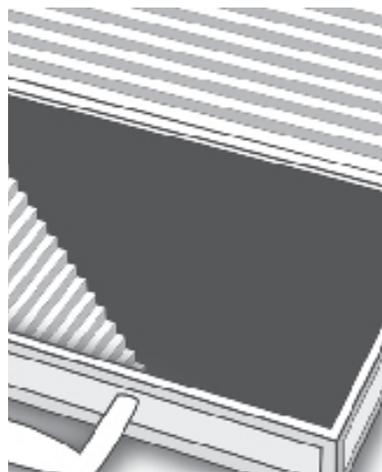


# Las caminatas aleatorias no son de este mundo.

Teoría y revisión bibliográfica sobre evidencia empírica



## Cecilia Maya Ochoa

Ph.D. International Economics and Finance. Docente e Investigadora del Departamento de Finanzas, Escuela de Administración, Universidad EAFIT.  
cmaya@eafit.edu.co

## Gabriel Ignacio Torres Avendaño

Ingeniero Industrial, Especialista en Sistemas de Información. Docente e Investigador del Departamento de Finanzas, Escuela de Administración, Universidad EAFIT.  
gtorres@eafit.edu.co

Recepción: 07 de julio de 2004 | Aprobación: 01 de mayo de 2005

## Resumen

La evidencia empírica presentada en relación con la hipótesis de que los retornos de los activos financieros siguen un proceso de caminata aleatoria soporta la afirmación de que éstas no son de este mundo. Independientemente de que el estudio se haya realizado en un mercado desarrollado o en uno emergente, la conclusión es la misma. Se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para todos los mercados, pues se evidencia la presencia de autocorrelación en las distintas series analizadas y, ciertamente, los retornos no siguen una distribución definida, independiente e idéntica, mucho menos una distribución normal. La diferencia entre mercados desarrollados y emergentes radica más bien en la magnitud de la dependencia serial, que por ser pequeña no permite la obtención de ganancias extraordinarias en los primeros.

## Palabras Clave

Caminata aleatoria  
Hipótesis de eficiencia de los mercados  
Mercado accionario colombiano

## Random walks are not from this world. Theory and Bibliographical revision on empirical evidence

### Abstract

The empirical evidence gathered in this survey related to the hypothesis that stock returns follow a random walk, led us to the conclusion that random walks are not from this world. Besides the fact that the study was performed in a developed or an emerging market, the conclusion is the same. The random walk hypothesis is rejected since the series of stock returns covered by these studies do not follow an identical, independent distribution, and these exhibit some level of autocorrelation. The difference between developed and emerging markets is rather due to the magnitude of the serial dependence which prevents agents from obtaining excess returns in the first type of markets.

### Key Words

Random Walks  
Market Efficiency Hypothesis  
Colombian Stock Exchange

### Introducción



Teóricamente, los retornos de los activos financieros siguen una caminata aleatoria. Modelos fundamentales de la teoría financiera parten de este supuesto. En primer lugar, la hipótesis de eficiencia débil de los mercados asume que no es posible predecir precios futuros a partir de información sobre precios históricos. Por otro lado, los modelos de valoración de activos, particularmente el modelo de Black y Scholes para la valoración de opciones, suponen que los retornos siguen un movimiento Browniano geométrico, lo cual implica que la variación proporcional de los mismos, de un período al siguiente, sea independiente.

Por la importancia de este tema para las finanzas, la literatura tanto teórica como empírica es bastante extensa. Sin embargo, toda ella apunta en la misma dirección, esto es, que no existe evidencia de que los retornos de los activos financieros se comporten como lo describe la hipótesis de caminata aleatoria, independientemente de que el estudio verse sobre mercados financieros de países desarrollados o emergentes. Es por ello que la amplia evidencia empírica que se recoge en este artículo, permite concluir que definitivamente las caminatas aleatorias no son de este mundo.

Con frecuencia se confunden las pruebas de caminatas aleatorias con las pruebas de eficiencia del mercado o las de martingala. Por ello, en este artículo se parte de una aclaración de lo que propiamente se denomina caminata aleatoria y, con base en ello, se explican detalladamente cuáles son las pruebas apropiadas para verificar su existencia. Posteriormente, se presenta la evidencia empírica encontrada en relación con este tema, comenzando por la proveniente de mercados desarrollados, seguida por la originada en mercados emergentes para, finalmente, presentar la existente en Colombia.

### 1. Las caminatas aleatorias en teoría

En 1970, Fama definió un mercado eficiente como aquél en el cual los precios siempre reflejan “plenamente” toda la información disponible. Por ello, las siguientes serían condiciones suficientes para un mercado eficiente: (i) Inexistencia de costos de transacción, (ii) Toda la información disponible se puede obtener sin costo por todos los participantes en el mercado, (iii) Todos los participantes están de acuerdo con las implicaciones que la información existente tiene para los precios de cada activo. De forma evidente, en un mercado que reúna estas condiciones, el precio de cada activo refleja plenamente toda la información.

Sin embargo es difícil que en los mercados se den todas estas condiciones. Afortunadamente,

como dice Fama (1970), estas condiciones son suficientes pero no necesarias, pues si el número de participantes con acceso a la información disponible es lo suficientemente amplio, ninguno de ellos puede consistentemente analizar de forma más atinada que los otros la información existente, y los costos de transacción, aunque altos, son conocidos y tenidos en cuenta por los participantes; así, las condiciones anteriores no se cumplen en sentido estricto pero el mercado ciertamente será eficiente.

Ahora bien, el conjunto de información disponible se puede clasificar en tres subconjuntos, de acuerdo con Roberts (1967), lo que da lugar a considerar tres niveles de eficiencia del mercado:

- Eficiencia débil: en este nivel el conjunto de información incluye los precios históricos.
- Eficiencia semi-fuerte: incluye toda la información disponible públicamente para todos los participantes en el mercado tales como los anuncios sobre utilidades, el pago de dividendos y la división de acciones.
- Eficiencia fuerte: este nivel incluye toda la información conocida por cualquier participante del mercado, o sea que comprende igualmente la información privada.

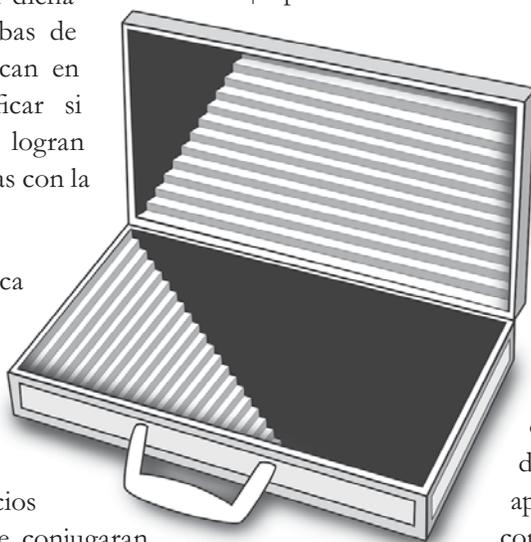
Más específicamente, eficiencia con respecto a un conjunto de información, implica que no es posible obtener ganancias extraordinarias al negociar activos financieros con base en dicha información. Por ello las pruebas de eficiencia del mercado se enfocan en esa dirección, buscando verificar si los participantes en el mercado logran obtener ganancias extraordinarias con la información disponible.

El presente estudio se enfoca en las pruebas de caminata aleatoria, las cuales están dirigidas a comprobar si es posible obtener ganancias extraordinarias con base en la información sobre precios históricos. Ello se lograría si se conjugaran

dos elementos: en primer lugar, que los precios de los activos financieros se comporten de forma predecible y, en segundo lugar, que tal información sea aprovechable económicamente, considerando que al hacer negociaciones de estos activos se generan costos de transacción. Frecuentemente la evidencia empírica muestra que existe algo de predictibilidad en los precios, pero también que, al tener en cuenta los costos de transacción, la eventual ganancia desaparece.

