

LA HIPÓTESIS DE MARTINGALA EN EL MERCADO BURSÁTIL MEXICANO

Nadiezhdá de la Uz

Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey

Resumen: Se examina la hipótesis de Martingala para el mercado bursátil mexicano en el periodo 1993 - 2000. El estudio considera el 97% de las acciones de bursatilidad media y alta, e incluye los índices *IPC* e *INMEX*. Las pruebas usadas son robustas en condiciones de heteroscedasticidad y no normalidad, y se fundamentan en el hecho de que la varianza de los rendimientos es lineal en el tiempo. Se encuentra evidencia empírica de que la hipótesis no es rechazada para los índices mencionados. Sin embargo, para algunas acciones individuales si lo es. Por último se incluyen pruebas de independencia a largo plazo necesarias para obtener la distribución asintótica de los estadísticos relevantes.

Abstract: We examine the martingale hypothesis for the Mexican stock market during the period 1993 - 2000. This research includes 97% of all securities with medium and high trading frequency. The proposed tests are robust when dealing with non normal and heteroskedastic data. The tests use the fact that the variances from continuously compounded returns are lineal in time. The hypothesis is not rejected for the main Mexican stock indexes (the *IPC* and the *INMEX*). For individual stocks we find that in 70% of the examined cases, the hypothesis is not rejected. Finally, we include proofs of long- range independence, which are required for the derivation of the relevant statistics.

1. Introducción

La hipótesis de Martingala ha estado asociada a la teoría financiera casi desde sus inicios. Se le vincula con el supuesto de eficiencia débil

Clasificación JEL: G14, G15

Fecha de recepción: 7 VI 2001

Fecha de aceptación: 8 XI 2001

establecido por Samuelson (1965) y extendido y discutido por: Fama (1970); Malkiel (1992, 1997) y Roberts (1967). Vale la pena destacar que a este último se debe el concepto de conjunto de información disponible. En el caso de eficiencia débil dicho conjunto se compone de la información contenida en los precios pasados. En un universo neutral al riesgo (véase, por ejemplo, Le Roy, 1989) la hipótesis de Martingala es una condición necesaria para la eficiencia de mercados.

Otro papel importante, aunque menos estudiado en la literatura empírica, es el que asocia la propiedad de Martingala con el proceso que siguen los subyacentes en la teoría de valuación de productos derivados. En particular la derivación de la fórmula original de Black y Scholes (1973) presupone que el proceso que conduce a los subyacentes es un movimiento browniano geométrico. Dicho proceso debidamente descontado es una Martingala. En ambos casos, los cocientes de varianzas presentados en nuestro trabajo deben ser iguales a 1. Infringir cualquiera de estas propiedades, conduce a una mala estimación del riesgo y, en consecuencia, a una valuación deficiente de los instrumentos derivados mediante dicha fórmula; tal como se documenta, por ejemplo, en Estrada (1999), Henker y Kazemi (1999) y Longstaff (1995). La mayor parte de la investigación empírica en torno a esta hipótesis se refiere a los mercados más desarrollados. En los últimos años, y después de que el trabajo de Lo y MacKinlay (1988, 1999) revelara evidencia empírica de rechazo a la hipótesis en el caso del mercado estadounidense, el tema ha sido sujeto de diversas publicaciones que incorporan también a los mercados emergentes.

En cuanto a la hipótesis de Martingala, más conocida como la hipótesis de caminata aleatoria, *HCA*,¹ para el mercado mexicano, el primer trabajo se debe a Ortiz (1980), quien utilizó "pruebas de corridas" (*run tests*) para el periodo 1967 - 1979 y datos semanales, para concluir que se rechaza la hipótesis. Asimismo, Urrutia (1995) la rechaza utilizando cocientes de varianzas similares a los de este trabajo para datos mensuales en el periodo 1975 - 1991. Sin embargo, en el mismo artículo las pruebas de corridas no muestran evidencia del rechazo a la *HCA*. Por otro lado, Ojah y Karemera (1999), y Basu y Morey (1999) usan datos mensuales de rendimientos de índices en dólares y rendimientos reales (descontados mediante los índices de precios al consumidor de cada país) para diversos mercados emergentes de 1987 a 1997. Los datos provienen de la *International Finance Corporation*, *IFC*, y la *HCA* es rechazada en el caso

¹ La *HCA* es más restrictiva pues se refiere a independencia, mientras que la hipótesis de Martingala se refiere a no autocorrelación. La mayoría de las pruebas se enfocan a la segunda hipótesis.

