

Eficiencia del mercado accionario en México

Iren Castillo Saldaña[♦]

Universidad Panamericana campus México
Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales
Academia de Matemáticas

Francisco López Herrera[♦]

Universidad Nacional Autónoma de México
Facultad de Contaduría y Administración
División de Investigación

José Cruz Ramos Báez[♦]

Universidad Panamericana campus México
Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales
Academia de Matemáticas

Resumen

El presente trabajo de investigación analiza la hipótesis de eficiencia de mercado en sentido débil, para los precios y rendimientos de los dos principales índices que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) y que representan a los activos más bursátiles de enero de 2004 a diciembre de 2012 en forma diaria, semanal y mensual. El estudio presenta un análisis de las propiedades estadísticas de las series y se realizan los contrastes de autocorrelación, de Bartlett, de Ljung-Box, de raíces unitarias y razón de varianzas para determinar si las series históricas son estacionarias o siguen una caminata aleatoria. Los resultados sugieren que los precios de los índices utilizados no reflejan toda la información en los precios pasados y se pueden obtener rendimientos extraordinarios que los inversionistas pudieron aprovechar por la ineficiencia del mercado.

Palabras clave: Hipótesis de eficiencia de mercado, eficiencia débil, caminata aleatoria, prueba de raíz unitaria, contraste de razón de varianzas.

Clasificación JEL: C12, G12, G14.

[♦] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Augusto Rodin 498, colonia Insurgentes Mixcoac, delegación Benito Juárez, CP. 03920, México D. F., teléfono: 0155 54821600 ext. 5463, correo electrónico: icastill@up.edu.mx

[♦] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Circuito exterior sin número, Ciudad Universitaria, delegación Coyoacán, CP. 04510, México D. F., teléfono: 0155 56228457 ext. 144, cubículo 44, correo electrónico: flopez@correo.fca.unam.mx

[♦] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Augusto Rodin 498, colonia Insurgentes Mixcoac, delegación Benito Juárez, CP. 03920, México, D.F., teléfono: 0155 54821600 ext. 5404, correo electrónico: jcramos@up.edu.mx
Este trabajo representa un avance de investigación. Todos los errores y omisiones son responsabilidad de los autores.

Stock Market Efficiency in Mexico

Iren Castillo Saldaña[♣]

Universidad Panamericana campus México
Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales
Academia de Matemáticas

Francisco López Herrera[♣]

Universidad Nacional Autónoma de México
Facultad de Contaduría y Administración
División de Investigación

José Cruz Ramos Báez[♣]

Universidad Panamericana campus México
Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales
Academia de Matemáticas

Abstract

This research paper examines the market efficiency hypothesis in a weak sense, for the prices and yields of the two major indexes traded on the Mexican Stock Exchange (BMV) and representing the most active stock in January 2004 December 2012 on a daily, weekly and monthly. The study presents an analysis of the statistical properties of the series and contrasts are made autocorrelation, Bartlett, Ljung-Box, roots unitary and variance ratio to determine whether the time series are stationary or follow a random walk . The results suggest that the indices used prices do not reflect all information in past prices and can get extraordinary returns that the investors could take advantage of market inefficiency.

Keywords: Hypothesis of Market Efficiency, Weak Efficiency, Random Walk, Unit Root Test, Contrast Ratio of Variance

Classification JEL: C12, G12, G14.

[♣] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Augusto Rodin 498, colonia Insurgentes Mixcoac, delegación Benito Juárez, CP. 03920, México D. F., teléfono: 0155 54821600 ext. 5463, correo electrónico: icastill@up.edu.mx

[♣] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Circuito exterior sin número, Ciudad Universitaria, delegación Coyoacán, CP. 04510, México D. F., teléfono: 0155 56228457 ext. 144, cubículo 44, correo electrónico: flopez@correo.fca.unam.mx

[♣] Profesor Investigador de Tiempo Completo, dirección postal: Augusto Rodin 498, colonia Insurgentes Mixcoac, delegación Benito Juárez, CP. 03920, México, D.F., teléfono: 0155 54821600 ext. 5404, correo electrónico: jcramos@up.edu.mx
Este trabajo representa un avance de investigación. Todos los errores y omisiones son responsabilidad de los autores.

Eficiencia del mercado accionario en México

Iren Castillo Saldaña^{*}, Francisco López Herrera[♦] y José Cruz Ramos Báez[▲]

Introducción

La hipótesis de la eficiencia del mercado (HEM) es la base de la teoría en la que los precios de los activos financieros pueden comportarse como una caminata aleatoria (*random walk*). En la década de los sesentas y setentas la evidencia teórica y empírica que se generó postuló la HEM como intocable y pilar fundamental de las finanzas. En la actualidad existen innumerables trabajos que permiten contrastar dicha teoría y el comportamiento de las series históricas permite obtener resultados a favor y en contra.

La HEM tiene implicaciones en el mercado debido a que la toma de decisiones se basa en la información existente en el mercado, es decir, si los mercados son eficientes, los precios de los activos reflejarán toda la información disponible en términos históricos pero que no permiten realizar pronósticos sobre futuros movimientos del activo en cuestión. Asimismo, la eficiencia de un mercado implica que con la información disponible no es posible obtener ganancias extraordinarias.