Una prueba de eficiencia del mercado requiere definición de cuáles retornos son normales y cuáles extraordinarios, definición que viene dada por un modelo de equilibrio. El problema que se genera es que si la prueba rechaza la eficiencia, no será posible saber si ello se debe a que se asumió un modelo de equilibrio no adecuado o a que realmente el mercado es ineficiente. Tal como lo señala Fama (1970), este problema de la hipótesis conjunta implica que la eficiencia del mercado como tal no podrá ser rechazada nunca.

Adicionalmente, la eficiencia perfecta es una idealización que no es económicamente realizable, pero que sirve como *benchmark* útil para medir la eficiencia relativa de un mercado (Campbell, Lo, y MacKinley, 1997). Los hallazgos empíricos discutidos en este estudio, mostrarán de qué manera unos mercados pueden clasificarse como más eficientes que otros con base en las pruebas aplicadas, sin que sea posible clasificar ninguno de ellos como perfectamente eficiente.



Debido a los argumentos recién expuestos, en el sentido de que no existen pruebas adecuadas para verificar la hipótesis conjunta de mercado eficiente y al hecho de que, probablemente, dicho mercado eficiente ni siquiera pueda existir en la realidad, lo que la literatura sobre pruebas de eficiencia de los mercados aporta es información sobre el comportamiento de los precios y

de los retornos en los distintos mercados, incluyendo el colombiano. Fama (1991), refiriéndose a la extensa literatura empírica en relación con la eficiencia de los mercados -sin que sea posible a la fecha concluir algo sobre su existencia o no-, afirma que, a pesar de ello, esta literatura ha mejorado el conocimiento sobre el comportamiento de los retornos de los activos, y es por ello que la investigación en torno a la eficiencia de los mercados se cuenta entre las más exitosas en economía empírica, además de tener las mejores expectativas de mantenerse en esa posición en el futuro.

Específicamente, en lo que se refiere a pruebas de eficiencia débil, la búsqueda de evidencia de caminatas aleatorias y martingalas ha dado lugar a una muy extensa literatura. Ambas parten del hecho de que la información existente sobre precios y retornos históricos no permite predecir precios futuros y la obtención de ganancias extraordinarias. Antes de presentar la evidencia existente, es importante diferenciar estos dos conceptos: el de caminata aleatoria y el de martingala, pues con frecuencia se les confunde en la literatura.

Probablemente el modelo más antiguo del comportamiento de los precios de los activos financieros, es el de la Martingala, cuyo origen está en los juegos de azar. En su “Libro de los juegos de azar”, el matemático italiano Girolamo Cardano (1565) definió la noción de juego justo como aquel que no está a favor de ninguno de los oponentes. Esta definición es la base del modelo de martingala, de acuerdo con el cual los precios cumplen la siguiente condición:

$$E [P_{t+1} | P_t, P_{t-1}, \dots] = P_t \quad (1)$$

lo cual es equivalente a:

$$E [P_{t+1} - P_t | P_t, P_{t-1}, \dots] = 0 \quad (2)$$

Siendo  $P_t$  las ganancias acumuladas en el juego hasta el periodo  $t$ . (1) quiere decir que, si el juego es justo, la riqueza esperada del próximo período es igual a la riqueza actual y (2) significa que el valor esperado del incremento en dicha riqueza, de un período a otro, es cero. Ahora bien, si  $P_t$  se toma como el precio de un activo financiero, de acuerdo con el modelo de

martingala el precio esperado de mañana es igual al precio de hoy, dada toda la información que se tenga sobre precios históricos. En otras palabras, el mejor pronóstico del precio de mañana es el precio de hoy.

El que los precios siguieran un comportamiento como el descrito por la martingala fue considerado condición necesaria para que los mercados fueran eficientes -en su versión débil-, ya que si la información de los precios históricos se refleja inmediata y perfectamente en el precio actual, el valor esperado del cambio en los precios, condicional a la información histórica de precios, sería cero.

Sin embargo el modelo de martingala permite hacer predicciones en cuanto a los retornos, pero no dice nada en relación con el riesgo del activo. Puede ser el caso de que el retorno de un activo sea positivo -no cero como predice el modelo-, debido a que el riesgo de su tenencia demanda un rendimiento esperado positivo. Es por ello que se ha demostrado que el hecho de que los precios sigan un comportamiento como el de martingala, no es condición necesaria ni suficiente para determinar los precios racionalmente. Actualmente, una versión ajustada por riesgo, conocida como medida equivalente de martingala, se utiliza para la valoración de derivados financieros.

El modelo de Martingala dio lugar al desarrollo de un modelo de comportamiento de precios: el modelo de caminata aleatoria. Existen tres versiones de este modelo, que se explican a continuación, comenzando por el más exigente de ellos de acuerdo con la clasificación que para el efecto sugieren Campbell, Lo y MacKinley (1997).

Una primera versión de caminata aleatoria, que se denominará RW1 en adelante, exige que los incrementos en los precios sigan una distribución independiente e idéntica. La dinámica de  $P_t$  está dada por:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim IID (0, \sigma^2)$$

donde  $\mu$  es el valor esperado del cambio en el precio y  $\sigma$  es la desviación estándar. Como los incrementos

son independientes, la caminata aleatoria también es un juego justo, pero es más exigente que la martingala, pues la independencia implica que los incrementos no sólo no están correlacionados, sino que funciones no lineales de los mismos tampoco estén correlacionadas.

Asumir que los precios siguen una distribución normal, implica que podemos tener precios negativos. Luego, se parte de que es el logaritmo natural de los precios, representado por  $P_t$ , el que sigue una caminata aleatoria con incrementos que siguen una distribución normal, esto es:

$$\begin{aligned} P_t &= \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim IIDN(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (4)$$

lo que da lugar al modelo Lognormal de Bachelier (1900).

Una segunda versión de la caminata aleatoria, la RW2, exige únicamente que los incrementos sean independientes, sin requerir que presenten la misma distribución. Luego, esta versión tiene en cuenta heterocedasticidad en los incrementos, característica común de las series de tiempo financieras. Finalmente, una tercera versión (RW3) sólo exige que los incrementos no estén correlacionados, es decir,  $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ , aunque admite que pueda existir dependencia entre ellos, *v.gr.*  $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$  para  $k \neq 0$ .

## 2. Pruebas de Caminatas Aleatorias

Inicialmente las pruebas de caminata aleatoria se orientan a verificar que la versión RW1 se da efectivamente, esto es, que los incrementos son IID. Para ello, Cowles y Jones (1937) proponen la prueba de Secuencias y Reversas, la cual consiste en una comparación de la frecuencia de secuencias -parejas de retornos con el mismo signo - y reversas - parejas de retornos con signo contrario - que se encuentran en los retornos históricos. Específicamente se trata de calcular la razón de Cowles-Jones  $C\hat{J} \equiv N_s / N_r$ , la cual debe ser igual a uno si los incrementos son IID y además simétricos, pues en ese caso la posibilidad de secuencias es igual a la de reversas.

Otra prueba que se utiliza comúnmente para verificar la hipótesis RW1 es la prueba de corridas. Una corrida es una secuencia de retornos positivos o negativos. Por ejemplo, si se tiene la información sobre diez retornos diarios, donde el comportamiento de los mismos fue: +++----+++, el número de corridas es de tres; si, por el contrario, los retornos se comportaron de la siguiente manera: ++++++----, el número de corridas es sólo dos. La prueba de corridas compara el número de corridas en los datos disponibles, con el número esperado de corridas que debería existir bajo el supuesto de RW1. Para ello se requiere información sobre la distribución del número total de corridas  $N_{runs}$  en una muestra que consta de  $n$  retornos generados bajo dicho supuesto. Mood (1940) proporciona un estudio detallado de dicha distribución, sus momentos, distribuciones marginales y conjuntas, y aproximaciones asintóticas.

El tipo de pruebas que se utiliza para verificar RW2, esto es, que los incrementos son independientes entre sí -sin exigir que sean idénticamente distribuidos-, se caracteriza por no recurrir a herramientas de inferencia estadística. Sin embargo son pruebas frecuentemente usadas por los financieros en la práctica diaria. Las más comunes son la técnica de Filtros de Alexander y el análisis técnico.

Alexander (1961, 1964) propuso aplicar una regla de filtro, de acuerdo con la cual el activo debe comprarse cuando su precio suba  $x\%$  y debe venderse cuando su precio baje  $x\%$ . Luego, el retorno total de un portafolio manejado con esta estrategia dinámica, se compara con el de un portafolio pasivo basado en una estrategia simple de comprar y mantener.

