio no siguen un camino aleatorio, se trata de no series estocásticas que sigue un proceso estacionario.

Palabras clave: eficiencia, normalidad, autocorrelación, correlograma, raíz unitaria.

WEAK EFFICIENCY IN THE SECURITIES MARKETS OF BRAZIL, MEXICO, MALAYSIA, INDIA, CHINA AND SOUTH KOREA (2000-2009)

ABSTRACT

The theory of Hypothesis Market Efficiency (HEM) indicates that the price of selling shares has incorporated all information. The statistical tests used are: autocorrelation, and unit root tests of Dickey-Fuller and Phillips-Perron, in all cases the null hypothesis of presence of unit root is rejected. Therefore, the markets under study do not follow a random walk, it is not stochastic series that follows a stationary process.

Keywords: efficiency, normality, autocorrelation correlograms, unit root.

MERCADOS DE AÇÕES FRACOS DO BRASIL, MÉXICO, MALÁSIA, ÍNDIA, CHINA E COREIA DO SUL EFICIÊNCIA (2000-2009)

RESUMÉ

A teoria da Eficiência Hipótese do Mercado (HEM) indica que o preço de venda de ações incorporou todas as informações. Os testes estatísticos utilizados são: testes de raiz autocorrelação, e unidade de Dickey-Fuller e Phillips-Perron, em todos os casos a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada. Assim, os mercados em estudo não seguem um passeio aleatório, não é série estocástica que segue um processo estacionário.

Mots clés: eficiência, normalidade, autocorrelação correlogramas, de raiz unitária.

1. Introducción

Desde los años sesenta comenzaron a desarrollar académicamente la teoría de la Hipótesis de la Eficiencia de los Mercados¹ (HEM), aunque el primer antecedente se lo atribuyen a Bachelier y data del año 1900. Muchos piensan que las ganancias o pérdidas en la bolsa o los mercados de capitales son un simple juego de azar, desconociendo la existencia del estudio, análisis y los conocimientos de los mercados. También es cierto que los mercados de capitales deberían funcionar en todos los países como sistemas de ahorro para el público y de financiación para las empresas, aunque en la realidad aparentemente esto ocurre en los mercados desarrollados o globalizados.

La teoría de la HEM indica que el precio de los títulos negociados en bolsa tiene incorporada toda la información que es conocida por los inversores, intermediarios y actores del mercado, incluyendo las creencias que ellos tengan sobre el futuro. Por tanto, es imposible lograr superar los resultados del mercado, al menos contando con suerte o teniendo acceso a información privilegiada². Dado que las noticias que afectan a un título se reflejan en tiempo real en el precio de las acciones, el mismo es aleatorio y no puede conocerse anticipadamente.

Es importante destacar que la teoría de la HEM no implica que los inversores se comporten racionalmente, simplemente permite que los inversores sobrereaccionen o infrarreaccionen ante las noticias de manera aleatoria. Por tanto, el mercado es el que se comporta de manera irracional durante largo tiempo y aquellos eventos como depresiones de la economía y *crash* del mercado, son compatibles con la HEM siempre y cuando no sean predecibles.

La HEM, es y ha sido una teoría bastante discutida. Hay quienes la validan pero también quienes la refutan, fundamentándose en que el mercado tiene memoria a largo plazo y que existen razones de peso, por las cuales existen ineficiencias tales como: la desigualdad en los distintos participantes de los mercados, la pausada difusión de la información y la intervención de inversores o intermediarios profesionales, que han demostrado obtener altos rendimientos por ineficiencias temporales.

El presente documento, reseña el estado de la cuestión en la actualidad sobre la HEM en su forma débil. La metodología empleada en el estudio empírico se centra en probar o no la normalidad de las series y luego validar la HEM en su forma débil, en los mercados de valores emergentes de: Brasil, México, Malasia, India, China y Corea del Sur, durante el período 2000-2009.

Se comprueba que los mercados en estudio no siguen un camino aleatorio o *random walk*, y siendo así todos los inversores podría obtener ganancias extraordinarias.

2. Desarrollo teórico

2.1. La eficiencia del mercado

La eficiencia del mercado está relacionada con el proceso de formación de los precios de las acciones en el mercado, y tiene implícitas dos premisas: 1) que las rentabilidades esperadas deben estar en equilibrio y en función del riesgo inherente es decir, deben reflejar un precio justo, y en el cual se refleje la información relevante; 2) que las variaciones en los precios deben ser independientes, es decir, con una correlación entre ellos a lo largo del tiempo, igual a cero. Este es el fundamento para que los precios obedezcan a un comportamiento aleatorio y además que las rentabilidades históricas no tendrán ninguna influencia sobre las rentabilidades futuras.

Desde los años sesenta han defendido la teoría de la HEM, que se encarga del estudio del comportamiento de las cotizaciones bursátiles, para verificar que los precios de las acciones reflejan la mejor y más completa información disponible, es decir, si el mercado es eficiente, los inversores no pueden ganar en forma constante a un índice simple de precios de acciones (el cual representa el mercado).

Al respecto, Rodríguez y Fermín (2006), señalan que si el mercado es eficiente, podría estar protegido el pequeño inversor de los efectos perjudiciales que le pudiera derivar su inexperiencia sobre el funcionamiento de un mercado, porque todos los inversores especializados o no, deberían tener el mismo grado de información y por tanto, las mismas posibilidades de perder o ganar, conocido esto como información perfecta.

También Cootner (1962:24-45), expresó el concepto de eficiencia del mercado de la manera siguiente:

Aunque los compradores o vendedores individuales pueden actuar con ignorancia; tomados como un todo, los precios de tal mercado reflejarán la mejor evaluación del conocimiento disponible en cada momento. Si un grupo sustancial de inversores pensara que los precios son demasiado bajos, sus compras forzarían los precios al alza. La inversa también sería cierta para los compradores... En este ámbito, las únicas variaciones de precio que podrían ocurrir, serían las resultantes de nueva información. Dado que no

hay razón para esperar que la información no sea aleatoria en su aparición, las variaciones de período a período, del precio de un valor, deberían ser movimientos aleatorios, estadísticamente independientes entre sí. El nivel de los precios, bajo estas condiciones, describiría lo que los estadísticos denominan un recorrido aleatorio, y los físicos un movimiento browniano.

Para Samuelson (1965), en un mercado eficiente los precios fluctúan al azar y para ello el mercado debe cumplir las condiciones siguientes:

- No existen costos de transacción, es decir, los mismos deberían ser igual a cero.
- La información está a disposición de todos los inversionistas y sin costo para ellos.
- Todos los participantes en el mercado tienen igual horizonte de tiempo y expectativas homogéneas respecto a los precios.

Según la HEM se considera que podría ser difícil encontrar un mercado en el cual se cumplan estas tres condiciones de manera concurrente, lo cual hace que se puedan formar ineficiencias en el mercado, aunque no constantes en el tiempo. Sin embargo, Gómez, Madariaga y Ugarte (1988), señalan que la inexistencia de alguna de estas condiciones tampoco garantiza la pérdida de la eficiencia. Los costos de transacción altos podrían abstenen el flujo de transacciones, aunque cuando se produzcan los precios reflejarían la información disponible.

Así, un mercado eficiente supone la existencia de condiciones de un mercado perfectamente competitivo, el comportamiento racional de quienes operan en dicho mercado y las condiciones de información gratis, aunque estas utópicas condiciones sean difíciles de encontrar porque en la realidad muchas veces es costoso recolectar y procesar la información. No obstante, en un mercado donde ésto cueste dinero, los analistas probablemente podrían identificar valores mal evaluados y su ganancia, al hacerlo, sería desplazada por los costes en que incurrió según afirman Alexander, Sharpe y Bailey (2003)

Si resulta demasiado costoso obtener buena información, los inversionistas que tengan que hacer iguales esfuerzos ante el gasto de conseguirla, deben ganar tasas de rendimiento anormales, lo suficientemente grandes para cubrir estos gastos. Sin embargo, cuando obtenemos la cifra neta correspondiente a sus costes, su rendimiento neto es el mismo que el rendimiento neto de los inversionistas que seleccionan sus carteras al azar, según lo señalan Weston y Copeland (1995).

Por su parte, Fama E. (1970:383-417), plantea una definición de mercado eficiente suponiendo que los precios reflejan toda la información disponible y orientando a sus partícipes acerca de cómo deben ser sus decisiones de inversión:

El mercado ideal es aquel, en el que los precios proporcionan indicaciones exactas para la asignación de recursos. Esto es, un mercado en que las empresas puedan llevar a cabo decisiones de producción e inversión, y en el que los inversores puedan elegir entre los títulos valores que representan las propiedades de la empresa, bajo el supuesto de que los precios de los mismos, reflejan por completo, en todo momento, toda la información disponible.