de México, aunque no en la mayoría de los países considerados. En lo que respecta al trabajo de Ojah y Karemera (1999), el caso de México pasa la prueba cuando se utilizan estadísticos que consideran los cocientes de varianzas en una prueba conjunta. Finalmente, Grieb y Reyes (1999) aportan evidencia empírica adicional para el periodo 1988 - 1995, y con datos semanales encuentran aversión a la media (*i.e.*, los cocientes de varianzas son mayores a 1, con lo cual la varianza de la suma del rendimiento de periodos base es mayor a lo que debería ser según la *HCA*) para rechazar la *HCA* en los datos mexicanos, aunque no en el caso de Brasil. Para México los autores mencionados incluyeron acciones individuales y dos índices: uno que contiene acciones sin participación extranjera y otro que contiene acciones sin restricciones de inversión.

La presente investigación difiere de las antes mencionadas en lo siguiente:

1) Considera un periodo más reciente cuyo inicio, 1993, coincide con la culminación de una serie de reformas a los mercados financieros que modernizan y expanden el mercado bursátil mexicano. Este hecho nos motiva a revisar la hipótesis, dada las implicaciones que la liberalización financiera pueda tener para la eficiencia. Además, 1993 fue un año relevante en el desempeño de la Bolsa Mexicana de Valores, BMV, (Cabello 1999), pues se emitieron los primeros *warrants* y la capitalización de mercado alcanzó un máximo histórico al ocupar el lugar número 12 entre los países listados en la *Emerging Data Base* que mantiene la IFC.

2) Es más exhaustiva, ya que cubre el mercado mexicano de burSATILIDAD alta y media existente en marzo de 2001 casi en su totalidad (97%), y los dos índices más importantes.

3) Adicionalmente, aporta una revisión mucho más completa de la función de autocorrelación de los rendimientos en el modelo considerado, al incluir las pruebas de independencia a largo plazo para los rendimientos de las acciones e índices considerados. En la literatura revisada no se encontraron pruebas similares para el caso mexicano. Estas pruebas son importantes para la deducción de los estadísticos usados en las pruebas de cocientes de varianzas, pero además aportan información adicional acerca del comportamiento de la función de autocorrelación para periodos grandes no tomados en cuenta por las pruebas de cocientes de varianza. Concretamente, según la hipótesis de Martingala las autocorrelaciones de cualquier orden deben ser cero con lo cuál a su vez, los cocientes de varianza serán iguales a uno para cualquier periodo de agregación.

4) Finalmente, otra característica es la verificación de que los

resultados obtenidos no están afectados por correlaciones espurias inducidas por el fenómeno conocido como “no operación u operación asíncrona” (*non trading or non synchronous trading* Lo y MacKinlay 1990). Esto se logra incluyendo una estimación de dichas autocorrelaciones en los casos extremos.

En la siguiente sección se presentan las hipótesis, la prueba estadística y los datos. En una tercera, se examinan los resultados encontrados tanto de las pruebas de cocientes de varianzas, como de las de independencia a largo plazo. Finalmente, en la cuarta sección se presentan las conclusiones pertinentes.

2. La hipótesis y las pruebas

En esta sección se presenta el modelo más comúnmente empleado en la literatura empírica para probar la hipótesis de Martingala. Es un modelo sencillo que posee la virtud de que toda la información requerida está disponible en el mercado. Sean $X_t = \ln P_t$ donde P_t es el precio al tiempo t de una acción o portafolios de acciones y

$$R_t = X_t - X_{t-1} = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}},$$

los correspondientes rendimientos compuestos continuamente, *RCC*. El modelo de caminata aleatoria (con tendencia) establece que

$$X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

o

$$R_t = X_t - X_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$$

donde μ es un “parámetro arbitrario de tendencia” (drift).

2.1. Las pruebas de cocientes de varianzas

Las pruebas de cocientes de varianzas utilizadas por Lo y MacKinlay (1988), Poterba y Summers (1988) entre otros, se fundamentan en el hecho de que bajo la hipótesis de Martingala, la varianza de la suma de los rendimientos de q periodos base es q veces la varianza de un periodo, lo que se sigue de (2.1) siempre y cuando ε_t y ε_{t+k} estén no correlacionados para toda $k \neq 0$ y $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \forall t$. De aquí que, en general, tengamos

$$\text{Var} \left(\sum_{k=1}^q R_k \right) = q\sigma^2 \tag{2.2}$$

lo que supone que la varianza de los rendimientos mensuales será el doble de la varianza de los rendimientos quincenales y cuatro veces la varianza de los rendimientos semanales. Los comportamientos alternativos se conocen como reversión a la media si las varianzas de los rendimientos multiperiodos son menores que lo sugerido por la propiedad (2.2), o como aversión a la media si resultan mayores. Considere además el estimador insesgado de la varianza de los rendimientos R_t del periodo base