En el análisis técnico, por otro lado, se recurre al estudio de gráficos o *charts* de precios históricos y de indicadores calculados con base en los mismos, con el fin de identificar tendencias en los precios. Se parte del hecho de que “independientemente de las razones fundamentales que generen un cambio en el precio de una acción, si el precio se ajusta lentamente, el analista será capaz de identificar una tendencia que puede ser explotada mientras ocurre dicho ajuste” (Bodie, Kane, Marcus, 2002, p. 343).

Finalmente, para verificar RW3, esto es, que los incrementos no estén correlacionados, se utiliza el estadístico Q de Box-Pierce (1970), la metodología de Box-Jenkins, más conocida como modelo ARIMA, y la prueba de cociente de varianzas, los cuales se explican a continuación.

El estadístico Q de Box-Pierce (1970), se calcula de la siguiente forma:

$$Q_m = T \sum_{k=1}^m \rho^2(k)$$

es el coeficiente de autocorrelación,

T es el tamaño de la muestra,

m es el número de rezagos considerados al calcular el estadístico,

k es el orden de autocorrelación.

La versión para muestras finitas sugerida por Ljung-Box (1979):

$$Q_m' = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{T-k}$$

$$H_0 : Q_m' \sim \chi_m^2$$

Al sumar las autocorrelaciones al cuadrado, el estadístico Q de Box-Pierce detecta la existencia de las mismas en ambas direcciones y para todos los rezagos. Por eso tiene poder contra un amplio rango de hipótesis alternativas a la caminata aleatoria. La dificultad para su uso radica en la adecuada selección del número m de autocorrelaciones, pues si se escoge un número bajo puede ser que la presencia de las de más alto grado no sea detectada; por otro lado, si se escoge un número muy alto, la prueba pierde poder debido a autocorrelaciones de mayor grado, las cuales, sin embargo, son no significativas.

Otro método, tal vez el más comúnmente usado para verificar la hipótesis de RW3, es el de identificación del modelo ARIMA (Autoregressive Integrated Moving-Average), utilizando la metodología sugerida por Box y Jenkins (1976). Este método utiliza tres distintas herramientas para modelar la autocorrelación: el componente autoregresivo, el de integración de la serie y el de promedio móvil, tal como se explica a continuación.

Una variable  $y_t$  se considera autoregresiva (AR) de orden  $\rho$  si:

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

El segundo componente es el orden de integración, y se refiere a cuántas veces es necesario diferenciar la serie hasta convertirla en estacionaria. Finalmente, un tercer componente se refiere al término de promedio móvil (MA), donde se modela el comportamiento del término de error como dependiente de rezagos del mismo. Un modelo MA (q) se representa de la siguiente forma:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (6)$$

luego, un modelo más general, el ARMA (p,q), puede expresarse como sigue (Greene, 1997):

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

El procedimiento básico sugerido por Box y Jenkins consiste en los siguientes pasos: 1) Diferenciar la serie hasta volverla estacionaria, 2) Identificar un modelo ARIMA tentativamente, 3) Estimar el modelo, 4) Verificar si el modelo es correcto o, de lo contrario, volver al segundo paso (Maddala, 1992). Si se trata de verificar la hipótesis de caminata aleatoria RW3, ninguno de los coeficientes de los términos autoregresivos o de promedio móvil deben ser significativos.

Finalmente, la prueba de cociente de varianzas también nos permite examinar la existencia de un comportamiento de caminata aleatoria. De acuerdo con RW1, para procesos homocedásticos:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$$

donde  $p_t = \ln(P_t)$ . Si RW1 se cumple, la varianza de los incrementos es lineal en el intervalo de observación, v.gr. la varianza del retorno semanal debe ser igual a cinco veces la varianza del retorno diario (Campbell, Lo y MacKinlay, 1997). La hipótesis nula es que el cociente de la varianza de los retornos de q periodos sobre la varianza del retorno de un período, multiplicado por q, es igual a uno:

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

$$r_t(k) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}$$

$\rho(k)$  es el  $k$ -ésimo coeficiente de autocorrelación de  $r_t$ . Luego el cociente de varianzas es una combinación lineal de las primeras  $k-1$  autocorrelaciones, con pesos que van disminuyendo linealmente. De acuerdo con RW1,  $\rho(k) = 0$  para  $k > 1$ , luego el cociente es igual a uno. Ahora bien, si existe autocorrelación positiva, el cociente será mayor que uno, y si es negativa el cociente será inferior a uno.

La metodología a seguir es comparar dos estimaciones de varianza obtenidas por distintos métodos:

$$VR(q) = \frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2}$$

$$\sigma_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\mu)^2$$

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \mu)^2$$

$$\mu = (p_{nq} - p_0) / nq$$

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

donde  $\sigma_c^2(q)$  es un estimador no sesgado de  $1/q$  de la varianza de  $[r_t(q)]$  y  $\sigma_a^2$  es un estimador no sesgado de la varianza de  $[r_t]$ .

Una vez derivada la distribución asintótica del cociente de varianza, partiendo de  $\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$ , es posible usar el siguiente estadístico para hacer la prueba de la hipótesis nula de RW1:

$$\psi(q) = \frac{[VR(q) - 1]}{\sqrt{\phi(q)}} \sim N(0,1)$$

$$\phi(q) = \frac{[2(2q-1)(q-1)]}{3q(nq)}$$

Ahora bien, es posible que RW1 sea rechazada debido a heterocedasticidad de los retornos; por ello se hace necesario recurrir a una prueba que sea robusta respecto a cambios en la varianza. Así se probaría RW3. Mientras los retornos no estén correlacionados, incluso en presencia de heterocedasticidad, el cociente de varianza debe aproximarse a uno en la medida en que el número de observaciones aumenta, pues la varianza de la suma de incrementos no correlacionados debe ser igual a la suma de las varianzas. La hipótesis nula  $H^*$ , en este caso es:

- 1) Para todo  $t$ ,  $E(\varepsilon_t) = 0$  y  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = 0$  para  $s > 0$
- 2)  $E(|\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}|^{2(r+s)})$  es finito para algún  $r > 1$  y  $> 0$
- 3)  $\lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E(\varepsilon_t^2) < \infty$
- 4) Para todo  $t$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j} \varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$  para  $j \neq k$  no nulos.

Esta hipótesis nula  $H^*$  asume que los incrementos son no correlacionados, pero admite varias formas de heterocedasticidad, incluyendo cambios determinísticos en la varianza o procesos ARCH, en los cuales la varianza condicional depende de información pasada. Lo y MacKinley (1988) demuestran que:

- a) Con base en  $H^*$ , el estadístico  $[VR(q) - 1]$  converge a cero para todo  $q$ , al aumentar el número de observaciones.
- b) El siguiente es un estimador de  $\delta_k$  robusto respecto a la heterocedasticidad:

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

- c) El siguiente es un estimador de  $\theta(q)$  robusto respecto a la heterocedasticidad:

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

Finalmente, en presencia de heterocedasticidad, el siguiente estadístico puede ser usado para pruebas de la hipótesis nula  $H^*$ :

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

Las pruebas a que se refiere esta sesión han sido aplicadas por distintos autores en diversos países del mundo, con el objeto de verificar si las series financieras, particularmente los retornos financieros, siguen una caminata aleatoria. A continuación presentamos la evidencia empírica obtenida por ellos, clasificada en tres grupos: mercados desarrollados, mercados emergentes y una sección independiente, dedicada a la evidencia encontrada en el mercado colombiano.

### 3. Evidencia empírica de Caminata Aleatoria en los mercados desarrollados

Bachelier fue el primero en desarrollar y aplicar un modelo de caminata aleatoria basado en los procesos Wiener (Bachelier, 1900). Sin embargo, es a Pearson a quien se le atribuye haber acuñado el término caminata aleatoria en 1905. Este modelo de Bachelier permanecería archivado durante más de sesenta años, hasta que en 1965 Paul Samuelson se basa en él para fundamentar la Hipótesis de Mercados Eficientes, en su artículo “Prueba de que los precios propiamente anticipados fluctúan aleatoriamente”. En el mismo sentido, Mandelbrot (1966) propone un marco teórico argumentando el comportamiento aleatorio de los retornos financieros, basado en la teoría de la Martingala o juego justo. Antes de la aparición de estos modelos se había producido una gran cantidad de resultados empíricos, en relación con la existencia o no de caminatas aleatorias, los cuales, sin embargo, carecían de un adecuado soporte teórico.