También Jacquillat y Solnik (1975:22), definen un mercado eficiente como aquel mercado “que incluye instantáneamente las consecuencias de los acontecimientos pasados y refleja en forma precisa las expectativas expresadas sobre los acontecimientos futuros. Así, el precio de un bien financiero es en todo momento una buena estimación de su valor intrínseco.”

Todo lo antes expuesto, se puede interpretar así: en un mercado eficiente el precio de mercado de las acciones³ representa una buena estimación del valor real de la empresa y además, en ese mercado existe competencia entre los inversores, lo cual trae como consecuencia que cada acción refleje su precio justo, de acuerdo con sus características de rentabilidad y riesgo. En conclusión, suponemos la inexistencia de información privilegiada en un mercado eficiente, porque ese precio reflejaría toda la información presente en el mercado, no solo los datos actuales sino también las previsiones, es decir, el funcionamiento de estos mercados despierta confianza entre los inversores.

Además, un mercado eficiente refleja total e inmediatamente un conjunto de información en el precio de los títulos valores y es un buen indicador del valor de inversión, valor justo o valor intrínseco, que no es otra cosa que el valor presente de los comportamientos o anuncios futuros de un título o valor estimado por el analista tal como lo refieren Alexander, Sharpe y Bailey (2003).

Dicho de otra forma, el mercado eficiente es aquel donde el precio de cada título es igual a su valor de inversión en todo momento, y por tanto, es imposible obtener ganancias extraordinarias, a menos que sea por casualidad o por suerte, usando este conjunto de información para componer las órdenes de compra y venta. Por ello se concluye que en un mercado eficiente, los inversionistas sólo obtendrán una tasa de rendimiento normal sobre sus inversiones.

2.2. Clasificación de la eficiencia de mercado

El verdadero estudio acerca de la clasificación de la eficiencia fue presentado por Roberts Harry en su trabajo denominado *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*, siendo un documento inédito presentado en el Seminario sobre el análisis del precio de los valores, en la Universidad de Chicago en mayo de 1967. Este trabajo es reseñado por Brealey y Myers (1988). Roberts fue quien propuso por primera vez, la clasificación clásica y universalmente utilizada de la eficiencia de los mercados: fuerte, semi fuerte y débil. Posteriormente encontramos que Fama E. (1970), reconocido como el padre de la hipótesis del mercado eficiente, tomó como punto de partida la clasificación aportada por Roberts, y propuso dos conceptos fundamentales que han definido la teoría sobre mercados eficientes. En primer lugar, Fama ratificó la definición de los tres tipos de eficiencia y segundo, señaló que la noción de eficiencia de los mercados no puede ser rechazada sin un rechazo del modelo de equilibrio del mercado.

La eficiencia débil fue la primera en ser estudiada durante los años sesenta, la cual fue una teoría contrastada y aceptable. A partir de la década de los ochenta, algunos autores comenzaron a dudar de ella y ha sido tema de investigación hasta la fecha.

Si el mercado es eficiente en su forma débil, los precios siguen un *random wal (RW)* o recorrido aleatorio y aunque en el futuro se verifiquen variaciones, no se sabe cuándo se realizarán, ni cuál será su magnitud es decir, con base en los precios históricos no se puede predecir nueva información sobre el futuro, esto se traduce en que la serie no es estacionaria. Los procesos estocásticos en forma de caminata aleatoria (RW) se clasifican en:

1) La caminata aleatoria sin deriva (MCASD): está representada por $Y_t = Y_{t-1} + u_t$, en donde $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$, es decir es ruido blanco. Este modelo es un modelo AR(1), cuyos dos primeros momentos estadísticos están dados por $E(Y_t) = (Y_0 + \sum u_t) = Y_0$ y $Var(Y_t) = t\sigma^2$. La expresión de la varianza evidencia que a medida que pasa el tiempo ésta se incrementa, violando así una condición de estacionariedad de la serie. En los MCASD los choques aleatorios persisten en el tiempo y por esta razón en la literatura se dice que éstos tienen *memoria infinita*, representando un modelo de *tendencia estocástica*.

2) La caminata aleatoria con deriva (MCACD): representado por la siguiente forma $Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t$, donde δ se conoce como el *parámetro de deriva*. Es también un modelo AR(1) y sus dos primeros momentos estadísticos están

dados por $E(Y_t) = Y_0 + t\delta$ y $Var(Y_t) = t\sigma^2$. Tanto la media como la varianza de este modelo se incrementa conforme pasa el tiempo por tanto, son no estacionarios.

El concepto de eficiencia semi fuerte señala que el precio de las acciones refleja totalmente la información pública disponible, de naturaleza económica y financiera de la empresa y de su entorno como son las variables económicas en general (precios pasados, estados financieros, proyecciones de ganancias, inflación, tipos de interés, crecimiento económico, PIB, etc). Es decir, como si todos los participantes del mercado contaran con la misma información, por tanto, esta definición comprende la de eficiencia débil.

Por último, la eficiencia fuerte supone que los precios bursátiles reflejan tanto la información pública disponible y conocida por todos los inversores como la información privilegiada que podrían poseer los gestores de la empresa, es decir, muestra la totalidad de la información instantáneamente, tanto pública como privada. Esta hipótesis supone que toda la información pública disponible es la histórica y la referente a los futuros planes de expansión publicitados por las empresas; prácticamente no debería existir información privilegiada. Sin embargo, no es fácil entender el funcionamiento de las empresas y el funcionamiento de los mercados. Por esto, los analistas financieros siempre tienen la disyuntiva de cuáles acciones comprar o vender, y esta posición apoya la HEM.

Esta última hipótesis es compleja de comprobar por la dificultad para observar el comportamiento de las transacciones privadas basadas en información disponible, es decir, se presenta la dificultad de comprobar que los operadores en un mercado posean información privilegiada que les permita obtener una clara rentabilidad extraordinaria.

2.3. Eficiencia débil del mercado

La teoría que ha tomado validez empírica tanto académica como profesionalmente, aunque ha sido muy discutida, ha sido la Teoría de *Random Walk* o Hipótesis de *Random Walk* (RWH), la cual es denominada por Jacquillat y Solnik (1975:21) como la “teoría del comportamiento errático o teoría de la evolución aleatoria.” Esta teoría supone que los precios de mercado de las acciones siguen un comportamiento aleatorio y recogen toda la información disponible significativa, es decir, los precios futuros dependen de nuevas informaciones y por ello son impredecibles. La Teoría de *Random Walk* requiere del cumplimiento de dos hipótesis centrales: por un lado que los sucesivos cambios en los precios de las acciones sean independientes

entre sí y que las variaciones en los precios provengan de una determinada función de distribución de probabilidad tal como lo señala Swoboda C. (2001). Este planteamiento ha sido tema de discusión constante desde que Fama E. (1970) planteara la hipótesis de mercados eficientes. Desde entonces, muchos estudios han señalado que las fluctuaciones de los precios accionarios siguen un camino aleatorio.

Por su parte, Alexander, Sharpe, & Bailey (2003:76), afirman que los precios de los títulos valores en un mercado son aleatorios o imprevisibles, cuando se trata de un mercado perfectamente eficiente, al producirse una nueva información ésta se incorpora de forma inmediata en los precios de los títulos. Al respecto sostienen que:

Algunas personas afirman que los precios diarios de la acción siguen un comportamiento aleatorio, lo que significa que los cambios de precio de la acción (digamos, de un día para otro) se distribuyen de manera independiente e idéntica. El cambio de precio del día t al día $t+1$ no está influenciado por el cambio de precio del día $t-1$ al día t , y la cantidad del cambio de precio de un día para otro se puede determinar por el giro de una rueda de ruleta (utilizando todos los días la misma rueda de ruleta). Estadísticamente en un comportamiento aleatorio $P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t$, donde ε_t es un error aleatorio cuyo resultado esperado es cero, pero se puede esperar que su resultado real esté determinado por el giro de una rueda de ruleta. Los precios accionarios no necesitan seguir un camino aleatorio para que reflejen totalmente la información y para que los mercados sean eficientes.

Dado que estudios empíricos han demostrado que el precio de los activos en un mercado, fluctúan aleatoriamente en torno a un valor intrínseco o precio justo, es por ello que tanto los estudios de eficiencia de los mercados⁵, como el desarrollo de modelos de valoración de activos financieros, constituyen las bases esenciales sobre las cuales se ha desarrollado el estudio de los mercados de capitales.

Existen numerosos trabajos en la literatura financiera que han estudiado y probado la eficiencia débil analizando la autocorrelación de las series y el modelo de camino aleatorio o *Random Walk* a través de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (1979) y Phillips-Perron (1988). Para conocer la metodología empleada y resultados obtenidos, se remite al lector a revisar los trabajos realizados por Osborne (1959), Moore (1962), Cootner (1962), Osborne (1962), Mandelbrot (1963), Cootner (1964), Fama (1965), Kendall (1953), Fama (1976)⁶, Li y Rosser (2004), Malone (2004), Ajayi R.A., Mehdián S. y Perry M.J. (2004), Miranda T.B. y Blass S.R. (2006), Kyrtsov C., Leontitsis A. y Siriopoulos C. (2006), Rodríguez y Fermín (2006), Sampaio Franco de

Lima G.A., Sarto Marzal J.L, Barbosa A, Siqueira Lima, I. y Corrar L.J (2006), Abdulgader, Hannah y Power (2007), Harrison B. y Paton D. (2007), entre otros.