El presente trabajo de investigación está compuesto de la siguiente manera: en la sección 2 se establece la clasificación de la HEM y su relación con las caminatas aleatorias. En la sección 3 se describen los contrastes utilizados de manera frecuente para verificar la existencia de eficiencia en los mercados. En la sección 4 se presentan los resultados empíricos en el mercado mexicano, finalmente en la sección 5 se exponen las conclusiones.

^{*} Profesor Investigador de Tiempo Completo, Universidad Panamericana campus México, Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales, Academia de Matemáticas, correo electrónico: icastill@up.edu.mx

[♦] Profesor Investigador de Tiempo Completo, Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración, División de Investigación, correo electrónico: flopez@correo.fca.unam.mx

[▲] Profesor Investigador de Tiempo Completo, Universidad Panamericana campus México, Escuela de Ciencias Económicas y Empresariales, Academia de Matemáticas, correo electrónico: jcramos@up.edu.mx

Este trabajo representa un avance de investigación. Todos los errores y omisiones son responsabilidad de los autores.

2. Revisión de la literatura

En la literatura existen diversos estudios que analizan la existencia de la hipótesis de eficiencia de mercado. En el caso de México podemos encontrar estudios específicos, por ejemplo Arellano *et al.*¹ plantea un modelo de expectativas racionales en los mercados financieros de manera inicial, para contrastar la HEM considera 13 acciones² de enero de 1987 a diciembre de 1991, posteriormente plantea un análisis con el volumen, rotación o número de operaciones. López (1998) plantea un modelo autorregresivo de primer orden que intenta capturar el efecto del rendimiento del día siguiente, para ello considera los precios de cierre diarios del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) para el periodo de 1987 a 1997 como indicador de los rendimientos obtenidos en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). El estudio realizado por Mejía *et al.* (1992) utiliza una muestra de 32 acciones que cotizan en la BMV seleccionadas por su bursatilidad y permanencia durante 1989 y 1990. También construyeron un índice sectorial. Asimismo, en el trabajo de De la Uz (2002) se realizaron contrastes sobre 34 acciones y por sectores utilizando datos semanales de enero de 1993 a marzo de 2000 además de contrastes para el IPC y el Índice México (INMEX).

Existen estudios que capturan el comportamiento de los mercados en Latinoamérica, principalmente se incluyen Argentina, Brasil, Chile y México. Urrutia (1995) realiza el análisis de la HEM considera datos mensuales de diciembre de 1975 a marzo de 1991 para los cuatro países. Grieb y Reyes (1999) utilizan datos semanales para el IPC desde el 30 de diciembre de 1988 al 30 de junio de 1995, en este estudio solo se considera el análisis para Brasil y México. En el caso de Worthington y Higgs (2003) utiliza datos diarios desde el 31 de diciembre de 1987 para los cuatro países e incluyen a Colombia, Perú y Venezuela iniciando el análisis el 31 de diciembre de 1992, para ambas muestras se concluye el 28 de mayo de 2003.

Entre los trabajos que rechazan la HEM para el mercado accionario mexicano se encuentran Ortiz (1980), Arellano *et al.* (1993), Mejía *et al.* (1993), Urrutia (1995), López (1998), Basu y Morey (1999), Grieb y Reyes (1999), Worthington y Higgs (2003). El resultado opuesto se puede encontrar en los trabajos de Ojah y Karemera (1999) y Castillo (2012). También se pueden encontrar trabajos que rechazan parcialmente la HEM, por ejemplo, De la Uz (2001),

En el presente trabajo de investigación se analizarán datos diarios, semanales y mensuales para el IPC de enero de 2004 a diciembre de 2012.

A continuación se presenta el contexto bajo el cual se analizará la HEM en México.

¹ El modelo planteado en este trabajo busca analizar el financiamiento de déficit en cuenta corriente, ellos plantean dos alternativas: inversión extranjera directa o inversión en cartera que por naturaleza son distintas, pero bajo eficiencia del mercado sería igual.

² Alfa, Apasco, Bimbo, Cemex, Cifra, Condumex, Kimberly, San Luis, Sidek, Tamsa, Telmex, Tolmex y Vitro. Los resultados arrojaron que solo dos acciones: Cemex y Condumex resultaron ineficientes, pero fue suficiente para considerar que el mercado era ineficiente.

2. Eficiencia de mercado y caminatas aleatorias

El presente trabajo de investigación considera la definición que plantea Fama (1965, 1970) donde enuncia que la característica ideal de un mercado es que los inversionistas tengan la posibilidad de elegir entre los activos que *reflejen completamente* toda la información disponible en el mercado. Un mercado en el que los precios siempre reflejan toda la información disponible se le llama *eficiente*. En un mercado eficiente hay un gran número de agentes racionales que maximizan sus ganancias utilizando métodos y modelos para pronosticar valores futuros con la información disponible en el mercado. Por tanto, la información que se genera, de acuerdo con Roberts (1967) puede clasificar tres niveles de eficiencia de mercado:

- a) *eficiencia débil*: los precios reflejan toda la información disponible en el mercado incluso de manera histórica, se supone que los precios históricos no contienen información adicional que pueda ser utilizada para obtener ganancias extraordinarias.
- b) *eficiencia semi-fuerte*: considera toda la información pública de los precios de los activos y además considera nueva información que presentan las empresas de manera pública, por ejemplo: anuncios de dividendos y utilidades, nuevas inversiones, fusiones, entre otras.
- c) *eficiencia fuerte*: se compone de toda la información que pueda existir en el mercado, ya sea histórica, pública y privada. Considerando que la información privada es privilegiada y se obtiene de manera monopólica.