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nq - 1} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2$$

y el estimador

$$\hat{\sigma}^2_q = \frac{1}{\left(q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right) \right)} \sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2$$

que es un estimador insesgado de la varianza de la suma de q periodos base, dividida por q . Entonces, como consecuencia de la propiedad de las Martingalas en (2.2), el cociente de ambas varianzas debe ser igual a 1 y, por lo tanto, el valor nominal del estadístico

$$\overline{MR}(q) = \frac{\hat{\sigma}^2_q}{\hat{\sigma}^2} - 1 \tag{2.3}$$

igual a 0. Al partir de las definiciones de los tres estadísticos precedentes Lo y MacKinlay (1988, teorema 3) muestran que, bajo una hipótesis nula conjunta, el estadístico $\overline{MR}(q)$ tiende a cero con probabilidad 1, (lo que implica que es consistente) y además se puede encontrar un estimador consistente bajo heteroscedasticidad de la varianza asintótica de $\hat{\rho}(q), \delta(j)$ a partir de

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

que es el estimador estándar del coeficiente de autocorrelación de orden j de los rendimientos, así como un estimador consistente de la varianza asintótica de $\overline{MR}(q), \theta(q)$, mediante

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j).$$

En virtud de que se puede demostrar (Lo y MacKinlay 1988, pág. 49) que MR_q es, asintóticamente, una combinación lineal de los coeficientes de autocorrelación de la serie de los RCC . Los mismos autores muestran que además, el estadístico

$$zq = \frac{\sqrt{nq}(\overline{MR}(q))}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \quad (2.4)$$

tiene una distribución asintóticamente normal estándar. Este último estadístico será el empleado para probar la hipótesis de interés. El comportamiento de estas pruebas está validado por simulaciones de Montecarlo que muestran que tanto el tamaño como la potencia son aceptables y superiores a otras pruebas como las de raíz unitaria o el estadístico Q de Box y Pierce o Box-Ljung (Lo y MacKinlay 1999). Los resultados de las pruebas de Box-Ljung se presentan en los cuadros 3.1 a 3.4 del apéndice para rezagos de orden 1 a 4, sin que pueda ser rechazada la hipótesis de rendimientos no correlacionados en el modelo (2.1). Este hecho implica que si se usan los coeficientes de autocorrelación para probar la hipótesis de Martingala en (2.1), la misma sería aceptada en todos los casos, lo que equivale a decir que el mercado es eficiente en forma débil, según dicha prueba.

Una ventaja adicional de las pruebas de cociente de varianzas utilizadas es que no requieren normalidad ni independencia de los rendimientos. La no normalidad de las series de rendimientos es un asunto conocido y documentado en la literatura empírica. Para el caso de los datos de este artículo se realizaron las pruebas Jarque-Bera que proporciona *Econometric-Views*, y en todos los casos, excepto uno, fue rechazada la hipótesis de normalidad con un valor p de 0.000000 en el 92% de la muestra. También, fue claro el exceso de curtosis en toda la muestra. La no evidencia de normalidad obliga a la aplicación de pruebas que no supongan dicha distribución en los rendimientos. Aunque Phillips y Perron (1988) proporcionan un estadístico para realizar pruebas de raíz unitaria que no requieren normalidad, la frecuencia de los datos debe ser continua, lo que imposibilita las pruebas con series financieras que no tengan registros intradía muy frecuentes.

Otra característica de los datos financieros que debe tenerse en cuenta en cualquier investigación empírica es el porcentaje de no operación. Si éste porcentaje es muy alto, entonces la correlación espuria inducida por el arribo asincrónico de información puede afectar los resultados de las pruebas de la investigación. Las pruebas de cocientes de varianzas guardan relación con los coeficientes de autocorrelación de las series de los *RCC* (Lo y MacKinlay, 1990). Lo anterior hace de los rendimientos semanales un balance adecuado entre un gran número de datos y una reducida autocorrelación espuria. Adicionalmente, sólo se incluyeron en la muestra acciones de bursatilidad alta y media para las que el porcentaje de no operación diario fue inferior al 30%. Por último, al utilizar un modelo de Lo y MacKinlay (1990) se pueden calcular las autocorrelaciones espurias inducidas por la no operación diaria una vez que se tienen: el rendimiento medio, la desviación estándar y la probabilidad de no operación de cada serie mediante

$$\text{Cov}(R_t, R_{t+q}) = \frac{-\mu^2 p^q}{\sigma^2 + \frac{2}{p(1-p)}\mu^2}$$

donde μ y σ son la media y la desviación estándar de los rendimientos observados, y p es la probabilidad diaria de no operación de la acción correspondiente, estimada, en este caso, como la frecuencia muestral. Así, el cálculo de las autocorrelaciones inducidas para la acción con mayor frecuencia de no operación (24.2%) arrojó un valor máximo de -0.00133518 para el coeficiente de orden 1.