Con base en la literatura revisada, en el presente trabajo se estudió la HEM en su forma débil en los mercados de valores emergentes de: Brasil, México, Malasia, India, China y Corea del Sur, durante el periodo 2000-2009.

3. Datos y metodología empleada

Los datos considerados fueron los precios de cierre mensuales de los índices bursátiles Bovespa (Brasil)⁷, Índice de Precios y Cotizaciones IPC (México)⁸, FTSE Bursa Malaysia KLCI (Malasia)⁹, BSE Sensex (India)¹⁰, Hang Seng Index (China-Hong Kong)¹¹ y Kосpi Composite Index (Corea del Sur)¹², ajustados por dividendos y splits¹³.

En el Cuadro N° 1 se pueden apreciar los gráficos de las series utilizadas en el estudio. Se observa un comportamiento similar entre el KOSPI, IPC, BSE, BOVESPA, mientras que FTSE y HANG se asemejan un poco más entre ellos. Todas las series muestran un comportamiento creciente, con picos especiales en principios del año 2007, con una caída pronunciada a finales de 2008, lo cual concuerda con la crisis financiera mundial acontecida en el ese año.

Esta crisis mundial fue producto de la burbuja inmobiliaria que inició en los Estados Unidos en el 2006. Esta crisis ocasionó en el 2007 la famosa crisis de la hipotecas *subprime* y las repercusiones o efecto contagio de esta crisis se comenzaron a manifestar a inicios del 2008. La consecuencia fue una complicada crisis de liquidez y también se relacionó con la crisis alimentaria mundial, crisis económica mundial y por tanto con crisis bursátil de octubre de 2008.

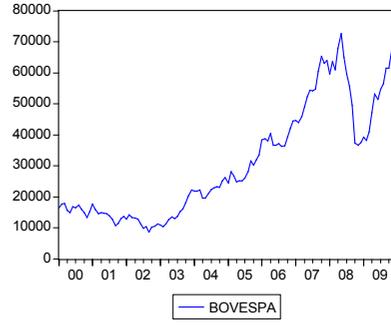
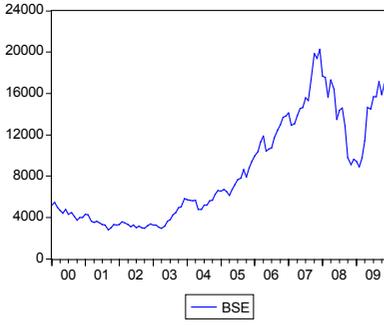
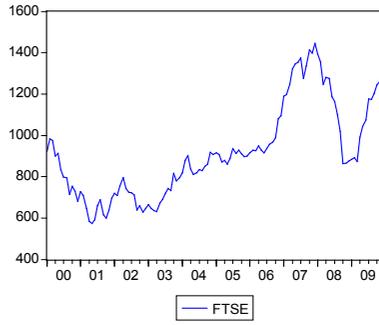
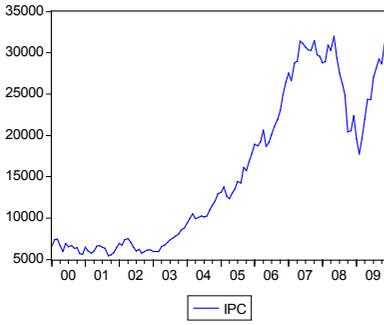
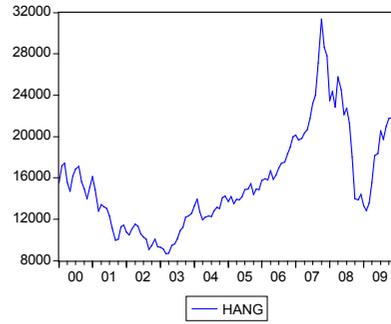
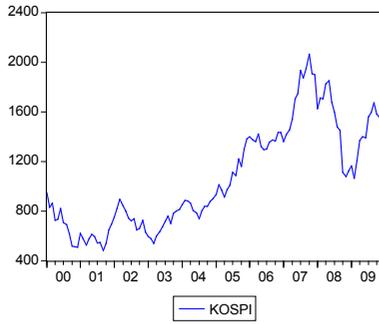
En el cuadro N° 2 se aprecia las rentabilidades mensuales de las series de tiempo. Se observa que tienen comportamiento altamente similar, mostrándose volatilidad considerable.

3.1. Estadística básica de las series y prueba de normalidad

Con la finalidad de obtener una fotografía de las series de tiempo bajo estudio, se calculan las medidas estadísticas básicas. Se hace especial énfasis en el análisis del coeficiente de asimetría, curtosis y el contraste de normalidad de Jarque-Bera.

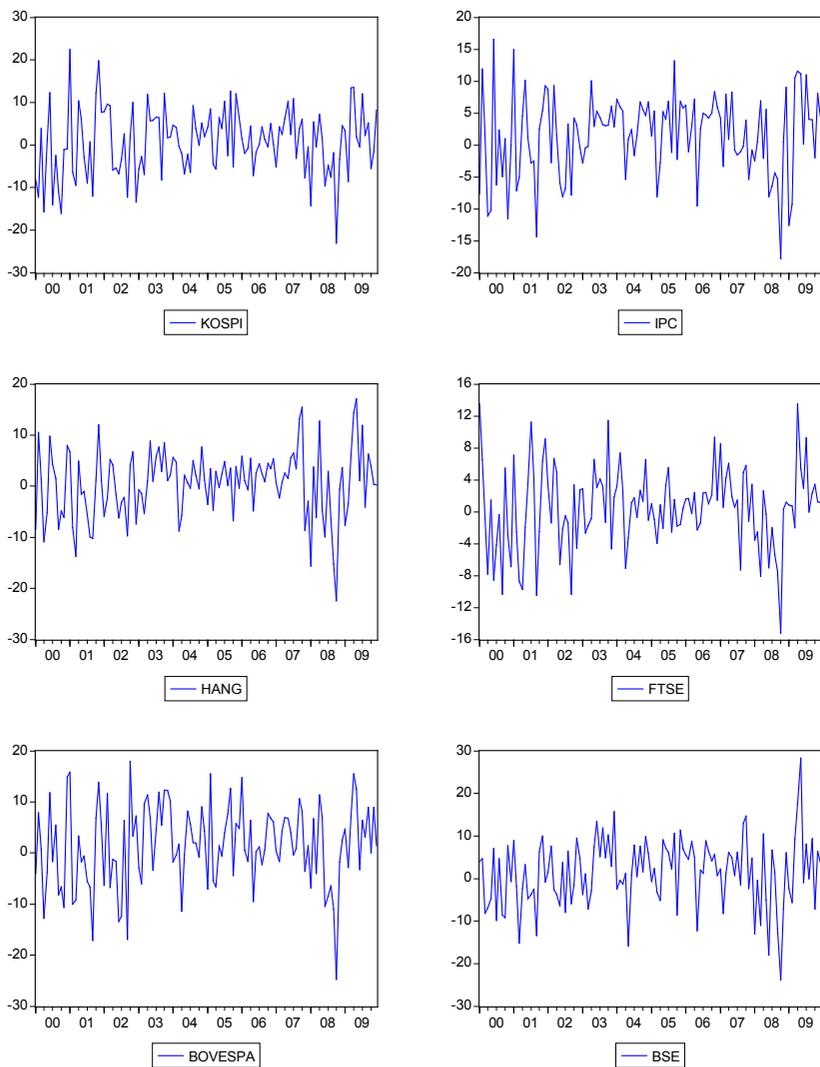
La tabla N° 1, muestra las estadísticas básicas de las series. El mayor precio promedio lo presenta el IPC mejicano, muy similar al BOVESPA de Brasil. El HANG

Cuadro N° 1. Gráficos de las series de tiempo. Precios de las acciones



Fuente: elaboración propia. Salida Eviews.

Cuadro N° 2. Gráficos de las series de tiempo. Rentabilidades de las acciones



Fuente: salida Eviews.