La conjetura de que es posible obtener rendimientos extraordinarios se elimina en todos los casos, independientemente de los métodos a utilizar dependiendo de la información disponible, en el caso de eficiencia débil, el análisis técnico, en el caso de eficiencia semi-fuerte, el análisis fundamental y en el estudio de la eficiencia fuerte, cualquier tipo de análisis o método.³

El presente estudio tiene como objetivo identificar la posibilidad de obtener ganancias extraordinarias en el mercado mexicano considerando únicamente la información histórica de los activos,⁴ la hipótesis inicial considera que los rendimientos del mercado accionario mexicano siguen una caminata aleatoria. Para ello es necesario exponer los modelos teóricos que se consideran al analizar la HEM.

³ En el supuesto de existencia de eficiencia fuerte de mercado, se podría considerar un éxito de un inversionista si logra obtener de forma sistemática rendimientos iguales a los de mercado, ya que superiores sería imposible.

⁴ El mejor pronóstico que se puede obtener de una serie histórica de precios está determinado por el último dato conocido, lo que implica que no es posible anticiparse al mercado y obtener rendimientos extraordinarios, pues los precios ya contienen toda la información disponible.

2.1 Modelos teóricos

La literatura en este aspecto es extensa y propone abordar la evaluación de la HEM desde tres perspectivas, eficiencia microeconómica,⁵ martingalas o juego justo y caminata aleatoria, en el presente trabajo solo se consideran las dos últimas. Ambos procesos se generan de procesos aleatorios donde los rendimientos determinan los precios futuros de los activos y sus distribuciones.

2.1.1 Modelo de caminata aleatoria

En la literatura se suele confundir el modelo de caminata aleatoria con el de martingala⁸ debido a que ambos consideran toda la información disponible en el mercado aunque reconocen que dicha información no permite pronosticar precios futuros para obtener ganancias extraordinarias.

La teoría de caminata aleatoria⁹ define que los cambios en los precios son independientes, y que su rendimiento esperado será independiente e idénticamente distribuido, lo que implica que los rendimientos esperados no cambiarán en el tiempo. De acuerdo con Campbell, Lo y MacKinlay (1997) se presenta la siguiente clasificación

- a) RW1: este tipo de caminata requiere que los cambios en los precios sigan una distribución independiente e idénticamente distribuida. Lo anterior implica que los cambios en los precios no están correlacionados. El comportamiento de los precios se puede representar de la siguiente manera

$$P_t = \mu + P_{t+1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

también se puede representar como

$$r_t = \Delta P_t = \mu + \varepsilon_t \quad [4]$$

⁵ Este planteamiento considera posibles equilibrios de precios determinados por la valuación de activos financieros. Se considera que la función de rendimientos esperados está en función de su riesgo y condicionados por la información disponible y situaciones en las que se podrían obtener ganancias extraordinarias no son consideradas. Ejemplos de dichos planteamientos son los planteados por Sharpe (1964) y Lintner (1965) en la construcción del modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM).

⁸ La representación del comportamiento de los precios por un modelo martingala era considerada como una condición necesaria pero no suficiente para determinar si un mercado era eficiente en sentido débil. Asimismo, Fama (1970) definió tres condiciones que fueron consideradas como suficientes: a) no existen costos de transacción, b) todos los participantes tienen acceso a toda la información disponible sin incurrir en ningún costo, y c) todos los participantes consideran las implicaciones de la información disponible en la determinación de los precios actuales y futuros de los activos.

⁹ En términos econométricos, los procesos de caminata aleatoria son procesos no estacionarios expresados como modelos autorregresivos AR(p). El modelo más utilizado se expresa como un AR(1) que permite obtener un pronóstico en función del último precio o el precio más reciente.

donde r_t es el rendimiento, μ es el valor esperado del cambio en el precio y el término de error $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ conocido como ruido blanco.¹⁰

- b) RW2: este tipo de modelo es menos restrictivo que RW1, y solo necesita que los cambios en los precios sean independientes, y no requiere distribuciones iguales. Este tipo de caminata considera la heteroscedesticidad como una característica presente en las series de tiempo de los precios de los activos.
- c) RW3: este tipo de caminata requiere únicamente que los cambios en los precios no estén correlacionados, es decir, $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$, aunque permite la existencia de dependencia entre ellos, $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$ para $k > 0$.

3. Metodología

De manera típica los contrastes utilizados para analizar la HEM están enfocadas a revisar caminatas aleatorias del tipo RW1. La evidencia empírica considera algunas metodologías por excelencia para su análisis: contraste de Bartlett, estadístico de Ljung-Box, contrastes de raíces unitarias y contraste de razón de varianzas. A continuación se exponen los principales contrastes.