La hipótesis nula conjunta que da lugar a la deducción del estadístico $z(q)$ reportado en la siguiente sección, incluye un supuesto que es estándar en la literatura relativa a datos no normales. Dicho supuesto garantiza la aplicación del teorema central del límite generalizado que proporcionan White (1984) y White y Domovitz (1984). La propiedad pide a las series ser "procesos mezcladores"² (*mixing*, White, 1984). Dado que tales procesos no tienen dependencia a largo plazo, la validez de los resultados obtenidos con los cocientes de varianzas debe ser sustentada por pruebas de independencia a largo plazo. Los resultados de las pruebas no indican la presencia de dependencia a largo plazo con ninguno de los estadísticos encontrados.

² De manera intuitiva un proceso es integrador si la diferencia entre la distribución conjunta y el producto de las marginales de dos eventos de la serie separados por m periodos desaparece para m grande.

2.2. Las pruebas de independencia a largo plazo

Las “series mezcladoras” para las que es válido el teorema 3 de Lo y MacKinlay (1988), y para las cuales se deduce el estadístico calculado en las pruebas de cociente de varianzas $z(q)$, presentan independencia³ en el largo plazo, en el sentido de que las autocovarianzas de dichas series tienden a 0 cuando el rezago tiende a infinito. Por otra parte, las pruebas de cocientes de varianzas se limitan a rezagos de q pequeños, dado que su potencia disminuye para q grande (Lo y MacKinlay 1989). Sin embargo, la hipótesis de Martingala requiere que todas las autocorrelaciones de los RCC en (2.1) tiendan a cero, con lo cual los cocientes de varianzas tenderán a 1. Por lo tanto, los resultados relativos a la independencia a largo plazo son evidencia adicional acerca de la HCA .

Para verificar la propiedad de independencia a largo plazo se utilizó el estadístico de rango escalado ajustado, $V_n(q)$ propuesto por Lo (1991), que es una corrección al estadístico de Hurst (1951), $R/S(n)$, y fue utilizado por Mandelbrot (1972) para probar independencia a largo plazo en el mercado bursátil estadounidense:

$$R/S(n) \equiv \frac{\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_n)}{\left[\frac{1}{n} \sum (R_j - \bar{R}_n)^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2.5)$$

Lo (1991) modifica este estadístico para introducir las covarianzas de los RCC en el segundo sumando del denominador, lo cual significa una corrección bajo heteroscedasticidad de los RCC , dado que se incorporan a la desviación estándar las covarianzas hasta el orden q , para obtener el estadístico de rango modificado

$$V_n(q) \equiv \frac{\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}_n)}{\left[\frac{1}{n} \sum (R_j - \bar{R}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \omega(j) \left\{ \sum_{i=j+1}^n (R_i - \bar{R}_n)(R_{i-j} - \bar{R}_n) \right\} \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2.6)$$

³ Aunque en este trabajo se usa el término independencia de largo plazo, respetando el lenguaje empleado en la mayoría de la literatura revisada, la propiedad correcta es no autocorrelación. La última es mucho más débil en virtud de que se refiere a covarianzas nulas sólo en el caso de funciones lineales de los ϵ_t .

A diferencia de (2.5), el estadístico de rango ajustado modificado tiene una distribución conocida aun en el caso de dependencia de corto plazo. Esto permite la inferencia para probar la hipótesis de independencia a largo plazo. La distribución asintótica de este estadístico (y la de $(R/S(n))/\sqrt{n}$ en el caso de ε_t independientes en (2.1), Lo(1991)) es la del puente browniano (Feller 1951). Para verificar la validez de la hipótesis nula de independencia a largo plazo al 5% de significancia podemos usar el intervalo [0.809,1.862].