Tabla N° 1. Estadísticas básicas

	BSE	BOVESPA	HANG	IPC	KOSPI	FTSE
Mean	0.010414	0.011510	0.002117	0.012547	0.004104	0.003744
Median	0.017950	0.014400	0.010400	0.024600	0.014050	0.009750
Maximum	0.248900	0.164800	0.157600	0.153200	0.202500	0.127000
Minimum	-0.273000	-0.285000	-0.254500	-0.196700	-0.263100	-0.165100
Std. Dev.	0.079932	0.081066	0.068081	0.064522	0.079590	0.051555
Skewness	-0.548646	-0.626067	-0.607890	-0.591253	-0.410593	-0.367106
Kurtosis	3.986359	3.562661	4.086119	3.268988	3.320418	3.591535
Jarque-Bera	10.88476	9.422139	13.28887	7.353367	3.885074	4.444909
Probability	0.004329	0.008995	0.001301	0.025307	0.143340	0.108343
Sum	1.249700	1.381200	0.254100	1.505600	0.492500	0.449300
Sum Sq. Dev.	0.760309	0.782032	0.551564	0.495410	0.753813	0.316289
Observations	120	120	120	120	120	120

Fuente: *Elaboración propia. Salida Eviews. Nivel de significancia del 5%.*

es quien presenta el valor promedio más bajo. La mayor desviación estándar es presentada por el BOVESPA, lo que indica una mayor variabilidad que en la gráfica anterior se puede evidenciar, el índice con menor variabilidad es el FTSE.

Por una parte, para calcular el coeficiente de asimetría (g_1) de cada índice bursátil, se emplea las diferencias con respecto a la media pero elevadas al cubo, éste es conocido como el momento de tercer orden de una distribución. La asimetría puede ser positiva cuando el coeficiente de asimetría es mayor que cero ($g_1 > 0$), lo cual indica que existe mayor concentración de los valores o elementos que conforman la muestra a la derecha de la media, es decir, indica una distribución unilateral que se extiende hacia valores más positivos (distribución asimétrica positiva). Cuando el coeficiente de asimetría es negativo, el valor de este coeficiente es menor que cero ($g_1 < 0$), indica que existe mayor concentración de valores a la izquierda de la media que a su derecha, es decir, se trata de una distribución unilateral que se extiende hacia valores más negativos (distribución asimétrica negativa). Sin embargo, el coeficiente de asimetría también puede ser igual a cero ($g_1 = 0$), y esto indica que existe igual concentración de los valores tanto a la derecha como a la izquierda de la media (distribución simétrica). En este trabajo, la asimetría medirá la diferencia que existe entre la posibilidad de obtener rendimientos superiores o inferiores al rendimiento promedio. La fórmula para determinarla se define como¹⁴:

$$g_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{n(\sigma)^3} \quad (1)$$

Donde: \bar{x} y σ son la media y la desviación estándar de la muestra (de la variación relativa mensual de los precios consecutivos mensuales de cada mercado), respectivamente.

Con la finalidad de evitar hacer un análisis del coeficiente de asimetría sobre resultados puntuales, se estiman los intervalos de confianza, es decir, para conocer el par de valores entre los cuales se estima que aproximadamente estará la mayor concentración de los datos observados, con una probabilidad de acierto $(1-\alpha)$ igual al 95%. Para este caso, la distribución de su estimador es aproximadamente normal para muestras grandes ($n > 50$) con media y varianza:

$$g_1 \sim N\left(0, \frac{6}{n}\right) \quad (2)$$

Y, para determinar los intervalos de confianza se utiliza la fórmula siguiente:

$$\left[\hat{g}_1 - 1,96\sqrt{\frac{6}{n}} < g_1 < \hat{g}_1 + 1,96\sqrt{\frac{6}{n}} \right] = 1 - \alpha \quad (3)$$

Por otra parte, el coeficiente de curtosis (g_2), mide el nivel de concentración de los datos en la región central de la distribución. Para calcular dicho coeficiente se utilizaron las diferencias con respecto a la media, pero elevadas a la cuarta potencia, recordemos que éste se conoce como el momento de cuarto orden de una distribución. Esta medida caracteriza el alargamiento o achatamiento relativo a una distribución al compararla con la distribución normal. Según la nomenclatura empleada para estimar la curtosis, el resultado puede ser positivo mayor a tres ($g_2 > 3$), lo cual indica un elevado grado de concentración alrededor de los valores centrales de la variable, gráficamente la curva de la distribución tendrá forma puntiaguda y se llama curva leptocúrtica. Cuando la curtosis es positiva entre cero y tres ($g_2 < 3$), indica un reducido grado de concentración de los datos alrededor de los valores centrales de la variables, la gráfica de la curva de la distribución tendrá forma achatada y se denomina curva platicúrtica. Cuando el coeficiente de curtosis sea igual

a tres, ($g_2=3$), indica que los datos se distribuyen equitativamente alrededor los valores centrales de la variable que se analiza, gráficamente la curva de la distribución de los datos adoptaría la forma de una curva con distribución normal. La fórmula empleada para determinar el coeficiente de curtosis es:

$$g_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\dot{x} - \bar{x})^4}{n(\sigma)^4} \quad (5)$$

En el caso de la curtosis también se calculan los intervalos de confianza, con una probabilidad de acierto del 95%. La distribución de su estimador es aproximadamente normal para muestras grandes ($n>200$) con media y varianza

$$g_2 \sim N\left(3, \frac{24}{n}\right) \quad (6)$$

Y, para calcular los intervalos de confianza se utilizó la fórmula siguiente:

$$\left[\hat{g}_2 - 1,96\sqrt{\frac{24}{n}} < g_2 < \hat{g}_2 + 1,96\sqrt{\frac{24}{n}} \right] = 1 - \alpha \quad (7)$$

En la prueba de normalidad de las series se empleó el contraste de Jarque-Bera (JB), cuyo nombre corresponde a los apellidos de quienes lo propusieron en 1981. Es un test paramétrico de normalidad, útil para verificar si cada serie está o no normalmente distribuida. Esta prueba emplea las medidas de asimetría y curtosis de las series¹⁵. El estadístico de prueba se determina de la forma siguiente:

$$JB = n \left[\frac{(g_1)^2}{6} + \frac{(g_2 - 3)^2}{24} \right] \sim \chi_k^2 \quad (8)$$

La distribución del estadístico JB, es para muestras grandes, una chi-cuadrado con k grados de libertad. En caso que la distribución sea normal, tendría un coeficiente de asimetría igual a cero ($g_1=0$), un coeficiente de curtosis igual a tres ($g_2=3$) y el estadístico de JB sería cero.

El valor de probabilidad asociado el estadístico JB, conocido como el *P-value* ofrecido por el programa econométrico que se utiliza, se entiende como el nivel de significación asociado al rechazo de la hipótesis nula, es la

verdadera probabilidad de cometer error tipo I, valores pequeños para esa probabilidad (inferiores a 0,05, conocida también como nivel de significancia, $\alpha = 5\%$) indicarían por tanto, ausencia de normalidad en la distribución de valores de la variable analizada.

En la tabla N° 1 se observa que con un nivel de significancia del 5% que se rechaza la hipótesis de normalidad de las series¹⁶ para los índices BSE, BOVESPA, HANG e IPC, mientras que las series KOSPI y FTSE resultan distribuirse normales.

Dado que las series objeto de estudio son variables aleatorias continuas, se observa que la variación relativa mensual de los índices fluctúa entre valores positivos y negativos. Se evidencia que los seis coeficientes de asimetría son negativos, sin embargo, antes de analizarlos considerando estimaciones puntuales, se calculan los intervalos de confianza a un nivel de confianza del 95%, para una muestra $n=120$ variaciones relativas mensuales por cada índice y se plantea la prueba de hipótesis siguiente: hipótesis nula de simetría de la serie $H_0 : g_1 = 0$, siendo la hipótesis alternativa de asimetría de la serie $H_1 : g_1 \neq 0$. Los resultados del contraste de hipótesis se muestran en la Tabla 2.

Con base en los resultados anteriores, se observa que dentro del rango de los intervalos de confianza estimados no está contenido el número cero para cuatro series, por lo cual se deduce que la distribución de las series BOVESPA, IPC, BSE y HANG no es simétrica y por tanto, se rechaza la hipótesis nula de simetría $H_0 : g_1 = 0$. Las series FTSE y KOSPI si están simétricamente distribuidas.

Estos hallazgos permiten detectar una señal para validar la HEM en su forma débil en los mercados de Corea del Sur y de Malasia; pues los inversores pareciera que no pueden obtener rendimientos anormales en estos mercados en un momento dado, por lo menos no tienen la opción de preferir invertir en activos con asimetría positiva¹⁷, porque debido a que las series claramente se aproximan a una distribución normal, es decir, el inversor difícilmente cuenta con información a partir de la cual pueda decidir el curso de sus inversiones. Caso contrario ocurre para las series BOVESPA, BSE, HANG e IPC quienes son asimétricas negativas, lo que permite hallar la no existencia de HEM en esos mercados, esto significa que los inversores cuentan con información para tomar decisiones sobre cómo invertir.