3.1 Contraste de Bartlett

Este contraste mide el coeficiente de autocorrelación para cada rezago e identifica aquellos que son estadísticamente significativos. Bartlett (1946) demostró que los coeficientes de autocorrelación muestrales se distribuyen de manera normal, $\rho_k \sim \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{n}\right)$. La decisión de rechazar la prueba de hipótesis se determina por la inclusión o no de 0 en el intervalo de confianza, si se incluye 0, no se rechaza la prueba de hipótesis de que $\rho_k = 0$, si se incluye se rechaza que $\rho_k = 0$ al 95% de nivel de confianza.

Hasta el momento no se encontró evidencia empírica que indique su uso para determinar la existencia de eficiencia de mercado en los índices o activos que cotizan en el mercado mexicano.

3.2 Estadístico Q de Box-Pierce

Este contraste de Box-Pierce (1970) se suele utilizar para revisar la caminata aleatoria RW3, y permite detectar la existencia de autocorrelaciones en ambos sentidos y para cada uno de los rezagos. La dificultad se tiene al seleccionar el número m de autocorrelaciones, ya que si se selecciona un número pequeño, puede fallar en la detección de procesos donde las correlaciones de los retardos altos son

¹⁰ Si se considera que los cambios de precios se comportan como una distribución normal, se puede contemplar el modelo lognormal de Bachelier (1900). La desventaja de esta consideración es la posibilidad de obtener precios negativos para los activos.

importantes y si es demasiado grande puede tener poca potencia al incluir correlaciones de retardos altos que en realidad son insignificantes.

$$Q_m = n \sum_{k=1}^m \rho^2(k) \quad [5]$$

donde ρ_k es el coeficiente de autocorrelación, n es el tamaño de la muestra, m es el número de rezagos considerados al obtener el estadístico y k es el orden de autocorrelación.

El trabajo de De la Uz (2002) la presenta como un contraste de eficiencia de mercado.

3.3 Estadístico LB de Ljung-Box

El contraste utilizado para muestras finitas, es el propuesto por Ljung-Box (1979), al igual que el contraste de Box-Pierce permite contrastar esquemas generales de autocorrelación. La hipótesis nula considera ausencia de autocorrelación. El estadístico LB se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrada con $m - p - q$ grados de libertad

$$LB = n(n + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n - k} \sim \chi_{m-p-q}^2 \quad [6]$$

donde ρ_k es el coeficiente de autocorrelación muestral, n es el tamaño de la muestra, m es el número de rezagos considerados al obtener el estadístico y k es el orden de autocorrelación, p y q son ordenes de los procesos de autocorrelación propuestos.

Hasta el momento no se encontró evidencia empírica que indique su uso para determinar la existencia de eficiencia de mercado en los índices o activos que cotizan en el mercado mexicano.

3.4 Contraste de raíz unitaria

Los trabajos Arellano *et al.* (1993) y López (1993) la presentan como un contraste de eficiencia de mercado. El contraste de raíces unitarias intenta separar el componente de caminata aleatoria. Está diseñada para identificar la autocorrelación en el término de error alrededor de 1, el contraste considera 3 formas de caminata aleatoria: sin constante ni tendencia, con constante y con constante y tendencia, cada caso se expresa en las siguientes ecuaciones:

Modelo 1.
$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \beta \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad [7]$$

Modelo 2.
$$\Delta y_t = c_0 + \delta y_{t-1} \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-1} + \mu_t \quad [8]$$

Modelo 3.
$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \delta y_{t-1} + \beta \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-1} + \mu_t \quad [9]$$

El contraste plantea en la hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria. En particular, el coeficiente estimado $\hat{\delta} = \rho - 1 = 0$, lo que implica que la serie de tiempo sea no estacionaria. La hipótesis alternativa, considera que $\hat{\delta} < 0$, en otras palabras, la serie de tiempo es estacionaria.

3.5 Razón de varianzas

Los trabajos de Urrutia (1995); Basu y Morey (1999); Grieb y Reyes (1999); Ojah y Karemera (1999) De la Uz (2002) la presentan como un contraste de eficiencia de mercado. La prueba de razón de varianzas permite identificar la existencia de un comportamiento de caminata aleatoria en series homoscedasticas y en series que pueden presentar heteroscedasticidad, además busca verificar la hipótesis nula de que la varianza en un periodo es igual a q veces la varianza de los subperiodos, es decir, la varianza diaria debería ser cinco veces la varianza semanal. A continuación se presentan las ecuaciones que permiten realizar el contraste.

$$VR(q) = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \quad [10]$$

con

Homoscedasticidad
$$z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\phi(q)}} \sim \mathcal{N}(0,1) \quad [11]$$

Heteroscedasticidad
$$z^*(q) = \frac{\sqrt{nq}VR(q) - 1}{\sqrt{\theta(q)}} \sim \mathcal{N}(0,1) \quad [12]$$

donde

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

$$\theta(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \delta_k$$

donde $\theta(q)$ es la varianza asintótica de $VR(q)$ dada por:

$$\delta_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^n (p_j - p_{j-1} - \mu)^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \mu)^2}{\left(\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \mu)^2 \right)^2}$$

Si una serie es una caminata aleatoria pura, la razón varianza será uno. Además, si la varianza del numerador es cero, la serie es estacionaria. Sin embargo, la hipótesis de caminata aleatoria requiere que la razón varianza para todos los intervalos agregados seleccionados, q , deben de ser uno.