3. Resultados de las pruebas

3.1. Pruebas de cociente de varianzas

Para realizar las pruebas mencionadas en la sección anterior, se calcularon los rendimientos compuestos continuamente, de las series de precios de cierre diarios, proporcionadas por Infosel. Los rendimientos son semanales y fueron calculados de miércoles a miércoles, o de miércoles a martes o jueves si faltaba el dato del miércoles. Se consideraron las series accionarias existentes del periodo enero de 1993 a marzo del 2000, con historias completas; además, se eliminaron aquellas con un porcentaje de no operación superior al 30%, para evitar correlaciones espurias altas. Esto constituye aproximadamente el 97% del mercado de bursatilidad alta y media a marzo del 2001. Todos los sectores de la economía están representados, como se puede ver en el cuadro 1 del apéndice. El cuadro 2 del mismo contiene el listado de las series, y el porcentaje diario de no operación. Los resultados obtenidos se muestran en los cuadros 1.1 - 1.4.

Los valores de los estadísticos relevantes están dados por $z(2)$, $z(4)$ y $z(8)$ con distribución $N(0, 1)$. Se acompañan de los valores de $\overline{MR}(q) = VR(q) - 1$ para $q = 2, 4$ y 8 , que bajo la hipótesis nula tienen que ser próximos a cero. Junto a estos valores aparece, del lado izquierdo, el valor de la distribución acumulada. Se observa que la evidencia en contra de la caminata aleatoria no es contundente. En particular, y al contrario de lo que ocurre en el caso estadounidense, no se puede rechazar la hipótesis de Martingala para ninguno de los índices de mercado. Sin embargo, la evidencia es diversa para acciones individuales donde 11 de 34 acciones no satisfacen la hipótesis. De las 11 acciones, 4 pertenecen al sector de la construcción. Para este sector en particular, el rechazo de la HCA fue rotundo.

Cuadro 1.1
Resultados de las pruebas de cocientes de varianzas para las acciones listadas y $q = 2, 4$ y 8

<i>Acción</i>	<i>MR(2)</i>	<i>MR(4)</i>	<i>MR(8)</i>	<i>Z(2)</i>	<i>Z(4)</i>	<i>Z(8)</i>
WALMEX V	0.033755	-0.0396	-0.068799	0.53514193 Prob	-0.35254362 Prob	-0.4058245 Prob
PE*	-0.08004	-0.18757	-0.184909	0.70372416 -1.33517401 Prob(*)	0.36221536 -1.67763778 Prob (**)	0.34243581 -1.0089793 Prob
ARSA B	-0.01369	-0.02991	-0.0489933	0.09090976 -0.20783746 Prob	0.04670889 -0.2623523 Prob	0.15649229 -0.2773442 Prob
KIMBER A	0.009152	-0.08278	-0.11660947	0.41767796 0.12509303 Prob	0.39652499 -0.6344177 Prob	0.39075796 -0.59993189 Prob
DESC B	0.003517	0.013016	-0.00438684	0.54977508 0.05305946 Prob	0.26290407 0.11103264 Prob	0.27427575 -0.02477644 Prob
DESC C	0.079254	0.088032	0.138294026	0.52115780 0.80212271 Prob	0.54420482 0.52213713 Prob	0.49011659 0.57201258 Prob

Cuadro 1.1
(continuación)

<i>Acción</i>	<i>MR(2)</i>	<i>MR(4)</i>	<i>MR(8)</i>	<i>Z(2)</i>	<i>Z(4)</i>	<i>Z(8)</i>
				0.78875907	0.69921259	0.71634331
GISSA A	0.12524	0.223028	0.27873622	1.82922595	1.69480307	1.24452609
				Prob (**)	Prob (**)	Prob
				0.96631717	0.95494363	0.89334693
ICA *	0.086115	0.217164	0.395485196	1.237160841	1.702277775	1.956203635
				Prob	Prob (**)	Prob (**)
				0.891986247	0.955648377	0.974779485
GCC B	0.074785	0.199278	0.24356081	1.14406927	1.70590475	1.26907382
				Prob	Prob (**)	Prob
				0.87370249	0.95598712	0.89779256

(*) y (**) indican un rechazo de la hipótesis nula al 10% y 5% de significancia, respectivamente.