Dentro de este grupo de estudios empíricos, sobresalen los de Cowles y Jones (1937), Kendall (1953), Roberts (1959), Working (1960) y Alexander (1961, 1964). Cowles y Jones utilizan la prueba de Secuencias y Reversas, y desarrollan un estimador

propio que se conoce como el *CJ* ratio. Lo aplican a los retornos anuales de un índice de precios de acciones de ferrocarriles, desde 1835 hasta 1935, y encuentran poca evidencia en contra de la hipótesis de caminata aleatoria.

En 1953, Kendall intenta probar empíricamente si los rendimientos accionarios presentan patrones de comportamiento sistemáticos. Para ello utiliza precios semanales para 22 índices del mercado británico (Actuaries' Index of Industrial Share Prices), en el período comprendido entre 1928 y 1938. Adicionalmente compara los resultados arrojados por la anterior muestra, con los provenientes de una serie de precios de contado de los mercados de algodón de New York y del Chicago Wheat Market, para el período 1883-1934.

Kendall divide las muestras en dos subperíodos de análisis, antes y después de la primera guerra mundial, así: 1883-1914 y 1921-1934. En su estudio, Kendall recurre a la prueba de correlación serial para probar independencia, así mismo, intenta determinar la distribución estadística de los datos. Encuentra que no existe correlación significativa en los rendimientos entre una semana y la otra, y en las series de rendimientos de los activos entre sí, por lo cual concluye que existe independencia en el mercado. En cuanto a la distribución serial, concluye que, para la primera parte de la muestra, la distribución es simétrica y aparentemente próxima a la normalidad; sin embargo, para la segunda muestra -el período posterior a la segunda guerra mundial- no llega a la misma conclusión, dada la volatilidad de la serie.

Su principal conclusión, luego de aplicar diversas pruebas a los datos, es que los patrones de comportamiento de los precios de los activos no eran tan sistemáticos como se consideraba en la teoría. En sus propias palabras: “La serie parece como una errante, como si cada semana el demonio de la suerte escogiera un número aleatorio a partir de una población simétrica de volatilidad constante y la agregara al precio actual para determinar el precio de la próxima semana” (Kendall, 1953, p.13). Admite que es posible que algunos inversionistas obtengan retornos extraordinarios, pero ello se

debería a factores tales como la suerte, el uso de información privilegiada o la capacidad de actuar muy rápidamente, o también al hecho de que en ocasiones todos los precios suben al tiempo, luego no hay posibilidad de error y, finalmente, a que ciertos inversionistas actúan a gran escala, lo que les permite reducir los costos de transacción. Sin embargo, reconoce con cierta tristeza, probablemente nada de lo que él diga o demuestre hará desaparecer la ilusión de que es posible hacer dinero en los mercados.

Roberts (1959) realiza un trabajo similar al de Kendall para el mercado norteamericano, tanto para el índice Dow Jones como para acciones individuales. Su principal objetivo es mostrar evidencia empírica sobre el comportamiento de los rendimientos de los activos bursátiles. Para ello compara las series de rendimientos históricos semanales del Dow Jones, con las generadas por un modelo aleatorio, al que denomina modelo de probabilidad (*chance model*) y concluye que los precios del mercado se comportan como una ruleta, es decir, los rendimientos son estadísticamente independientes de su historia pasada y, por lo tanto, las metodologías de análisis técnico usadas por los analistas financieros para intentar predecir los precios futuros, no tienen validez real.

Los resultados de Roberts son similares a los obtenidos previamente por Working (1934) y a los de Kendall. Sin embargo, todos ellos se basan en la simple observación del comportamiento de los retornos sin el soporte de una teoría económica adecuada, además de que no deslindan adecuadamente la teoría del juego justo de la de caminata aleatoria. Alexander (1961, 1964) deja entrever que el supuesto de juego justo no es suficiente para configurar la caminata aleatoria, pero no desarrolla el tema, crítica que hace Fama (1965), quien se hará cargo de dicha tarea.

Fama (1965) realiza una revisión de la literatura existente acerca del modelo de caminata aleatoria y la complementa deslindando las pruebas conducentes a verificar que la misma se da en la práctica. Este autor intenta probar las dos hipótesis básicas del modelo de caminata aleatoria: el que las variaciones de los precios de las acciones son independientes y que siguen una determinada función de probabilidad. Los datos usados en este estudio son los precios diarios

de las treinta acciones que componen el índice Dow Jones, para el período comprendido entre finales de 1957 y septiembre 26 de 1962. De estos datos obtiene el precio promedio de las acciones y calcula la variación del logaritmo natural de los precios.

Para probar independencia, recurre a las pruebas de correlación serial, de corridas y filtros de Alexander. Al aplicar estas pruebas, Fama encontró que existe poca evidencia de dependencia entre los precios de las acciones. Aunque puede existir algún grado de dependencia, ésta no es lo suficientemente significativa como para incrementar las posibilidades de ganancias de los inversionistas.

Con relación a la función de distribución seguida por la serie, el autor intenta probar si la misma sigue una distribución Gaussiana o normal, o si es consistente con la hipótesis de Mandelbrot, según la cual los precios siguen una distribución Paretiana estable, con un exponente característico cercano a dos. La evidencia empírica confirma esta última hipótesis.

En un trabajo posterior, Fama (1970) realiza una revisión de la teoría y de la evidencia empírica, existente hasta el momento, sobre la eficiencia de los mercados de capitales. Enumera las principales pruebas usadas para las tres clases de eficiencia: débil, semifuerte y fuerte. Concluye que las pruebas utilizadas para probar la existencia de eficiencia débil en un mercado, son las que han dado los mejores resultados, específicamente las pruebas de independencia serial. Sin embargo, en aquellos casos en los que se ha encontrado algo de dependencia, la baja magnitud de la misma impide un aprovechamiento económico.

En relación con las pruebas de eficiencia semifuerte, en las que se asume que el precio de las acciones refleja completamente la información pública disponible, Fama cita estudios propios y de otros autores, que muestran evidencia de que anuncios de *splits* y de ganancias de las empresas han sido reflejados en el precio de las acciones, generando indicios de la existencia de esta forma de eficiencia en el mercado. Finalmente, explica que no hay evidencia de la existencia de una forma fuerte de eficiencia, debido a que aún existe monopolio de la información por parte

de los especialistas en el mercado, que no se refleja prontamente en el precio de las acciones y que les permite a éstos obtener ganancias extraordinarias.

Samuelson (1973) demuestra que cuando los precios de las acciones son ajustados apropiadamente por los dividendos esperados, estos precios se aproximan a un proceso de caminata aleatoria. Los cambios porcentuales esperados de los precios, constituyen un proceso de caminata aleatoria sin deriva, o con deriva promedio, especificable en términos de una tasa apropiada (*interest factor*) de la variabilidad o riesgo de las acciones.

Samuelson demuestra que los patrones observables pueden ser deducidos mediante un modelo, bajo la hipótesis de que el valor presente de una acción son sus futuros dividendos descontados, donde estos dividendos futuros son variables aleatorias generadas por un proceso estocástico conocido. Adicionalmente, explica que pueden existir algunos inversionistas que posean mejor información en el mercado o mejores métodos de análisis, que les permitan predecir los precios futuros de las acciones mejor que el inversionista promedio, lo cual no contradice la hipótesis de caminata aleatoria.

En su estudio *Stock Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test*, Lo y MacKinlay (1988) utilizan la prueba de cociente de varianzas y lo aplican a los rendimientos semanales del mercado accionario norteamericano, en el período comprendido entre septiembre de 1962 y diciembre de 1985, incluyendo índices bursátiles, pequeños portafolios y activos individuales. Los autores encuentran correlación positiva en los retornos semanales de los portafolios, la cual es aún mayor para portafolios de acciones pequeñas, por lo que se rechazan la hipótesis de caminata aleatoria en todos los casos.