Con respecto al coeficiente de curtosis, muestran que son positivos y cercanos a tres los de los índices BOVESPA, IPC, FTSE Y KOSPI lo cual indica

TABLA N° 2: Coeficiente de asimetría e intervalos de confianza Variación relativa mensual de los índices, 2000-2009

	Coeficiente de asimetría (g_1)	Intervalos de confianza)		Hipótesis nula de simetría $H_0 : g_1 = 0$
Brasil (BOVESPA)	-0.6260	-1.064	-0.188	Se rechaza
México (IPC)	-0.591	-1.030	-0.153	Se rechaza
Malasia (FTSE KLCI)	-0.367	-0.805	0.071	No se rechaza
India (BSE)	-0.548	-0.987	-0.110	Se rechaza
China Hong-Kong (Hang Seng)	-0.607	-1.046	-0.170	Se rechaza
Corea del Sur (Kospi)	-0.410	-0.849	0.028	No se rechaza

Fuente: elaboración propia. Nivel de significancia del 5%.

que las series de estos índices podrían mostrar presencia de mesocurtosis. Por ello, también se determinan los intervalos de confianza a un nivel de confianza del 95% para una muestra de $n=120$ datos de cada serie, con la finalidad de analizar entre cuáles rangos se ubica cada coeficiente de curtosis. Igualmente, se propuso la prueba de hipótesis siguiente: hipótesis nula de mesocurtosis $H_0 : g_2 = 3$, siendo la hipótesis alternativa de leptocurtosis o platicurtosis $H_1 : g_2 \neq 3$. Los resultados del contraste de hipótesis se muestran a continuación.

3.2 Función de autocorrelación de las series

La función de autocorrelación tiene como finalidad medir la correlación o asociación lineal entre los valores de la serie distanciados por un lapso de tiempo, denominado rezago k , es decir, proporciona los coeficientes de correlación de la serie consigo misma. Dada la secuencia temporal de n observaciones x_1, x_2, \dots, x_n se forman $n - 1$ parejas de observaciones contiguas $(x_1, x_2), (x_2, x_3), \dots, (x_{n-1}, x_n)$, luego se calcula el coeficiente de correlación de las parejas de observaciones, y este resultado es llamado coeficiente de autocorrelación de orden 1.

Igualmente, se pueden formar parejas con puntos separados por una distancia de dos, es decir $(x_1, x_3), (x_2, x_4)$ y calcular el nuevo coeficiente de autocorrelación de orden dos. Así sucesivamente se podrían organizar parejas con puntos separados a una distancia t , y calcular el coeficiente de autocorrelación de orden t . El coeficiente de correlación simple, dados n pares de observaciones x es:

TABLA N° 3: Coeficiente de curtosis e intervalos de confianza
Variación relativa mensual de los índices, 2000-2009

	Coeficiente de curtosis (g_2)	Intervalos de confianza)		Hipótesis nula $H_0 : g_2 = 3$
Brasil (BOVESPA)	3.562661	2.686	4.439	Mesócurtica
México (IPC)	3.268988	2.392	4.146	Mesócurtica
Malasia (FTSE KLCI)	3.591535	2.715	4.468	Mesócurtica
India (BSE)	3.986359	3.110	4.863	Leptocúrtica
China Hong-Kong (Hang Seng)	4.086119	3.210	4.963	Leptocúrtica
Corea del Sur (Kospi)	3.320418	2.444	4.197	Mesócurtica

Fuente: elaboración propia. Nivel de significancia del 5%.

$$\rho = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (x_{t+k} - \bar{x})^2}} \quad (9)$$

Verificándose que $-1 \leq \rho \leq 1$

Esto indica que cuando el coeficiente de autocorrelación es igual o próximo a 1 existen mucha relación positiva entre una observación t y la observación $t+k$; mientras que si el coeficiente de correlación es próximo a -1 hay bastante relación negativa entre la observación t y la observación $t+k$. Cuando el coeficiente de correlación es igual o cercano a cero significa ausencia de autocorrelación o asociación lineal.

De la función de autocorrelación se puede obtener un correlograma el cual es una herramienta gráfica sencilla para detectar la presencia de raíces unitarias en las series (se explicarán en los próximo apartado), por simple observación de la función de autocorrelación total. Ante la presencia de raíz unitaria los valores de autocorrelación total descienden lentamente a cero, debido a que es un término lineal $(t - k)$ más lento siendo (10) el que define esa progresión hacia cero de los coeficientes de autocorrelación, los cuales tienen el comportamiento mostrado en (11).

$$y_t = y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i} \quad (10)$$

$$\rho_s = \left[\frac{t-s}{t} \right]^{0,5} \quad (11)$$

Por el contrario, cuando estamos ante la ausencia de raíz unitaria en la serie, ese descenso a cero es exponencial (12) y el término de error α_1 (menor que 1) hace que todos los coeficientes de autocorrelación desciendan rápidamente a cero con progresión geométrica de razón α_1 . Y, el comportamiento de los coeficientes de autocorrelación es: $\rho_1 = \alpha_1; \rho_2 = \alpha_1^2; \rho_3 = \alpha_1^3 \dots \rho_s = \alpha_1^s$

$$y_t = \alpha_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \alpha_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (12)$$

El método de observación del correlograma presenta el problema de mostrar un comportamiento similar en la función de autocorrelación total cuando existe raíz unitaria, y cuando la raíz toma un valor cercano a uno; es por ello, que se ha realizado el test de raíz unitaria.

No obstante, esa simple observación puede completarse con la interpretación del contraste Q propuesto por Ljung y Box (1978:297-303) de una serie. Es el contraste de independencia más utilizado y el estadístico es:

$$Q_B = T(T+2) \sum_{j=1}^{\rho} \frac{\rho_j^2}{(T-j)} \sim \chi_{(T-\rho)}^2 \quad (13)$$

Donde T es el número total de los ρ en el correlograma y el contraste se distribuye asintóticamente como una chi- cuadrado con $(T - \rho)$ grados de libertad, cuando se observa el test sobre la serie.

Según Sánchez F. de V. J.L.(2007):

...cuando Q es mayor que el valor crítico de la chi cuadrado con $(T - \rho)$ grados de libertad, siendo el número de retardos, se rechaza la hipótesis nula y por lo tanto, los residuos son ruido blanco.... Cuando Q sea menor se podrá decir que los residuos no tienen estructura (p. 541).

Cuando se habla de ruido blanco, se trata de series que siguen un proceso estocástico o aleatorio.

Con base en lo anteriormente señalado, el objetivo fue detectar la presencia o no de autocorrelación, empleando el correlograma y un contraste de hipótesis, en el cual la hipótesis nula a contrastar es la ausencia de autocorrelación, es decir, que los ρ , primeros coeficientes de correlación ρ_j son iguales a cero, $H_0 : \rho = 0$ (las variaciones mensuales son aleatorias), siendo la hipótesis alternativa $H_1 : \rho \neq 0$ (las variaciones mensuales no son aleatorias). Con la información de los correlogramas se pretende validar o no, la HEM en su forma débil de los mercados de Brasil, México, Malasia, India, China y Corea del Sur, durante el período 2000-2009 y los resultados se muestran en la Tabla 4.

En estos resultados se evidencia que para el rezago 12¹⁸, valor de autocorrelación total, de los correlogramas son muy pequeños, son cercanos a cero, los coeficientes de autocorrelación descienden rápidamente a cero (es una señal de ausencia de raíz unitaria en las series por tanto se trata de series estacionarias), y lo más importante es que los primeros ρ valor son significativamente iguales a cero, pues el *p-value* es superior al 5% por lo cual no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación¹⁹ de las rentabilidades mensuales en todas la series, esto es determinado por el estadístico Q_{LB} .

Por lo antes señalado no se valida la HEM en su forma débil en los mercados objeto de estudio. Esto significa que en las rentabilidades analizadas, se observó ausencia de autocorrelación, por lo cual las rentabilidades no tienen un comportamiento aleatorio o no siguen un camino aleatorio y parece posible que rendimientos pasados, puedan ser aprovechados para obtener beneficios extraordinarios en bolsa. Dicho de otra forma, en las series históricas de los índices bursátiles analizados la memoria se transmite a través de los errores, es decir, un evento (de grande o pequeña magnitud) garantiza que se mantenga en el tiempo.

3.3 Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller

Si una serie común sigue un camino aleatorio, el precio no tiene ninguna tendencia. Por otra parte, si una serie de precios de un mercado no sigue un camino aleatorio, sino manifiesta componentes estacionarios significativos, es una señal que los precios del futuro se pueden predecir a partir de precios históricos y así, es posible diseñar y aprovechar propuestas de inversión basadas en datos históricos.