Datos

Para el presente trabajo de investigación se consideran el índice de precios y cotizaciones (IPC).¹¹ Se consideran datos históricos diarios del 1° de enero de 2004 al 31 de diciembre de 2012, periodo que considera estabilidad e inestabilidad en los mercados financieros internacionales. Las muestras se componen de 2,272 datos diarios, 470 datos semanales y 108 datos mensuales, dichas muestras permitirán identificar si el mercado es eficiente o no en sentido débil. Los rendimientos se obtienen de manera continua,¹²

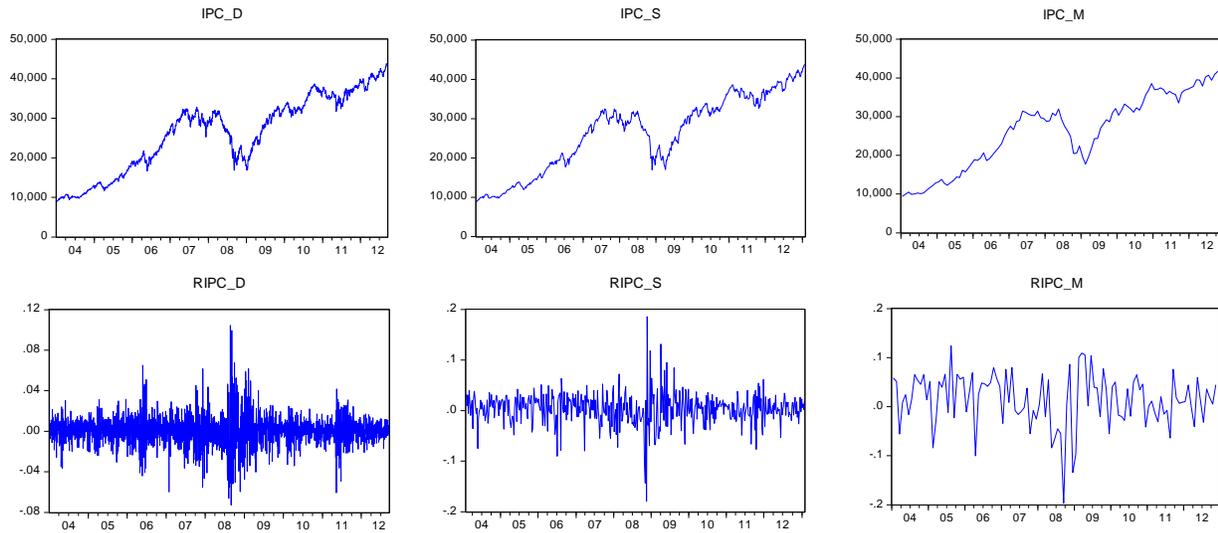
$$r_t = P_t - P_{t-1} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right). \quad [12]$$

A continuación se expresan los resultados obtenidos.

¹¹ De acuerdo a López (1998) una posible desventaja era la consideración únicamente del índice, pues no el índice no incluye todas las acciones que cotizan en el mercado. En el presente trabajo se consideraron dos acciones, una que se incluye en el índice pero que no tiene el mayor peso relativo dentro del índice y otra que no forma parte del índice.

¹² El modelo de caminata aleatoria con tendencia (o *drift*) se puede expresar como $P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$ o, $r_t = P_t - P_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$.

Gráfica 1. Precios y rendimientos diarios del IPC



Análisis estadístico

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de los precios y rendimientos diarios

Estadísticos	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación estándar	Simetría	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilidad	Observaciones
IPC_d	26209.44	28459.33	43825.97	8818.19	9554.33	-0.2526	1.8645	146.2100	0.0000	2272
IPC_s	26251.05	28555.29	43721.96	8818.19	9548.01	-0.2563	1.8818	29.6294	0.0000	470
IPC_m	26417.10	28770.67	43705.83	9428.77	9589.52	-0.2454	1.8916	6.6122	0.0367	108
rIPC_d	0.0007	0.0013	0.1044	-0.0727	0.0137	0.0623	8.8225	3209.3620	0.0000	2271
rIPC_s	0.0034	0.0053	0.1858	-0.1793	0.0314	-0.3189	9.2544	774.0096	0.0000	469
rIPC_m	0.0143	0.0183	0.1238	-0.1967	0.0535	-0.8224	4.4851	21.8943	0.0000	107

El cuadro 1 presenta un resumen de los estadísticos descriptivos de los índices considerados. En particular, se puede observar que a excepción de los rendimientos semanales, todas las series son asimétricas negativas lo que implica que existe mayor probabilidad de pérdidas que de ganancias. El estadístico Jarque-Bera nos indica que hay que rechazar la hipótesis nula al tener un nivel de significancia menor a 5% en todos casos. Por tanto, los precios y rendimientos del IPC no se distribuyen de manera normal. En el caso de la kurtosis se puede observar que para los precios la distribución es platocúrtica y para los rendimientos es leptocúrtica, característica típica en series de tiempo financieras.