Seiler y Rom (1997) examinan la existencia de un proceso de caminata aleatoria en los rendimientos diarios de todas las acciones transadas en New York Stock Exchange (NYSE), desde febrero de 1885 hasta Julio de 1962. Para ello recurren a la metodología de Box-Jenkins y analizan los rendimientos anuales, mensuales y por días de la semana, para determinar la existencia de patrones de

comportamiento asociados a diferentes períodos de tiempo. En este estudio se encuentra que los precios, independientemente del período analizado, se comportaron aleatoriamente. Aunque para los datos mensuales y semanales se presentaron patrones de comportamiento significativos, se concluyó que los cambios en los precios no pudieron ser usados con éxito para predecir los precios futuros.

Dahl y Nielsen (2001) aplican una metodología diferente a la tradicional para probar la hipótesis de caminata aleatoria. Se recurre a pruebas no paramétricas de independencia serial. En total son aplicadas siete pruebas, una de ellas basada en distribuciones de probabilidad y las otras seis basadas en funciones de densidad. Adicionalmente, se aplica la prueba de corridas para comparar los resultados. Entre las pruebas basadas en funciones de densidad, se usaron: la prueba basada en la entropía, la prueba de momentos condicionales, y la prueba de diferencia entre la bivariada y el producto de marginales.

El estudio cubre el período comprendido entre enero de 1926 y diciembre de 1999 para los rendimientos mensuales (incluyendo dividendos), de acciones norteamericanas de gran capitalización bursátil (US Large Cap Stock Index, Ibbotson Associates). La hipótesis de caminata aleatoria es rechazada con las nuevas pruebas. Finalmente, se sugiere que la probabilidad de que en un mercado bursátil se acepte la hipótesis de caminata aleatoria es mínima, debido a que las condiciones que exige difícilmente se encontrarán.

En un estudio posterior, enfocado en el mercado accionario internacional, Kleiman, Payne y Sahu (2002) emplean datos de los precios de las acciones de compañías de los treinta y cinco países pertenecientes a las regiones objeto de estudio - Europa, Asia y Norteamérica- para construir un índice denominado Global Property Research (GPR). La muestra incluye datos mensuales para el período comprendido entre diciembre de 1983 y diciembre de 1997, y los rendimientos son calculados en forma continua.

Se emplean dos técnicas diferentes para probar la hipótesis de caminata aleatoria: Pruebas de raíz unitaria, mediante las pruebas Dicky-Fuller

Aumentado y Phillips-Perron, y la prueba de cociente de varianzas propuesta por Cochrane. Además, se realiza un análisis de cointegración con los modelos de Johansen-Juselius y el vector de corrección de errores, así como una prueba de corridas, para constatar la forma débil de eficiencia en el mercado internacional.

Las dos primeras metodologías muestran que los precios de las acciones, tanto en conjunto como para cada región en particular, exhiben un comportamiento de caminata aleatoria. Adicionalmente, el análisis de cointegración muestra que los mercados de Europa-Asia y Europa-Norte América están cointegrados y que existe a largo plazo una relación estable entre estas áreas geográficas. Estos resultados implican que los inversionistas internacionales pueden obtener beneficios mediante la diversificación en el corto plazo, pero no en el largo plazo. Finalmente, los resultados de la prueba no paramétrica de corridas, aceptan la hipótesis de que el mercado internacional es eficiente en forma débil<sup>1</sup>. Este resultado difiere del cúmulo de evidencia previa en relación con la no existencia de caminatas aleatorias, aunque este estudio es diferente en el sentido de considerar mercados internacionales.

Finalmente, el estudio de Jung y Shiller (2002) también provee evidencia en el mercado americano. En él se prueba la validez de la conclusión de Samuelson (1998) acerca de que el mercado bursátil es micro-eficiente pero macro-ineficiente, es decir, que la hipótesis de la eficiencia del mercado se cumple mejor para acciones individuales que para los índices de precios agregados del mercado. Para llegar a esta conclusión, Samuelson parte del modelo de Gordon, en el que el precio de una acción es determinado por el valor presente de sus futuros dividendos esperados, con tasas de descuento constantes. El mercado es eficiente en la medida en que la razón Dividendo/Precio, observado en el período  $t$  ( $D_t/P_t$ ), pueda predecir el comportamiento de los dividendos esperados.

Jung y Shiller intentan probar la validez del resultado de Samuelson partiendo de la anterior definición, para lo cual corren una regresión entre la tasa estimada de crecimiento futura de los dividendos (variable dependiente), contra la razón ( $D_t/P_t$ ) y una constante (variables independientes). Su objetivo es determinar si esta razón predice los cambios en los dividendos esperados mejor para acciones individuales que para un índice accionario agregado del mercado.

Los datos usados corresponden a series anuales de los precios y dividendos de las acciones, para cuarenta y nueve compañías estadounidenses, en el periodo 1926-2001. Los resultados se complementan con un diagrama *scatter*, para observar la predictibilidad de la razón ( $D_t/P_t$ ). Finalmente, se concluye que los resultados reportados por Samuelson son válidos, pues se encuentra evidencia de micro-eficiencia en el mercado, pero no de macro-eficiencia.

Los datos usados corresponden a series anuales de los precios y dividendos de las acciones, para cuarenta y nueve compañías estadounidenses, en el periodo 1926-2001. Los resultados se complementan con un diagrama *scatter*, para observar la predictibilidad de la razón ( $D_t/P_t$ ). Finalmente, se concluye que los resultados reportados por Samuelson son válidos, pues se encuentra evidencia de micro-eficiencia en el mercado, pero no de macro-eficiencia.

#### 4. Evidencia empírica de Caminata Aleatoria en los mercados emergentes

Tal como se presenta a continuación, la evidencia en países emergentes no difiere sustancialmente de la de países desarrollados. La mayoría de ella muestra cómo la hipótesis de caminata aleatoria tampoco se verifica en estos mercados, aunque la diferencia radicaría en la magnitud de la dependencia serial encontrada, la cual permitiría la obtención de ganancias extraordinarias en algunos casos.

En 1985, Laurence examina la existencia de caminatas aleatorias en los mercados accionarios de Kuala Lumpur (KLSE) y Singapur (SES) conjuntamente. Se utilizan las pruebas de correlación serial y de corridas para probar la independencia de los rendimientos; adicionalmente se prueba normalidad. Los datos usados corresponden a las acciones más transadas del sector industrial, dado que para ambos mercados este sector representa el 50% de las acciones totales. Se tomaron los precios diarios de cuarenta acciones de compañías industriales, 24 pertenecientes al SES,

<sup>1</sup> Aunque esta es la conclusión de los autores del estudio, debe recordarse la aclaración hecha por Fama (1965), en el sentido de que estas pruebas de independencia serial no concluyen nada en relación con la hipótesis de eficiencia de los mercados, por la dificultad de probar la hipótesis conjunta de independencia y obtención de ganancias extraordinarias.

para el período comprendido entre enero de 1973 y febrero de 1979, diez y seis restantes del KLSE, para el período junio de 1973 a diciembre de 1978.

Las dos pruebas de independencia mostraron comportamientos muy diferentes. Se encontró que mientras unos grupos de acciones exhibían comportamientos aleatorios, otros, especialmente del SES, eran claramente dependientes. Sin embargo, para el grupo total, en promedio, se encuentra que no están tan distantes de la independencia. Con relación a la distribución empírica, se encuentra que los rendimientos no son normales, por lo tanto, basados en esta prueba, no se podría aceptar la hipótesis de caminata aleatoria en estos mercados.

Finalmente, se concluye que las características de la forma débil de eficiencia encontradas en estos mercados, son relativamente cercanas a las encontradas en NYSE. Esto sugiere que las diferencias en la información, existentes entre un mercado desarrollado y uno emergente pueden ser más aparentes que reales. Ello se explica porque en los mercados pequeños la información para la formación de precios puede circular rápidamente, sin sofisticadas tecnologías de comunicaciones, hordas de analistas, gran número de diarios de negocios y una intensiva regulación del mercado.