TABLA N° 4: Prueba de hipótesis del test de autocorrelación

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
BOVESPA	AC	0.13	0.01	0.03	0.08	-0.03	0.02	-0.04	-0.12	-0.10	0.09	0.11	0.02
	Q-stat	2.11	2.11	2.24	2.95	3.06	3.11	3.27	5.19	6.45	7.58	9.06	9.10
	P-value	0.15	0.35	0.52	0.57	0.69	0.80	0.86	0.74	0.70	0.67	0.62	0.70
BSE	AC	0.13	0.08	0.04	0.13	-0.01	-0.06	-0.05	-0.07	0.05	0.01	-0.06	0.05
	Q-stat	2.02	2.72	2.90	4.86	4.87	5.33	5.63	6.22	6.54	6.55	7.02	7.34
	P-value	0.16	0.26	0.41	0.30	0.43	0.50	0.58	0.62	0.69	0.77	0.80	0.84
FTSE	AC	0.17	0.05	0.08	0.03	0.15	-0.04	0.01	-0.07	-0.01	-0.13	-0.16	-0.04
	Q-stat	3.55	3.80	4.56	4.69	7.66	7.84	7.84	8.54	8.55	10.66	14.29	14.48
	P-value	0.06	0.15	0.21	0.32	0.18	0.25	0.35	0.38	0.48	0.39	0.22	0.27
HANG	AC	0.21	-0.01	-0.02	0.13	0.08	-0.01	-0.06	-0.19	-0.01	0.12	0.01	-0.09
	Q-stat	5.24	5.26	5.30	7.38	8.25	8.27	8.67	13.39	13.40	15.33	15.35	16.53
	P-value	0.02	0.07	0.15	0.12	0.14	0.22	0.28	0.10	0.15	0.12	0.17	0.17
KOSPI	AC	0.07	0.06	0.12	-0.02	-0.01	-0.10	0.01	-0.03	0.01	0.03	0.00	-0.05
	Q-stat	0.59	1.06	2.76	2.82	2.83	4.18	4.19	4.31	4.33	4.44	4.44	4.78
	P-value	0.44	0.59	0.43	0.59	0.73	0.65	0.76	0.83	0.89	0.93	0.96	0.97
IPC	AC	0.07	-0.02	0.08	0.19	-0.09	-0.11	0.15	-0.07	-0.03	0.05	0.11	-0.02
	Q-stat	0.65	0.70	1.42	5.79	6.78	8.28	11.37	12.09	12.24	12.62	14.10	14.17
	P-value	0.42	0.70	0.70	0.22	0.24	0.22	0.12	0.15	0.20	0.25	0.23	0.29

Fuente: elaboración propia. Datos salida Eviews. Nivel de significancia del 5%.

El test estadístico usado comúnmente para probar la hipótesis del camino aleatorio en un mercado financiero, son las pruebas de las raíces unitarias desarrolladas por Dickey-Fuller (1979:427-431), conocidas también como contraste DF de no estacionariedad bajo la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos de la serie analizada. En un camino aleatorio los precios de mercado responden a retornos sin correlación, es decir, los precios realizan cambios sucesivos independientes.

El test de raíces unitarias se realizó considerando los precios de cierre mensuales de los índices bursátiles: Bovespa, IPC, FTSE, BSE Sensex, Hang Seng Index y Kospi, correspondientes al período 2000 al 2009.

El modelo en el cual se basa inicialmente esta prueba es el del proceso autorregresivo de primer orden AR(1) , el cual permite determinar si la serie tiene o no, algún componente tendencial y los coeficientes cumplen condiciones de estacionariedad, frente al modelo simple de tendencia estocástica o paseo aleatorio sin deriva (MCASD) , como hipótesis nula. Por tanto, se contrastaría si: .

En este caso la distribución de probabilidad asintótica del estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo AR(1) presenta una discontinuidad cuando $\alpha_1 = 1$ y debe utilizarse las distribuciones derivadas empíricamente mediante un proceso de Montecarlo realizado por Dickey en 1976. El referido proceso de Montecarlo permite contrastar si el parámetro $\alpha_1 = 0$ ó por el contrario $\alpha_1 \neq 1$. El modelo utilizado para el contraste DF en la práctica, se obtiene restando y_{t-1} en cada lado de la ecuación del modelo AR(1):

$$y_t - y_{t-1} = a_0 + a_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta y_t = a_0 + (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

La hipótesis nula inicial $H_0: \alpha_1 = 1$ se transforma en $H_0: \gamma = 0$ y la hipótesis alternativa $H_1: \gamma < 0$. En este caso al aceptar la hipótesis nula $\gamma = 0$, es igual que decir que $\alpha_1 = 1$, por tanto hay raíz unitaria, el proceso es aleatorio no estacionario; mientras que sí $\gamma < 0$ es igual que decir que $\alpha_1 < 1$ y sería un proceso autorregresivo estacionario.

Antes de estimar los parámetros del modelo es necesario decidir cuál será el proceso generador de datos por cuanto el estadístico de referencia para el

contraste será diferente según el modelo escogido. Es decir, se debe elegir, si será simple o deberá contener una constante α_0 , un término tendencial $\alpha_2 t$, ó ambos elementos simultáneamente, es por ello que Dickey-Fuller proponen tres modelos:

1. Modelo simple: $\Delta \gamma_t = \gamma \cdot \gamma_{t-1} + \varepsilon_t$, paseo aleatorio simple²⁰.
2. Modelo con constante: $\Delta \gamma_t = \alpha_0 + \gamma \cdot \gamma_{t-1} + \varepsilon_t$
3. Modelo con constante y tendencia determinista: $\gamma_t = \alpha_0 + \gamma \cdot \gamma_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t$

En este caso de estudio se ha elegido el modelo simple, pues interesa comprobar que las series en estudio tienen raíz unitaria y por tanto, siguen un proceso aleatorio no estacionario, lo cual validaría la HEM en su forma débil.

Así mismo, se ha empleado el test de Dickey-Fuller Aumentado o DFA, el cual permite contrastar la presencia de la raíz unitaria en una serie que sigue un proceso $AR(\rho)$, ya que muchas series temporales se ajustan mejor a procesos autorregresivos de orden superior $AR(2)$, $AR(3)$, y no sería correcto contrastar la presencia de raíz unitaria utilizando la estructura del un modelo $AR(1)$ además, el test DFA es una posible corrección a los problemas de autocorrelación que pudieran existir en el término de error del modelo básico DF. Por tanto, el test DFA corresponde al modelo $AR(1)$ modificado así:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

También, se hace la salvedad que únicamente es necesario hacer pruebas con el modelo DFA con constante, sólo en el caso que se aceptara la hipótesis alternativa $H_1 : \gamma < 0$ y asegurar que corresponda a un proceso autorregresivo con media no nula. Igualmente, se justificaría el uso del modelo DFA con constante y tendencia determinista, también en caso de aceptar la hipótesis alternativa y se desee garantizar la consistencia del contraste.

Con base en lo antes explicado, se analizó el modelo simple propuesto por Dickey-Fuller, para determinar si las series en estudio siguen o no, un proceso aleatorio no estacionario; por tanto se cumple o no, de la HEM en su forma débil. Para analizar la presencia o no de raíz unitaria en cada serie, se planteó un contraste de hipótesis, donde la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria es:

$H_0 : \gamma = 0$ Paseo aleatorio simple (proceso no estacionario) = mercado eficiente

$H_1 : \gamma < 0$ Proceso autorregresivo estacionario = mercado no eficiente.

A continuación se presenta un resumen de los resultados obtenidos en la prueba de Dickey-Fuller.

TABLA N° 5: Prueba de hipótesis para la raíz unitaria de Dickey-Fuller

	t-statistic	Serie a nivel	
		P-value	Hipótesis nula de presencia de raíz unitaria $H_0 : \gamma = 0$
Brasil (BOVESPA)	-9.500451	0.00	Se rechaza
México (IPC)	-10.14038	0.00	Se rechaza
Malasia (FTSE KLCI)	-9.345825	0.00	Se rechaza
India (BSE)	-9.510069	0.00	Se rechaza
China Hong-Kong (Hang Seng)	-8.842076	0.00	Se rechaza
Corea del Sur (Kospi)	-10.10208	0.00	Se rechaza

Fuente: elaboración propia. Nivel de significancia del 5%

Estos resultados indican que la verdadera probabilidad de cometer error tipo es altamente baja y por tanto se rechaza la hipótesis nula $H_0 : \gamma = 0$ en todos los casos, lo cual concluye que las series objeto de estudio no siguen un camino aleatorio, se trata de series no estocásticas, por tanto no se valida la HEM en su forma débil.

3.4 Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron.

Dado que el test de Dickey-Fuller ha sufrido ciertas críticas, relacionadas con el hecho de que asume que los errores del modelo a estimar para el contraste son independientes y tienen varianza constante, se ha realizado el test de raíz unitaria de Phillips-Perron (1988:335-346), conocida también como prueba PP.

Ellos señalan que la distribución asintótica de la razón del parámetro en los modelos de DF, depende de la ecuación $\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma^2}$, donde σ_ε^2 y σ^2 corresponden a las ecuaciones:

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{\sum_{i=1}^n E(\varepsilon_i^2)}{n} \right] \quad \text{y} \quad \sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{E\left(\sum_{i=1}^n \varepsilon_i\right)^2}{n} \right] \quad (18)$$

Según Phillips y Perron, los valores tabulados en el test de DF fueron realizados bajo el supuesto de que cuando no existe autocorrelación serial, al ser $E\varepsilon_i\varepsilon_j = 0$ para todo $i \neq j$ en la ecuación σ^2 , pues el cociente entre $\sigma_{\varepsilon}^2/\sigma^2$ es igual a la unidad ya que $\sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma^2$, siendo incorrecto el uso del test cuando no se cumpla este requisito.