En el contraste de Bartlett, el coeficiente de autocorrelación se distribuye como $\hat{\rho}_k \sim \left(0, \frac{1}{1066}\right)$, de tal forma que el intervalo de confianza para el IPC al 95 por ciento estará dado por $(\hat{\rho}_k - 0.06003 \leq \rho_k \leq \hat{\rho}_k + 0.06003)$. En el cuadro 2 se presentan algunos intervalos que sugieren que el coeficiente de

autocorrelación poblacional es diferente de 0 ya que se rechaza la hipótesis de que $\hat{\rho}_k = 0$ hasta el rezago 10.¹³

Cuadro 2. Contraste de Bartlett al 95% para los coeficiente de autocorrelación para el IPC

Diario				Semanal				Mensual			
Rezagos	Li	Ls	Decisión	Rezagos	Li	Ls	Decisión	Rezagos	Li	Ls	Decisión
1	0.9569	1.0391	R	1	0.8997	1.0803	R	1	0.7714	1.1486	R
2	0.9549	1.0371	R	2	0.8897	1.0703	R	2	0.7344	1.1116	R
3	0.9529	1.0351	R	3	0.8797	1.0603	R	3	0.6974	1.0746	R
4	0.9509	1.0331	R	4	0.8697	1.0503	R	4	0.6554	1.0326	R
5	0.9489	1.0311	R	5	0.8607	1.0403	R	5	0.6124	0.9896	R
6	0.9469	1.0291	R	6	0.8527	1.0333	R	6	0.5674	0.9446	R
7	0.9439	1.0261	R	7	0.8437	1.0243	R	7	0.5254	0.9026	R
8	0.9429	1.0251	R	8	0.8357	1.0163	R	8	0.4854	0.8626	R

Cuadro 2. Contraste de Bartlett al 95% para los coeficiente de autocorrelación para el rendimiento del IPC

Diario				Semanal				Mensual			
Rezagos	Li	Ls	Decisión	Rezagos	Li	Ls	Decisión	Rezagos	Li	Ls	Decisión
1	0.0379	0.1201	R	1	-0.2194	-0.0386	R	1	-0.1035	0.2755	A
2	-0.0821	0.0001	A	2	0.0086	0.1894	R	2	-0.1725	0.2065	A
3	-0.0821	0.0001	A	3	-0.1134	0.0674	A	3	-0.0395	0.3395	A
4	-0.0681	0.0141	A	4	-0.1334	0.0474	A	4	0.0185	0.3975	R
5	-0.0511	0.0311	A	5	-0.1164	0.0644	A	5	-0.2525	0.1265	A
6	-0.0291	0.0531	A	6	-0.0444	0.1364	A	6	-0.3825	-0.0035	R
7	-0.0931	-0.0109	R	7	-0.1234	0.0574	A	7	-0.0915	0.2875	A
8	-0.0481	0.0341	A	8	-0.0034	0.1774	A	8	-0.2315	0.1475	A

El contraste de Bartlett nos permitió realizar pruebas de significancia individual sobre cualquier coeficiente de autocorrelación, el contraste LB nos permitirá realizar una prueba de significancia conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación sean iguales a cero.

Al considerar los coeficientes de autocorrelación del IPC, el valor del estadístico LB hasta el rezago 8 es de 17,909.21 para los datos diarios, de 3,510.14 para los datos semanales y de 634.54 para los datos mensuales, la probabilidad de obtener dicho valor, bajo la prueba de hipótesis conjunta es prácticamente nula, el valor de $\chi^2_{0.05,100} = 15.51$, por lo que se rechaza H_0 de que todos los coeficientes sean

¹³ El número de rezagos se puede determinar de acuerdo a Gujarati (2010) que sugiere utilizar de un tercio a una cuarta parte de la longitud de la serie de tiempo, Tsay (2005) propone utilizar $\ln(n)$. En nuestro caso se consideraron 8 rezagos para todos los periodos, considerando el periodo máximo propuesto por de la regla de Tsay.

iguales a cero en todos los casos. La conclusión es que las series de tiempo diarias, semanales y mensuales del IPC son no estacionarias.

La prueba de raíz unitaria con el modelo [1] para la serie IPC y el rendimiento del IPC

Estadístico	IPC			rIPC		
	Diario	Semanal	Mensual	Diario	Semanal	Mensual
ADF Test Statistic	1.714343	1.650965	1.904237	-43.93632	-24.19906	-8.758597
1% critical value	-2.565981	-2.569902	-2.586753	-2.565981	-2.569913	-2.586960
5% critical value	-1.940963	-1.941500	-1.943853	-1.940963	-1.941501	-1.943882
10% critical value	-1.616606	-1.616246	-1.614749	-1.616606	-1.616245	-1.614731
Coefficiente del primer retardo	0.000443	0.002124	0.009708	-0.918554	-1.111567	-0.841921
Probabilidad del coeficiente	0.0866	0.0994	0.0596	0.0000	0.0000	0.0000
Criterio de Akaike	14.51581	16.15109	11.69799	-5.746482	-4.074433	-2.960884
Criterio de Schwarz	14.51833	16.15994	11.72297	-5.743959	-4.065568	-2.935757
Durbin Watson	1.904283	2.228578	1.835700	1.992163	1.978947	2.026157
r^2	-0.000709	-0.003379	-0.015271	0.459685	0.556334	0.422164

La prueba de raíz unitaria con el modelo [2] para la serie IPC y el rendimiento del IPC