Al aplicar la prueba de corridas y de cociente de varianzas a cuatro mercados emergentes latinoamericanos, Urrutia (1995) encuentra evidencia contradictoria, en el sentido de que la primera prueba confirma que dichos mercados son eficientes en su versión débil, pero la prueba de cociente de varianzas detecta la existencia de autocorrelaciones positivas. El rechazo a la hipótesis de caminata aleatoria es más contundente que en el caso de los mercados desarrollados, reportados por Lo y MacKinley (1988). Este estudio parte de los retornos mensuales de los índices accionarios de los mercados de Brazil, México, Argentina y Chile, en el período 1975-1991. Se concluye que los inversionistas en estos mercados no están en capacidad de predecir precios y obtener con ello ganancias extraordinarias.

En su estudio sobre el mercado accionario hindú, Poshakwale (1996) provee evidencia empírica sobre

eficiencia débil y el efecto día de la semana en el mercado accionario hindú. Los datos usados son los precios diarios para el índice del mercado accionario de Bombay (BSENI), desde enero 2 de 1987 hasta octubre 3 de 1994. Este índice es convertido posteriormente a dólares estadounidenses.

Se plantean tres hipótesis: que los precios siguen una caminata aleatoria, que el mercado es eficiente en forma débil si no se presenta correlación serial de primer orden y que no existe diferencia en los rendimientos entre los días de la semana. Se aplica la prueba de bondad del ajuste de Kolmogorov-Smirnov para probar normalidad, la prueba de corridas para probar independencia serial y la prueba de correlación serial para determinar si el mercado es eficiente en forma débil. El resultado es que no se encuentra evidencia de eficiencia débil en el mercado, dado que se rechazan las tres hipótesis planteadas, por lo que se concluye que los inversionistas no pueden adoptar una estrategia de “retorno justo a cambio de riesgo” mediante un portafolio bien diversificado, cuando se invierte en el mercado hindú.

Por otra parte, Pant y Bishnoi (2002) analizan el comportamiento diario y semanal de los rendimientos accionarios, para determinar la existencia de caminatas aleatorias en el mercado hindú, para el período comprendido entre abril de 1996 y junio de 2001. La conclusión es similar al estudio previo con base en el análisis de los rendimientos de cinco índices accionarios: BSE Sensitive Index (Sensex), BSE National Index of 100 stocks (BSE-100), BSE National Index of 200 stocks (BSE-200), S&P CXN NIFTY (Nifty) y S&P CNX 500 (NSE-500). Los pruebas que aplican son las de normalidad y autocorrelación, basadas en el estadístico Q, la prueba Dickey-Fuller y el cociente de varianza para estimaciones homocedásticas y heterocedásticas.

Finalmente, concluyen que no existe evidencia de la existencia de caminatas aleatorias en el mercado hindú. Los resultados obtenidos confirman el comportamiento revertido de los índices y la sobre-reacción de los precios en una sola dirección. Esto proporciona una oportunidad a los intermediarios para predecir los precios futuros de las acciones, negociarlas y así obtener ganancias importantes.

En el mercado danés<sup>2</sup>, Risager (1998) recurre a las pruebas de cociente de varianza y de autocorrelación, y las aplica a una serie de rendimientos accionarios construida por el autor en un estudio previo, para el período comprendido entre 1922 y 1995. En relación con la prueba de varianza, se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para un horizonte de dos años, dado que no se encuentra un crecimiento lineal para las varianzas. De este modo, el riesgo de una inversión a dos años es menor que el doble de una inversión a un año. Para horizontes de inversión a tres y cuatro años se rechaza la hipótesis, pero no con los niveles de confianza convencionales del 95%. Mediante las pruebas de autocorrelación, la hipótesis es rechazada para todos los horizontes de tiempo.

Partiendo de estadísticas de distribución incondicional, prueba de autocorrelación, índices de varianza y estimaciones del modelo ARCH-GARCH, Maxim (2000) busca determinar si el mercado accionario de Ucrania se comporta eficientemente; así mismo, si existe relación entre la volatilidad y los rendimientos de los activos. Se usan dos índices para el estudio: el ProU-50, compuesto por los cincuenta más grandes emisores del mercado y el Wood-15, compuesto por las quince acciones de mayor capitalización. Se calculan rendimientos semanales a partir de los precios diarios de los índices. El período de análisis comprende entre enero de 1997 y enero de 2000 para el primer índice y entre junio de 1997 y enero de 2000 para el segundo. El autor concluye que se violan los supuestos fundamentales que permitirían aceptar la hipótesis de eficiencia en el mercado ucraniano.

En cuanto a los mercados accionarios chinos, Shanghai y Shenzhen, Darrat y Zhong (2000) usan la prueba de cociente de varianza de Lo y Mackinlay (1988) y una prueba de comparación de modelos, que contrasta pronósticos posteriores de un modelo de caminata aleatoria (NAIVE) con otros obtenidos por modelos alternativos. Si el modelo NAIVE predice pronósticos diferentes a los modelos alternativos, se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria.

<sup>2</sup> Aunque es una economía desarrollada, su mercado accionario puede ser clasificado como emergente.

Los datos usados son los precios semanales de las acciones clase A denominadas en moneda local. Toman el precio de cierre del día miércoles, siguiendo la metodología de Lo y MacKinlay. El período de análisis inicia con la apertura de cada bolsa. Para la bolsa de Shanghai, comprende desde diciembre 20 de 1990 hasta octubre 19 de 1998 y para la bolsa de Shenzhen, desde abril de 1991 hasta octubre de 1998. Los resultados arrojados por las pruebas aplicadas, permiten concluir que no se cumple la hipótesis de caminata aleatoria en el mercado accionario chino. Se encuentra que existe correlación serial positiva en las series y que el modelo NAIVE genera pronósticos diferentes a los de modelos alternativos, como ARIMA y GARCH.

Mobarek y Keasy (2000) presentan evidencia empírica acerca de la eficiencia del mercado accionario de Bangladesh. Usan la prueba de Kolmogorov-Smirnov, la prueba de corridas, las pruebas de autocorrelación y el modelo ARIMA. El estudio es realizado para los rendimientos diarios del índice de la bolsa de valores de Dhaka (DSE) y para treinta compañías activamente transadas, escogidas aleatoriamente. El período de análisis está comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 1997. La conclusión es similar a la obtenida para los otros mercados emergentes, pues se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria.

En una investigación más comprensiva sobre mercados accionarios emergentes, Yilmaz (2001) busca determinar si el rápido desarrollo que experimentaron los mercados accionarios emergentes en la década del noventa, contribuyó a una mayor eficiencia de los mismos, es decir, se pretende establecer si existe relación entre el desarrollo y la eficiencia en los mercados financieros.

El análisis se realiza para veintiún mercados accionarios de países emergentes. El período de estudio para doce de ellos está comprendido entre enero de 1988 y marzo de 2000, y para los nueve restantes, entre enero de 1993 y marzo de 2000. Se parte de rendimientos diarios y semanales<sup>3</sup>. La metodología empleada es la prueba de comparación

<sup>3</sup> Estos últimos se calculan siguiendo la metodología de Lo y Mackinlay (1988).

múltiple sobre ventanas móviles. Estas últimas se estiman con punto fijo al inicio y al final del período muestral. Cuando se aplican ventanas móviles con punto fijo inicial, se acepta la hipótesis de caminata aleatoria y se rechaza en el caso contrario.

Combinando los resultados, el autor concluye que, a lo largo del período analizado, los mercados emergentes se han vuelto más eficientes con el tiempo, es decir, son mucho más eficientes para el final del período muestral, lo que confirma la hipótesis planteada. Se concluye que existe una relación entre el desarrollo del mercado y su eficiencia en los países emergentes; ésta ha venido creciendo significativamente desde los años ochenta y ha sido impulsada principalmente por el auge de los flujos de inversiones de portafolio.