Cuadro 1.2
Resultados de las pruebas de cocientes de varianzas para las acciones listadas y $q = 2, 4$ y 8

Acción	MR(2)	MR(4)	MR(8)	Z(2)	Z(4)	Z(8)
CONTAL*	-0.01957	-0.06079	-0.03765631	-0.32820323	-0.5566018	-0.21928852
				Prob	Prob	Prob
				0.37137906	0.28889971	0.41321268
BANACCIO	0.023038	0.080841	0.20291758	0.35756798	0.63245720	0.99502948
				Prob	Prob	Prob
				0.63966662	0.73645598	0.84013903
GFBO	0.053413	0.131997	0.25455087	0.70628579	0.98121789	1.22597738
				Prob	Prob	Prob
				0.75999486	0.83675735	0.88989634
IPC	0.029494	0.065383	0.12142085	0.45124714	0.55482115	0.67044209
				Prob	Prob	Prob
				0.67409426	0.71049153	0.74871206
INDMEX	0.043895	0.091295	0.17722917	0.65198760	0.75532867	0.95113270
				Prob	Prob	Prob
				0.74279548	0.77497417	0.82923150
TAMSA*	-0.01367	-0.0603	-0.11751307	-0.18863229	-0.4502316	-0.55784090
				Prob	Prob	Prob

Cuadro 1.2
(continuación)

Acción	MR(2)	MR(4)	MR(8)	Z(2)	Z(4)	Z(8)
				0.42519052	0.32627173	0.28847648
LIVEPOL C1	0.04510855	0.03110939	-0.02131659	0.62095668	0.23446735	-0.09877690
				Prob	Prob	Prob
				0.73268599	0.59268886	0.46065764
LIVEPOL 1	-0.00691	-0.02992	-0.04300241	-0.09726923	-0.2334535	-0.09877690
				Prob	Prob	Prob
				0.46125623	0.40770468	0.45065764
TELMEX A	0.014758	0.027318	0.05172704	1.1856037	1.32716698	1.84942815
				Prob	Prob (*)	Prob (**)
				0.88211052	0.90777321	0.96780205

(*) y (**) indican un rechazo de la hipótesis nula al 10% y 5% de significancia, respectivamente.

Cuadro 1.3

Resultados de las pruebas de cocientes de varianzas para las acciones listadas y $q = 2, 4$ y 8

Acción	MR(2)	MR(4)	MR(8)	Z(2)	Z(4)	Z(8)
TMMA	-0.00771	-0.00963	-0.0053718	-0.66795140	-0.5337298	-0.23183397
				Prob	Prob	Prob
HERDEZ B	0.097565	0.119927	0.14631209	0.25208223	0.24811809	0.4083335
				1.53601323	0.90040001	0.71851384
				Prob (*)	Prob	Prob
SAVIA A	0.045663	0.076716	0.00569353	0.93773241	0.81604632	0.76377981
				0.68372463	0.63572177	0.02949411
				Prob	Prob	Prob
VITRO A	-0.03294	0.056558	0.1235233	0.752925541	0.737521172	0.511764795
				-0.50154794	0.48874997	0.70847435
				Prob	Prob	Prob
GCARSO A1	0.010185	0.027234	-0.0694235	0.30799276	0.68749064	0.76067470
				0.16534869	0.24375541	-0.38714843
				Prob	Prob	Prob
CYDASA A	0.051574	0.138214	0.29636647	0.56566523	0.59628982	0.34932321
				0.77836305	1.17172910	1.62564439
				Prob	Prob	Prob (*)

Cuadro 1.3
(*continuación*)

<i>Acción</i>	<i>MR(2)</i>	<i>MR(4)</i>	<i>MR(8)</i>	<i>Z(2)</i>	<i>Z(4)</i>	<i>Z(8)</i>
				0.78182256	0.87934702	0.94798734
SORIANA B	-0.04493	-0.09244	-0.1025025	-0.77455244	-0.8768855	-0.62152783
				Prob	Prob	Prob
				0.21930201	0.19027438	0.26712613
COMERCI UBC	0.058191	0.077887	-0.01300527	0.85903738	0.62513615	-0.06659712
				Prob	Prob	Prob
				0.80484010	0.73405921	0.47345115
GIGANTE B	0.01478	-0.04669	-0.2604041	0.24778005	-0.4156322	-1.51274092
				Prob	Prob	Prob (*)
				0.59784765	0.33883963	0.06517276

(*) y (**) indican un rechazo de la hipótesis nula al 10% y 5% de significancia, respectivamente.