Estadístico	IPC			rIPC		
	Diario	Semanal	Mensual	Diario	Semanal	Mensual
ADF Test Statistic	-0.844425	-0.876689	-0.668548	-44.11462	-24.58698	-9.368660
1% critical value	-3.433033	-3.444068	-3.492523	-3.433035	-3.444098	-3.493129
5% critical value	-2.862612	-2.867483	-2.888669	-2.862612	-2.867496	-2.888932
10% critical value	-2.567386	-2.569998	-2.581313	-2.567386	-2.570005	-2.581453
Coefficiente del primer retardo	-0.000637	-0.003302	-0.008991	-0.922827	-1.128527	-0.913538
Probabilidad del coeficiente	0.3985	0.3811	0.5053	0.0000	0.0000	0.0000
Criterio de Akaike	14.51567	16.15034	17.21718	-5.744312	-4.089191	-3.005466
Criterio de Schwarz	14.52071	16.16804	17.26714	-5.739266	-4.071462	-2.955213
Durbin Watson	1.904174	2.227666	1.878537	1.992006	1.979533	2.004749
r^2	0.000314	0.001643	0.004239	0.461807	0.564697	0.457689

La prueba de raíz unitaria con el modelo [3] para la serie IPC y el rendimiento del IPC

Estadístico	IPC			rIPC		
	Diario	Semanal	Mensual	Diario	Semanal	Mensual
ADF Test Statistic	-2.201353	-2.254080	-1.851944	-44.12399	-24.62046	-9.413251
1% critical value	-3.962087	-3.977745	-4.046072	-3.962088	-3.977787	-4.046925
5% critical value	-3.411787	-3.419432	-3.452358	-3.411788	-3.419453	-3.452764
10% critical value	-3.127780	-3.132308	-3.151673	-3.127781	-3.132320	-3.151911
Coefficiente del primer retardo	-0.004272	-0.021585	-0.064507	-0.923288	-1.131068	-0.925696
Probabilidad del coeficiente	0.0278	0.0247	0.0669	0.0000	0.0000	0.0000
Criterio de Akaike	14.51473	16.14540	11.68775	-5.743832	-4.087674	-2.995693
Criterio de Schwarz	14.52229	16.17195	11.76269	-5.736262	-4.061082	-2.920312
Durbin Watson	1.900722	2.207472	1.789232	1.991927	1.979489	1.998554
r^2	0.002132	0.010786	0.031945	0.462023	0.565896	0.462598

En los modelos planteados se puede apreciar que el coeficiente estimado δ es negativo con excepción de los precios obtenidos en el modelo [1], lo que implica que el ρ estimado es menor a 1. También se puede observar que todos los coeficientes estimados de los rendimientos del IPC son estadísticamente significativos. En cuanto a los coeficientes de los precios, en el modelo [1] son estadísticamente significativos al 95%, en el modelo [2] no son estadísticamente significativos, en el modelo [3] los precios diarios y semanales son significativos al 95% y los precios mensuales al 90%.

En términos de resultados del contraste de raíces unitarias se puede apreciar que el valor absoluto calculado del estadístico $|\tau|$ es estadísticamente significativo en todos los modelos para todos los rendimientos del IPC, lo que implicaría que los rendimientos son estacionarios. En cuanto a los precios, en el modelo [1] son significativos al 10%, en el modelo [2] y en el modelo [3] no son estadísticamente significativos, lo que implica que los precios del IPC son no estacionarios.

Los resultados de las pruebas de razón de varianzas se presentan a continuación, suponiendo caminata aleatoria simple y en el siguiente cuadro la prueba de caminata aleatoria exponencial.

Índice	Estadísticos	Número de rezagos (q)			
		$q = 2$	$q = 4$	$q = 8$	$q = 16$
IPC diario	$VR(q)$	1.047420	1.023525	0.951367	0.921403
	$z(q)$	2.259801	0.599242	-0.783493	-0.850928
	$z^*(q)$	1.656308	0.427589	-0.551142	-0.592631
IPC semanal	$VR(q)$	0.910557	0.936275	0.876710	0.912761
	$z(q)$	-1.937023	-0.737668	-0.902633	-0.429215
	$z(q^*)$	-1.671790	-0.751927	-0.937326	-0.711473
IPC mensual	$VR(q)$	1.042785	1.167296	1.376626	1.198822
	$z(q)$	0.442568	0.925003	1.317038	0.467235
	$z(q^*)$	0.395925	0.815722	1.107038	0.396028

Considerando la prueba de caminata aleatoria exponencial

Índice	Estadísticos	Número de rezagos (q)			
		$q = 2$	$q = 4$	$q = 8$	$q = 16$
IPC diario	$VR(q)$	1.078283	1.056254	0.983056	0.949360
	$z(q)$	3.730569	1.432951	-0.272977	-0.548254
	$z^*(q)$	2.482989	0.917849	-0.170383	-0.334628
IPC semanal	$VR(q)$	0.878993	0.915871	0.872428	0.840821
	$z(q)$	-2.620573	-0.973867	-0.933982	-0.783163
	$z(q^*)$	-1.306211	-0.513379	-0.513459	-0.473841
IPC mensual	$VR(q)$	1.086802	1.217479	1.462785	1.404551
	$z(q)$	0.897883	1.202470	1.618330	0.950701
	$z(q^*)$	0.754791	0.987530	1.260747	0.764543

Conclusiones

Lo que la literatura sobre pruebas de eficiencia de los mercados aporta es información sobre el comportamiento de los precios y de los rendimientos en el mercado. Fama (1965) llegó a la conclusión de que los cambios de precios son los movimientos aleatorios y el pasado no eran útiles para predecir los movimientos futuros. Esto podría ser un indicio de que los mercados financieros opera con alto grado de eficiencia (Joehnk Gitman, y Smart 2011, 324). En consecuencia, un mercado de capitales eficiente puede ser descrito como el precio de los valores que se ajustan rápidamente a la llegada de nueva información. Por lo tanto, los precios actuales de los valores debe reflejar toda la información posible acerca de la seguridad con precisión y rapidez.