Finalmente, dos trabajos realizados sobre el mercado de valores argentino se contradicen en sus resultados. Mientras Zablotsky (2001) encontró que el comportamiento del mercado argentino es similar al de los mercados desarrollados, Delfiner (2002) concluye que la dependencia en el mercado argentino es significativa. El primer estudio aplica la prueba de autocorrelación a datos mensuales y anuales, en el período 1991–2000. El segundo utiliza datos de precios de cierre de 16 acciones del índice Merval, desde enero 1993 hasta marzo de 1998, corregidos por el efecto de pago de dividendos y de una muestra de quince activos representativos del S&P100, correspondientes al mismo período de tiempo.

El objetivo de este segundo estudio es caracterizar el comportamiento del mercado bursátil argentino, en relación con el mercado estadounidense. Para probar normalidad, analiza la curtosis y el estadístico de Jarque-Bera en las dos series, encontrando que los datos se apartan de un comportamiento estrictamente normal; pero en general los resultados del Jarque-Bera son menores para las acciones norteamericanas. Para profundizar el análisis, construyen gráficos de cuantiles para las series; sin embargo no encuentran evidencia de que éstas sigan una distribución normal.

Para probar independencia se hace un análisis de la correlación serial, mediante la aplicación de la prueba de corridas y filtros de Alexander, para ver si es posible

obtener rentas extraordinarias, incluso en presencia de comisiones. Estas pruebas determinaron que la dependencia es muy débil en el caso de los activos norteamericanos, pero significativa para los locales. Adicionalmente, existiría una alta probabilidad de obtener rentas extraordinarias en ausencia de comisiones, sin embargo, teniendo en cuenta estas últimas, las ganancias desaparecen.

Frente a la prueba de cociente de varianzas, se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para el mercado argentino. Finalmente, se concluye que, a pesar de evidenciarse cierto grado de dependencia entre los activos locales, esta información no se considera suficiente para ser usada en una estrategia que resulte rentable, por lo cual la hipótesis de mercados eficientes parece tener validez en dicho mercado.

## 5. Evidencia empírica de Caminatas Aleatorias en Colombia

No son muchos los estudios sobre caminatas aleatorias o eficiencia del mercado accionario colombiano. No obstante, los existentes coinciden en identificar la presencia de altas correlaciones en este mercado, aunque es clara la evolución hacia una menor dependencia serial, conforme se analizan datos más recientes, como el caso de Maya y Torres (2004).

En Harvey y Viskanta (1997) se busca determinar si el mercado accionario colombiano se comporta eficientemente y, en caso contrario, explicar las causas de la alta correlación serial de sus rendimientos. Se usan los datos de la Bolsa de Valores de Medellín, debido a que en el momento del estudio era el mercado accionario más importante del país, en términos de capitalización y volumen transado. Las series corresponden a los precios diarios de índices de dicha Bolsa: el IBOMED general y otros tres índices para el sector financiero, industrial y de comercio. El período de estudio es de diciembre 29 de 1987 hasta agosto 9 de 1994. Los rendimientos se calculan en términos logarítmicos.

Se aplican las pruebas de correlación serial, estadístico Q y de corridas. Se encuentra que los cuatro índices

están altamente correlacionados entre sí, lo que sugiere que tienden a moverse juntos y que existe un efecto *spillover* entre ellos. Es importante resaltar que la correlación es mayor para los rendimientos mensuales que para los diarios. La hipótesis nula de independencia también es rechazada para todos los casos, según la prueba de corridas. Estos resultados sugieren alta predictibilidad de los rendimientos y, por lo tanto, no soportan la hipótesis de eficiencia débil.

Los autores proponen como posible explicación a las altas correlaciones encontradas, el hecho de que el mercado accionario colombiano tenga bajos niveles de capitalización, pocas compañías inscritas en bolsa, bajos volúmenes de transacción y altos niveles de concentración. La presencia de cuatro grupos económicos responsables de la mayor parte de la actividad económica del país, es un factor claramente determinante de las características del mercado, lo que explica su ineficiencia y la alta predictibilidad de los rendimientos accionarios.

En otro estudio, dirigido más bien a probar empíricamente si existe una relación entre el Índice de la Bolsa de Bogotá (IBB) y la tasa de interés de corto plazo, medida a través de la tasa interbancaria (TIB), Arango, González y Posada (2002) encuentran autocorrelación positiva entre los rendimientos del IBB. Esta correlación implica la existencia de predictibilidad en el comportamiento del índice hacia la subida o hacia la baja. Este argumento es una posible evidencia de la ineficiencia del mercado accionario. La serie empleada comprende datos diarios, desde enero de 1994 a febrero de 2000.

En la investigación “El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firmas Comisionistas de Bolsa”, Arbeláez, Zuluaga y Guerra (2002) se proponen determinar si el mercado accionario colombiano es eficiente mediante la aplicación de la prueba de cociente de varianza. Este ejercicio fue realizado para el Índice de precios de la Bolsa de Bogotá y el Dow Jones para efectos de comparación. Si la varianza de los índices está relacionada con información exógena suministrada por el mercado, se acepta la hipótesis de eficiencia. Si, por el contrario, está asociada a

su comportamiento pasado, se considera que el mercado es ineficiente, dado que se espera poder predecir el comportamiento del mercado a partir de su nivel anterior. Este ejercicio se realiza aplicando un modelo autoregresivo para la serie de precios. Si los coeficientes resultan significativos y el término de error es ruido blanco, se puede concluir que la variable depende básicamente de su comportamiento pasado y no incorpora información exógena que el mercado le suministra, es decir, el mercado es ineficiente.

Se encuentra que, para los dos índices, los dos primeros rezagos eran significativos; sin embargo, sólo para el IBB el error resultó ser ruido blanco, por lo que se concluyó que el mercado accionario colombiano es ineficiente. Respecto al mercado norteamericano, a pesar de que es afectado por su comportamiento pasado, también incorpora información que el mercado le suministra y, por lo tanto, es un mercado más eficiente que el colombiano.

Berruecos (2002) aplica análisis técnico, específicamente reglas técnicas, para comparar medias móviles de corto y largo plazo, con el fin de tomar decisiones de compra o venta basadas en las rentabilidades ofrecidas por los índices de las Bolsas de Bogotá, Medellín y de Colombia, en el periodo 1992 - 2002. Se encuentra correlación estadísticamente significativa en los tres casos. La rentabilidad de las reglas técnicas supera la de una simple estrategia de comprar y mantener, aún considerando costos de transacción. La significancia económica y estadística del análisis técnico fue especialmente alta para IBB e IBOMED, siendo las estrategias más rentables las de más corto plazo. Para el caso de la BVC, la rentabilidad de las reglas técnicas y la de una estrategia de comprar y mantener, se iguala al tener en cuenta los costos de transacción.

Finalmente, Maya y Torres (2004) aplican pruebas de correlación serial y normalidad a las series de retornos de los índices históricos de la Bolsa de Valores de Medellín (IBOMED) y Bogotá (IBB), en los últimos diez años de funcionamiento<sup>4</sup>, así como a la serie de retornos del Índice General de la

<sup>4</sup> Junio 30 de 1991 a Junio 30 de 2001.

Bolsa de Valores de Colombia (IGBC). Igualmente, analizan el comportamiento de los retornos de las quince acciones de más alta bursatilidad de la Bolsa de Valores de Colombia. La evidencia empírica presentada en este estudio, muestra que realmente operó un cambio estructural en el mercado accionario colombiano a partir de Julio del 2001, debido a la fusión de las Bolsas regionales en la Bolsa de Valores de Colombia. Este cambio se ha reflejado en un mayor nivel de eficiencia, pues a pesar de que todavía se presenta un cierto grado de dependencia serial, su magnitud es menor en el período posterior a la fusión.

En cuanto a los activos individuales, los hallazgos de Maya y Torres (2004) coinciden con Samuelson (1998), en el sentido de que el mercado bursátil es micro-eficiente pero macro-ineficiente, es decir, que la hipótesis de la eficiencia del mercado se cumple mejor para acciones individuales que para los índices de precios agregados del mercado.

## Conclusiones

La evidencia empírica presentada, en relación con la hipótesis de que los retornos de los activos financieros siguen un proceso de caminata aleatoria, soporta a la afirmación de que las caminatas aleatorias no son de este mundo. Independientemente de que el estudio se haya realizado en un mercado desarrollado o en uno emergente, la conclusión es la misma. Se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para todos los mercados, pues se evidencia la presencia de autocorrelación en las distintas series analizadas y, ciertamente, los retornos no siguen una distribución definida, independiente e idéntica; mucho menos una distribución normal. La diferencia entre mercados desarrollados y emergentes, radica más bien en la magnitud de la dependencia serial, que por ser pequeña no permite la obtención de ganancias extraordinarias en los primeros.