Cuadro 1.4

Resultados de las pruebas de cocientes de varianzas para las acciones listadas y $q = 2, 4$ y 8

Acción	MR(2)	MR(4)	MR(8)	Z(2)	Z(4)	Z(8)
WALMEX C	0.011633	0.022171	0.06115895	1.21593255	1.40147256	2.78831564
				Prob	Prob (*)	Prob (**)
				0.88799463	0.91946354	0.9973508
APASCO	0.023732	0.052701	0.0907925	1.49556030	2.06175895	2.61935394
				Prob (*)	Prob (**)	Prob(**)
				0.93261583	0.98038472	0.99559514
CEMEX CPO	0.028131	0.060538	0.11715368	1.60968284	2.03118321	2.91625781
				Prob (*)	Prob (**)	Prob(**)
				0.94626644	0.97888186	0.99822864
FEMSA UBD	-0.05956	-0.12931	-0.20159834	-0.93893013	-1.070651	-1.04202045
				Prob	Prob	Prob
				0.17388328	0.14216323	0.14870111
MASECA B	-0.07616	-0.05336	-0.0447996	-1.22645147	-0.4656564	-0.25591818
				Prob	Prob	Prob
				0.11001448	0.32073072	0.39900706
AALF	-0.06278	-0.02355	0.04483195	-0.76898352	-0.1613485	0.20390286
				Prob	Prob	Prob

Cuadro 1.4
(*continuación*)

<i>Acción</i>	<i>MR(2)</i>	<i>MR(4)</i>	<i>MR(8)</i>	<i>Z(2)</i>	<i>Z(4)</i>	<i>Z(8)</i>
				0.22095147	0.43590947	0.58078527
POSADAS L	0.088432	0.199126	0.14529705	1.09668070	1.50669670	0.78249911
				Prob	Prob (*)	Prob
				0.86360946	0.93405577	0.78303941
BIMBO A	0.018941	-0.13446	-0.22506625	0.28385049	-1.0964106	-1.2026468
				Prob	Prob	Prob
				0.61173745	0.13644959	0.11455656

(*) y (**) indican un rechazo de la hipótesis nula al 10% y 5% de significancia, respectivamente.

Por otra parte, las acciones para las que la hipótesis se rechaza muestran estadísticos $MR(q)$ positivos, lo que significa que los cocientes de varianza son mayores que 1, con una significancia de 0.05 y/o 0.1. Este comportamiento se conoce como aversión a la media. Significa que la varianza de multiperiodos es mayor a la longitud del periodo por la varianza de un periodo base. En la práctica esto sugiere una tendencia a la subestimación de la varianza agregada (cuando se usan datos de periodos base para calcularla), y por lo tanto del riesgo asociado a un activo cuya volatilidad se estime de esa manera. El comportamiento contrario: cocientes de varianzas menores a 1 se conoce como reversión a la media. Poterba y Summers (1988, pág. 27) comentan al respecto: "...If market and fundamental values diverge, but beyond some range the differences are eliminated by speculative forces, then stock prices will revert to their mean."

La presencia de cocientes de varianza menores que 1 (aunque no significativamente) se acentúa al tomar periodos de agregación mayores, lo que muestra una tendencia a reversión a la media para horizontes de tiempo superiores a un mes. En el caso de $q = 2$, por ejemplo, tenemos que el 33.33% de los cocientes de varianzas son menores que 1, mientras que para $q = 8$ el porcentaje es del 50%. La reversión a la media se traduce en varianzas menores a medida que agrandamos el horizonte de inversión. La mayoría de los mercados desarrollados presentan una reversión a la media para periodos mayores de un año, tal como lo reportan los autores arriba mencionados. A pesar de que la evidencia a favor de la hipótesis no es contundente, parece adecuado el uso de fórmulas de valuación tipo Black y Scholes (1973) para los índices *IPC* e *INMEX*.

3.1.1. Análisis comparativo con otros estudios

En esta sección incluimos un resumen de los resultados encontrados en estudios previos y en nuestro trabajo, relativos a la *HCA*. Los trabajos considerados han utilizado la misma metodología y han sido reseñados en la revisión de la literatura expuesta en la introducción. Es decir, consultamos aquellos autores que han usado previamente pruebas de cocientes de varianza en el caso de México para otros periodos, así como frecuencias y tipo de los datos. Los cuadros 2.1 y 2.2 presentan las características fundamentales de cada uno de ellos.

Se observa que para los periodos más recientes se debilita la evidencia en contra de la *HCA* en México y otros mercados emergentes.