Por tanto, propusieron una corrección no paramétrica de la razón t obtenida en el contraste DF, es decir, sugieren usar los residuos de la estimación del modelo DF para transformar los estadísticos asociados a los parámetros del mismo, en vez de estimaciones propuestas para $\sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma^2$. Por tanto, las estimaciones sugeridas son:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} \quad (19)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} + 2 \frac{\sum_{r=1}^l (1 - r/l + 1) \sum_{i=r+1}^n e_i e_{i-r}}{n} \quad (20)$$

Donde l es el nivel máximo de retardo que se desea tener en cuenta y se calcula para cada uno de los retardos considerados $r=1,2,3,\dots,l$ la correlación muestral $\sum_{i=r+1}^n e_i e_{i-r}$ con el número máximo de datos posibles. También cada una de las correlaciones se pondera con el término $(1 - r/l + 1)$ dando más importancia a la correlación para un retardo que a la correlación para más retardos. Luego, se obtiene la suma ponderada de todas ellas. Las varianzas computadas en el primer sumando se completan así con el doble de la covarianza muestral calculada mediante la expresión siguiente:

$$E[\varepsilon_i + \varepsilon_j]^2 = E(\varepsilon_i^2) + E(\varepsilon_j^2) + 2E(\varepsilon_i\varepsilon_j) \quad (21)$$

Como la ecuación para la estimación σ^2 depende del valor máximo l se debe testear la sensibilidad del cálculo a los diferentes valores de éste. Una vez calculadas las estimaciones de $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma^2$, se corrige el valor obtenido para la razón en la estimación del modelo, según las expresiones:

$$Z(\tau) = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}^2} \hat{\tau}_\tau - \frac{\frac{1}{2}(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2)}{\hat{\sigma} \cdot \sqrt{\frac{\sum_{t=2}^n y_{t-1}^2}{n^2}}} \quad (22)$$

Tanto para el modelo simple como en el caso del modelo con constante (τ_{μ_0}) , y :

$$Z(\tau) = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}^2} \hat{\tau}_\tau - \frac{n^3(\hat{\sigma}^2 - \sigma_\varepsilon^2)}{4\hat{\sigma} \cdot \sqrt{3D_y}} \quad (23)$$

Para el modelo con término constante y tendencia determinista D_y se determina así:

$$D_y = \frac{n^2(n^2 - 1)}{2} \sum_{i=2}^n y_{i-1}^2 - n \left(\sum_{i=2}^n y_{i-1} \right)^2 + n(n+1) \sum_{i=2}^n y_{i-1} \sum_{i=2}^n y_{i-1} - \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \left(\sum_{i=2}^n y_{i-1} \right) \quad (24)$$

Los valores corregidos de las razones t ó τ pueden compararse sin problemas con las distribuciones de Dickey-Fuller.

En este caso de estudio, para contrastar la prueba de presencia de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP), se utilizaron también las series de los precios de cierre de los índices Bovespa, IPC, FTSE, BSE, Hang Seng y Kospi para el período 2000-2009, para el modelo simple τ , con la finalidad de determinar si las series en estudio, siguen o no un proceso aleatorio no estacionario, y el cumplimiento o no de la HEM en su forma débil. También se planteó un contraste de hipótesis, donde la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria:

$H_0 : \gamma = 0$ Paseo aleatorio simple (proceso no estacionario) = mercado eficiente

$H_a : \gamma < 0$ Proceso autorregresivo estacionario = mercado ineficiente.

A continuación se presenta un resumen de los resultados obtenidos en la prueba de PP.

TABLA N° 6: Prueba de hipótesis para la raíz unitaria de Phillips-Perron

	Adj. t-Stat	Serie a nivel	
		P-value	Hipótesis nula de presencia de raíz unitaria $H_0 : \gamma = 0$
Brasil (BOVESPA)	-9.500396	0.00	Se rechaza
México (IPC)	-10.19596	0.00	Se rechaza
Malasia (FTSE KLCI)	-9.368261	0.00	Se rechaza
India (BSE)	-9.632527	0.00	Se rechaza
China Hong-Kong (Hang Seng)	-8.806957	0.00	Se rechaza
Corea del Sur (Kospi)	-10.13474	0.00	Se rechaza

Fuente: elaboración propia. Nivel de significancia del 5%.

Los resultados de la prueba que se muestran en la Tabla 6 indican que la probabilidad refleja que el porcentaje de error asumido al rechazar la hipótesis nula $H_0 : \gamma = 0$ es altamente bajo para todos los mercados. Como consecuencia, se puede corroborar que las rentabilidades de Brasil, México, Malasia, India, China y Corea del Sur no tienen raíz unitaria, por tanto siguen un proceso estocástico estacionario, en definitiva no se valida la HEM en su forma débil para todos los casos.

En la Tabla 7 se muestra el resumen de las pruebas realizadas sobre las cuales se realizan las conclusiones.

Tabla N° 7. Resumen

Serie	Normalidad	Autocorrelación	Raíz Unitaria
Brasil (BOVESPA)	NO	NO	NO
India (BSE)	NO	NO	NO
México (IPC)	NO	NO	NO
Malasia (FTSE)	SI	NO	NO
China Hong-Kong (HANG)	NO	NO	NO
Corea del Sur (KOSPI)	SI	NO	NO

Fuente: elaboración propia.

4. Conclusiones

La literatura consultada evidencia que en abundantes estudios hacen un análisis descriptivos de las series, pruebas de normalidad, pruebas de autocorrelación serial y además las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, académicamente han sido bastante utilizadas para estudiar la HEM en su forma débil; son consideradas pruebas robustas para realizar test de eficiencia de los mercados.

Este estudio se basa en analizar seis índices bursátiles, cuatro de los mercados de Asia (Hang, FTSE, Kospi y BSE) y dos de los mercados de América Latina (Bovespa e IPC). Se encontraron resultados similares para todos los índices, exceptuando el contraste de normalidad. Los resultados del estadístico Jarque-Bera (JB) indican que el error que se comete al rechazar la hipótesis nula de normalidad está por debajo de 5% en cuatro de los seis mercados en estudio, por lo cual confirma que los índices de mercado Bovespa, IPC, BSE, y Hang no están normalmente distribuidos, en tanto el Kospi y el FTSE si se distribuyen normal durante el período 2000-2009. Esto indica la ausencia de HEM en los mercado con distribución no normal

Los correlogramas de las funciones de autocorrelación de las series evidencian que los primeros valor de autocorrelación total son muy pequeños, cercanos a cero, los coeficientes de autocorrelación rápidamente a cero, y lo más importante es que los primeros valor son significativamente iguales a cero. El estadístico Ljung-Box confirma estos resultados indicando que las series en estudio no tienen autocorrelación, es decir que es decir, la memoria se transmite a través del tiempo, es decir, un evento (de grande o pequeña magnitud) garantiza que se mantenga en el tiempo, con lo cual los inversionistas cuentan con información disponible para la toma de decisiones.

Tanto el test de Dickey-Fuller Aumentado como el test de Phillips Perron confirman la ausencia de raíces unitarias en las series, con lo cual no se valida la existencia de HEM en los mercados estudiados, esto implica que no son mercado eficientes por lo que la toma de deciones está altamente influenciada por la información disponible para los inversores. Es importante sugerir que existe un test no aplicado en este estudio que es el test de razón de varianzas (Variance Ratio, VR), el cual parte de la existencia de ruido blanco en las series confirmada previamente por un test de DFA.