Únicamente se encuentra evidencia de caminata aleatoria en algunos estudios, enfocados en el comportamiento de los retornos de activos individuales fundamentados en Samuelson (1998). Tal como este autor afirma, el mercado bursátil es micro-eficiente pero macro-ineficiente, es decir, que la hipótesis de la eficiencia del mercado se cumple mejor para acciones individuales que para los índices de precios agregados del mercado.

A pesar de que la conclusión de este estudio parece desconsoladora, no es así, pues trabajos como el de Yilmaz (2001), demuestran cómo a partir de que los mercados emergentes se abrieron a inversiones de portafolio en la década de los noventa, experimentaron una evolución hacia una mayor eficiencia. En la medida en que se le dé continuidad a este proceso, acompañado de reformas institucionales y reglamentarias, es posible que el diferencial entre mercados emergentes y mercados desarrollados se vaya desvaneciendo hasta un punto en el que se pueda concluir que, aunque es cierto que se presenta un cierto grado de dependencia serial, su magnitud es tan pequeña que no permite un aprovechamiento económico y, por lo tanto, el mercado se acerca al ideal de mercado eficiente.

## Bibliografía

- Alexander, S. (1964) "Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks, No.2" En: P. Cootner (ed.), *The Random Character of Stock Market Prices*. Cambridge, MA: MIT Press.
- \_\_\_\_\_ (1961) "Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks". En: *Industrial Management Review*, Vol. 2, pp. 7-26.
- Arango, L. E.; González, A. y Posada, C.E. (2002) "Returns and the Interest Rate: A Nonlinear Relationship in the Bogotá Stock Market". En: Banco de la República, *Borradores de Economía*, No. 169.
- Arbelaez, H. y Urrutia, J.L. (1997) "Why Is There So Much Serial Correlation In Colombia's Stock Market Returns?". En: *Emerging Markets Quarterly*, Winter 97, Vol. 1, No. 4, p. 77.
- Arbeláez, M. A.; Zuluaga, S. y Guerra, M.L. (2002). *El Mercado de Capitales Colombiano en los Noventa y las Firmas Comisionistas de Bolsa*. Fedesarrollo. Santa Fe de Bogotá: Alfaomega. pp. 17-28.
- Bachelier, L. (1900). "Theory of Speculation". Cootner, P. (ed), En: *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Berruecos, P. (2002). *Evaluación de la Eficacia Predictiva del Análisis Técnico en el Mercado Accionario Colombiano*. Monografía de grado. Universidad EAFIT, Medellín.
- Bollerslev, Tim (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". En: *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-328.
- Box, G. y Jenkins, G. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Revised Edition. Holden Day.
- Campbell, J.Y; Lo, A. W. y MacKinley, A.C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- Cowles, A. y Jones, H. (1937). "Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action". En: *Econometrica*, Vol. 5, pp. 280-294.
- Dahl, C. y Nielsen, S. (2001). *The Random Walk of Stock Prices: Implications of Recent Nonparametric Tests*. Department of Economics - Copenhagen Business School, Working paper 7.
- Darrat, A. y Zhong, M. (2000). *On Testing the Random-Walk Hypothesis: A Model-Comparison Approach*. Louisiana Tech University and University of Queensland - Business School. WPS2000-02.
- Delfiner, M. (2002). "Comportamiento de los Precios de las Acciones en el Mercado Bursátil Argentino (Un Estudio Comparativo)". En: *CEMA Working Papers*, Universidad del CEMA. Buenos Aires. No. 215.
- Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". En: *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987-1007.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley and Sons.
- Fama, E. (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". En: *The Journal of Finance*. Vol. 25, No. 2, pp. 353-417.
- \_\_\_\_\_ (1965). "The Behavior of the Stock Market Prices". En: *Journal of Business*, pp. 34-104.
- Greene, W.H. (1997). *Econometric Analysis*. 3<sup>rd</sup> Ed. New Jersey: Prentice Hall.

- Jung, J. y Shiller, R. J. (2002). *One Simple Tests of Samuelson's Dictum for the Stock Market*. Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University. Discussion Paper No. 1386.
- Kendall (1953) "The Analysis of the Economic Time Series - Part I: Prices". En: *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 116, No. 1, pp. 11-34.
- Kleiman, R. T; Payne, J. E. y Sahu, A. P. (2002) "Random Walks and Market Efficiency Evidence from International Real Estate Markets". En: *JRER*. Vol. 24, No. 3.
- Laurence, M. (1986) "Weak - Form Efficiency in the Kuala Lumpur and Singapore Stock Markets". En: *Journal of Banking and Finance*. North Holland. Vol. 10, pp. 431-445.
- Lo, A. W. y MacKinlay, A. C., (1988) "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test". En: *Review of Financial Studies*. Vol. 1, No. 1, pp. 41-66.
- Maddala, G.S. (1992) *Introduction to Econometrics*. 2<sup>nd</sup> Ed. New Jersey: Prentice Hall.
- Mandelbrot, B. (1966) "Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets, and Martingale Models". En: *Journal of Business*. Vol. 39, pp. 242-255.
- Maxym, D. (2000). *The Efficient Market Hypothesis And The Ukrainian Stock Market*. M.A. Thesis. National University of Kyiv-Mohyla Academy, Ukraina.
- Maya C. y Torres, G. (2004) "The Unification of the Colombian Stock Market: A Step Towards Efficiency. Empirical Evidence". En: *Latin American Business Review*. Vol. 5, No.4.
- Mobarek, A. y Keasey, K. (2000). *Weak-form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh*. University of Leeds, Leeds, UK.
- Mood, A. (1940). "The Distribution Theory of Runs". En: *Annals of Mathematical Statistics*. Vol. 11, pp. 367-392.
- Pant, B. y Bishnoi, T.R. (2002). *Testing Random Walk Hypothesis for Indian Stock Market Indices*. Nirma Institute of Management, Ahmedabad.
- Poshakwale, S. (1996). "Evidence on Weak Form Efficiency and Day of the Week Effect in the Indian Stock Market". En: *Finance India*. Vol. 10, No. 3, pp. 605-616
- Roberts, H. (1959). "Stock Market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions". En: *Journal of Finance*. March 1959, pp. 1-10.
- Roberts, H. (1967). *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*. Unpublished manuscript, Center for Research in Security Prices, University of Chicago.
- Risager, O. (1998). "Random Walk or Mean Reversion: The Danish Stock Market Since World War I". Institute of Economics, Copenhagen Business School & EPRU, University of Copenhagen Nansensgade. Vol. 19, No. 5. DK-1366.
- Samuelson, P. A. (1965). "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly". En: *Industrial Management Review*. Vol. 6 (Spring, 1965), pp. 41-49.
- Samuelson, P. A. (1973). "Proof that Properly Discounted Present Values of Assets Vibrate Randomly". En: *The Bell Journal of Economics and Management Science*. Vol. 4, No. 2, pp. 369-374.

Samuelson, P.A. (1998). "Summing Up on Business Cycles: Opening Address" in J. C. Fuhrer and S. Schuh, *Beyond What Causes Business Cycles*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston.

Seiler, M. y Rom, W. (1997). "A Historical Analysis of Market Efficiency: Do Historical Returns Follow a Random Walk?". En: *Journal of Financial And Strategic Decisions*. Vol. 10, No. 2, pp. 49-57.

Urrutia, Jorge. (1995). "Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets". En: *The Journal of Financial Research*. Vol. 18, No. 3, pp. 299-309.

Working, H. (1934). "A Random Difference Series for Use in the Analysis of Time Series". En: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 29, pp. 11 – 24.

Yilmaz, K. (2001). *Market Development and Efficiency in Emerging Stock Markets*. Koç University Istanbul, Turkey.

Zablostky, E. (2001). *Eficiencia del Mercado de Capitales. Una Ilustración*. Universidad del CEMA, Buenos Aires.