La forma débil de la EMH es la forma menos restrictiva y se supone que los precios actuales de las acciones reflejan toda la información de mercado, incluida la información histórica de los precios, las tasas de rendimiento, los volúmenes de comercio y el mercado y cualquier otra información generada.

En nuestro trabajo de investigación con base en el análisis gráfico, los contrastes de Bartlett, el LM de Ljung-Box demuestran que los cambios en los precios de las series del IPC son no estacionarios, es decir, siguen una caminata aleatoria, sin embargo, las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada demuestran que los cambios en los precios de las series del IPC son estacionarios, es decir no siguen una caminata aleatoria.

Por tanto, con base en la evidencia estadística proporcionada para el mercado bursátil mexicano se puede afirmar que existió ineficiencia en sentido débil desde el punto de vista económico para el periodo de octubre de 2004 a octubre de 2012. La hipótesis nula de que el mercado mexicano es eficiente se rechaza y se comprueba que el mercado no logro incorporar en sus precios toda la información disponible y que permitió obtener ingresos extraordinarios.

Bibliografía

- Arellano, Rogelio; Castañeda, Gonzalo y Hernández, Fausto (1993): “El mercado accionario mexicano y sus implicaciones sobre la cuenta corriente”, *Economía Mexicana. Nueva Época*, vol. II, México, núm. 2, Julio-diciembre, pp. 385-413.
- Bartlett, M. S. (1946): “On the Theoretical Specification and Sampling Properties of Autocorrelated Time-Series”, *Supplement of Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 8, USA, núm. 1, pp. 27-41.
- Basu, Parantap y Morey, Matthew R. (2005): “Trade Oppening and the Behavior of Emerging Stock Market Prices”, *Journal of Economic Integration*, vol. 20, USA, núm. 2, marzo, pp. 68-92.
- De la Uz, Nadiezhda (2002): “La hipótesis de martingala en el mercado bursátil mexicano”, *Estudios Económicos*, El Colegio de México, vol. 17, México, núm. 001, enero-junio, pp. 91-127.
- Fama, Eugene (1965): “The Behaviour of Stock Market Prices”, *Journal of Business*, vol. 38, USA, núm. 1, enero, pp. 34-105.
- , (1970): “Efficiente Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance*, vol. 25, USA, núm. 2, diciembre, pp. 383-417.
- Grieb, Terrance y Reyes, Mario G. (1999): “Random Walk Tests for Latin American Equity Indexes and Individual Firms”, *The Journal of Financial Research*, vol. XXII, Reino Unido, núm. 4, octubre-diciembre, pp. 371-383.
- Gujarati, Damodar y Porter, Dawn C. (2010): *Econometría*, Quinta Edición, McGraw Hill, México, pp. 921.
- Lintner, John (1965): “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stocks Portfolios and Capital Budgets”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, USA, febrero, núm. 1, pp. 13-37.
- Ljung, G. M. y Box, G. P. E. (1978): “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models”, *Biometrika*, vol. 65, Reino Unido, núm. 2, pp. 297-303.
- Lo, Andrew W. y MacKinlay, A. Craig (1988): “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, *The Review of Financial Studies*, vol. 1, Reino Unido, núm. 1, enero, pp. 41-66.
- López, Herrera Francisco (1998): “Análisis de la eficiencia del mercado accionario mexicano”, *Contaduría y Administración*, UNAM, México, núm. 191, octubre-diciembre de 1998, pp. 76-83.
- Ojah, Kalu y Karemera, David (1999): “Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit”, *The Financial Review*, Eastern Finance Association, vol. 34, USA, núm. 2, mayo, pp. 57-72.
- Mejía, Jorge; Grados, Mónica y Meunier Nelli (1992): “La eficiencia del Mercado accionario mexicano”, *El Trimestre Económico*, vol. LIX, México, núm. 234, abril-junio, pp. 339-371.

- Roberts, H. (1967): "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market", Manuscrito no publicado, Center for Research in Security Prices, Universidad de Chicago, USA, Mayo.
- Sharpe, William F. (1964): "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *The Journal of Finance*, vol. 19, USA, septiembre, núm. 3, pp. 425-442.
- Timmermann, Allan G. y Granger, Clive (2002): "Efficient Market Hypothesis and Forecasting", *Discussion Paper*, Centre for Economic Policy Research, Reino Unido, núm. 3593, octubre, págs. 26.
- Urrutia, Jorge L. (1995): "Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets", *The Journal of Financial Research*, vol. XVIII, Reino Unido, núm. 3, julio-septiembre, pp. 299-309.
- Worthington, Andrew C. y Higgs, Helen (2003): "Tests of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An Empirical Note", *Discussion Paper*, núm 157, pp.