Notas

- * Neida Albornoz Arias. albornoz@ucat.edu.ve Licenciada en Contaduría Pública. Universidad Católica del Táchira. (UCAT). Especialista en Análisis Bursátil y Gestión de Cartera. Instituto de Estudios Bursátiles de la Bolsa de Madrid. Adscrito a la Universidad Complutense de Madrid – España.
 - ** Laura Daniela, Castillo Paredes. lauracastillo@ula.ve Economista. Universidad de Los Andes (ULA) Venezuela. Maestría en estadística. Universidad de Los Andes. Instituto de Estadística Aplicada y Computación (IEAC).
- 1 En inglés *Efficient Market Hypothesis* (EMH)
 - 2 Aquellas personas o instituciones que estén vinculadas de manera directa o indirecta, en las actividades relacionadas con los mercados de valores deben garantizar la confidencialidad en los datos relevantes, y especialmente, impedir que alguien disponga de esta información privilegiada. El gobierno de muchos países procuran garantizar la transparencia de los mercados y castigan judicialmente el uso de esta información privilegiada y la manipulación de los mercados.
 - 3 También se utiliza indistintamente los términos precios bursátiles o cotizaciones bursátiles.
 - 4 Para representar los RW han sido utilizados otros modelos, diferentes a los descritos acá, como fue el modelo de martingala, siendo considerada por mucho tiempo la hipótesis de martingala como una condición de eficiencia de mercado y según esto, un proceso estocástico X_t cumple el principio de martingala cuando $E[X_{t+1} | X_t, X_{t+1}, \dots] = X_t$; o indistintamente $E[X_{t+1} - X_t | X_t, X_{t+1}, \dots] = 0$.
 - 5 La HEM no representa una capacidad perfecta de predicción, sino significa que los precios en el mercado vigentes incluyen toda la información disponible.
 - 6 Demostró que las rentabilidades mensuales se distribuyen normalmente.
 - 7 Índice referencial de la bolsa de valores de Sao Paulo. Este índice es una cartera teórica compuesta por las acciones que representaron el ochenta por ciento del volumen negociado durante los últimos doce meses y cuya composición es revisada cada cuatro meses.
 - 8 Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, es un indicador de la evolución del mercado accionario de México en su conjunto. Lo calculan en función de las variaciones de precios de una selección de acciones que toman como muestra, ponderada y representativa de todas las acciones cotizadas en ese mercado.
 - 9 Es el barómetro del mercado de Malasia. La metodología para incorporar las

empresas que lo componen hace énfasis en la liquidez y una tasa libre de flotación de cada empresa del 15%, y está compuesto por los treinta títulos de mayor capitalización bursátil de ese mercado.

- 10 *Bombay Stock Exchange Sensitive Index*, significa índice de la Bolsa de Valores de la India, y compuesto por los treinta valores más grandes y negociados del mercado, que a su vez representan varios sectores económicos. Es el barómetro más antiguo, y popular de las bolsas indias.
- 11 *HANG SENG INDEX* es el principal índice bursátil de Hong Kong (China), en la *Hong Kong Stock Exchange* (HKEX). Es usado para registrar diariamente los cambios de las más grandes empresas de Hong Kong en el mercado de acciones. Está compuesto por treinta y tres compañías representando el sesenta y cinco por ciento de la *Hong Kong Stock Exchange*. Sus valores se ponderan por el criterio de capitalización bursátil.
- 12 Es el acrónimo de *Korea Composite Stock Price Index*, es el índice bursátil de Corea del Sur, compuesto por todas las empresas negociadas en el Mercado de Valores de Corea (*Korea Stock Exchange*). Es un índice basado de la capitalización de mercado y fue introducido en 1983.
- 13 La información fue obtenida de las bases de datos Económica, Megabolsa y Yahoo Finance.
- 14 Se conoce como coeficiente de asimetría de Fisher.
- 15 La no normalidad se puede deber a la existencia de valores atípicos, factores de influencia o distribuciones no normales (formas no simétricas, que no están centradas en la media por: fallo de la simetría, mayor masa probabilística en el centro que la normal o mayor masa en los extremos que la normal)
- 16 El sistema de hipótesis para normalidad está dado por H_0 : la serie sigue una distribución normal vs. H_1 : la serie no se sigue una distribución normal.
- 17 Aquellos títulos que pueden tener una mayor probabilidad de obtener incrementos que caídas.
- 18 Se utiliza el rezago 36 porque la teoría econométrica sugiere que el número de rezagos debe ser $1/3$ de la series. El software sugirió según su criterio preestablecido este número de rezagos. Se muestras solo los resultados de los primeros 12 rezagos por cuestiones de espacio pero todos los 36 mostraron la ausencia de correlación de las series.
- 19 El sistema de hipótesis para autocorrelación es el siguiente (ausencia de autocorrelación) vs. (autocorrelación de la serie).
- 20 Conocido también como modelo *Random Walk* (RW).

Referencias bibliográficas

- ABDULGADER K.A., HANNAH G y POWER D.M. (2007). "A test of the weak form of the Efficient Markets Hypothesis for the Saudi Stock Market". *Journal of Emerging Market Finance*. 6:2, p.p. 167-190.
- AJAYI R.A., MEHDIAN S. y PERRY M.J. (2004). "The Day-of-the-Week Effect in Stock Returns". *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 40, N° 4, p.p. 53-62.
- ALEXANDER G.J., SHARPE W.F., BAILEY J.V. (2003). "Fundamentos de Inversiones, Teoría y Práctica". Editorial Pearson Prentice Hall. Tercera Edición, México, p.p. 72-76.
- BREALEY, R., Y MYERS, S., (1988) "Fundamentos de Financiación Empresarial". Editorial Mc Graw-Hill. p. 297.
- COOTNER, P. (1964). "The Random Character of Stock Market Prices". Cambridge, M.I.T Press.
- COOTNER, P.H., (1962): "Stock Prices: Random Versus Systematic Changes", *Industrial Management Review*, Vol.3, Num. 2. Primavera, p.p. 24-45.
- FAMA E. (1965) "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business*. Vol 38. Junio, p.p. 34-105.
- FAMA, E. (1976): "Foundations of Finance". New York: Basic Books.
- FAMA. E. F. (1970) "Efficient Capital Markets. A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*. Vol. 25, N° 2, Mayo, p.p. 383-417.
- HARRISON B. y PATON D. (2007). "Do fat tails matter in GARCH estimation: testing market efficiency in two transition economies". *Economic Issues*, volumen 12, parte 2, p.p. 15- 26.
- JACQUILLAT, B. y SOLNIK B. (1975). "Mercados Financieros y Gestión de Carteras de Valores", Editorial Tecniban S.A., Madrid, p. 22.
- KENDALL, M. (1953): "The Analysis of Economics Times Series". Part I. *Journal of Royal Statical Society*, 96, p.p. 11-25.
- KYRTSOU C., LEONTITSIS A. y SIRIOPOULOS C. (2006). "Exploring the impact of calendar effects on the dynamic structure and forecasts of financial time series". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, volumen 9, N° 1, p.p. 1-22.
- LI H. y ROSSER J.B. Jr. (2004). "Market dynamics and stock price volatility". *The European Physical Journal B*. 39, p.p. 409-413.
- LJUNG G. M. y Box G. E. P. (1978). "On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models". *Biometrika* 65. pp. 297-303.
- MANDELROT, B. (1963): "The Variation of Certain Speculative Prices". *Journal of Business*, N° 36, octubre, p.p. 394-419.

- MIRANDA T.B. y BLASS S.R.(2006). "*Persistence and mean reversion: analyzing sector indices for Brazil*". Economía Aplicada, volumen 10 N° 2. Ribeirao Preto. Junio, p.p. 1-13.
- MOORE, A. (1962): *A Statistical Analysis of Common Stock Prices*. Tesis Doctoral no publicada. Graduate School of Business. Universidad de Chicago.
- NOVALES CINCA A. (1993). "*Econometría*" Segunda edición. Editorial McGraw Hill, p.81.
- OSBORNE, M. (1962) "*Periodic Structure in the Brownian Motion in The Stock Prices*". 1962. Operations Research, Vol. 10, No. 3., p.p. 345-379.
- OSBORNE, M.F. (1959). "*Brownian Motion in the Stock Market*". Operation Research, Vol. 7, marzo-abril, p.p. 145-173.
- RODRÍGUEZ L.M. y FERMÍN J.S..(2006). "*Mercado eficiente y caminata aleatoria en la Bolsa de Valores de Caracas*". Asociación Interciencia, Caracas Venezuela, diciembre, año/vol. 31, número 012, p.p. 888-893.
- SAMPAIO FRANCO DE LIMA, G.A., SARTO MARZAL J.L, BARBOSA A, SIQUEIRA LIMA, I. Y CORRAR L.J (2006). "*El estudio del anuncio de la adhesión a los niveles diferenciados de gobierno corporativo con la utilización de estudio del evento*". VI Conferencia Internacional de Finanzas, Santiago mayo de 2006, p.95.
- SAMUELSON P. (1965). "*Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly*". Industrial Management Review, Vol. 6, p.p. 41-49.SÁNCHEZ FERNÁNDEZ DE V. L.L. (2007). "*Curso de bolsa y mercados financieros*" Instituto Español de Analistas Financieros. Cuarta edición actualizada. Editorial Ariel S.A. Barcelona, España, p. 541.
- SWOBODA C.(2001). "*La hipótesis del Random Walk en el Mercado de Valores de la Argentina. Período 1992-2000*". [http://www.eco.unc.edu.ar/organizacion/departamentos/economia/doc_de_trabajo_n17_\(swoboda\).doc](http://www.eco.unc.edu.ar/organizacion/departamentos/economia/doc_de_trabajo_n17_(swoboda).doc). Fecha de la consulta: 19 de abril de 2004.WESTON J. y COPELAND T. (1995). "*Finanzas en Administración*". Novena edición. Volumen I. Editorial Mc Graw Hill, p.111-116.
- ZHANG T., LI J. y MALONE P. (2004). "*Closed-End Fund Discounts in Chinese Stock Markets*". The Chinese Economy, Volumen 37, N° 3, p.p. 17-38.