Cuadro 2.1
Comparación de la literatura relativa a la HCA

<i>Autores</i>	<i>Periodo de estudio</i>	<i>Frecuencia de los datos</i>	<i>Total de datos</i>	<i>Tipos de datos y fuente</i>
Urrutia, J. L.	1975 - 1991	mensual	184	Índices de la IFC en moneda local
Grieb y Reyes	1988 - 1995	semanal	416	Índice de inversión e índice comprensivo de la IFC y 23 firmas locales
Basu y Morey	1986 - 1997	mensual	143	Índices de la IFC en moneda local a los que se descontó la inflación
Ojah y Karemera	1987 - 1997	mensual	114	Índices proporcionados por los archivos de Morgan Stanley International Capital, expresados en dólares
Este trabajo	1993 - 2000	semanal	382	IPC, INMEX y firmas individuales en moneda local proporcionados por Infosel

Cuadro 2.2
Comparación de la literatura relativa a la HCA

<i>Autores</i>	<i>Rezagos incluidos</i>	<i>Países considerados</i>	<i>Resultados obtenidos</i>
Urrutia, J. L.	$q = 2, 4, 8$ y 16	Argentina, Brasil, Chile y México	Para Brasil Chile y México se rechaza la HCA. En Argentina se acepta. Usando otras pruebas se acepta la HCA para los cuatro países
Grieb y Reyes	$q = 2, \dots, 52$	México y Brasil	Se rechaza la HCA para México y se encuentra aversión a la media. Para Brasil el rechazo desaparece a partir de $q = 4$.
Basu y Morey	$q = 2, 4$ y 8	15 países de economías emergentes	El trabajo divide la muestra en 2 subperiodos. El objetivo es ver si la liberalización favorece la aceptación de la HCA. México se considera liberalizado a partir de 1985. Se acepta la HCA para 11 de 15 países. Se rechaza para México aunque la evidencia en el periodo más reciente se debilita y sólo el rezago $q = 2$ es significativo

Cuadro 2.2
(continuación)

<i>Autores</i>	<i>Rezagos incluidos</i>	<i>Países considerados</i>	<i>Resultados obtenidos</i>
Ojah y Karemera	$q = 2, 4, 8 \text{ y } 16$	Argentina, Brasil, Chile y México	Se acepta la HCA para Argentina y Brasil y se rechaza para México y Chile, con estadísticos significativos para rezagos 2 y 4. Se complementan con pruebas conjuntas para las cuales se concluye que todos los países satisfacen la HCA.
Este trabajo	$q = 2, 4, 8$	México	Se acepta la HCA en los dos índices y el 68% de las acciones

Ningún artículo anterior considera al *IPC* e *INMEX*. El número total de datos considerados es superado únicamente por el trabajo de Grieb y Reyes.

En el presente estudio, se utilizaron rezagos de $q = 2, 4$ y 8 , que corresponden a 15, 30 y 60 días respectivamente. Aunque otros trabajos incluyen rezagos mayores, es claro que esa elección aumenta el error tipo II (véase Lo y MacKinlay 1989). Finalmente, en el trabajo de Ojah y Karemera se replica el de Urrutia, y no se encuentran diferencias. En el estudio de Urrutia, los cocientes de varianzas para las cuatro economías emergentes consideradas, fueron significativamente diferentes de sus valores nominales en los rezagos q , durante el periodo 1975 - 1991. Sin embargo, en el artículo de Ojah y Karemera se acepta la *HCA* para 2 de los mismos países en el periodo más reciente, y se rechaza sólo para 2 rezagos en el caso de México y Chile.

3.2. Pruebas de independencia a largo plazo

La condición de series mezcladoras, que es parte de la hipótesis nula (teorema 3, Lo y MacKinlay, 1988) de las pruebas de cocientes de varianzas, puede ser verificada utilizando el estadístico de rango modificado $V_n(q)$ en (2.6), y el estadístico de Hurst $R/S(n)$ en (2.5). Para los datos de arriba se calcularon ambos estadísticos. Según documenta Lo (1991), el estadístico de Mandelbrot tiende a rechazar la hipótesis de independencia más de lo adecuado en presencia de dependencia de corto plazo. Por ejemplo, en el caso de un proceso *AR*(1) con coeficiente de orden 1 de 0.3, dicho estadístico rechaza la hipótesis en el 55% de los casos. En el mismo trabajo se documenta (a través de simulaciones de Montecarlo) que la potencia y el tamaño de las pruebas realizadas con $V_n(q)$ parecen razonables. Sin embargo, la potencia decae cuando los valores de q son mayores que 5.

Un trabajo posterior de Taqqu, Willinger y Teverovsky (1999) demuestra que, efectivamente, para valores grandes del parámetro q el estadístico modificado de Lo muestra poca potencia. Ambos estadísticos fueron calculados a partir de los datos de las series a las que se aplicaron las pruebas de cocientes de varianzas, y se muestran en los cuadros 3.1 y 3.2. debajo de cada serie. La elección de $q = 3$ y 5 , está motivada por el argumento expuesto anteriormente, acerca de la preferencia del estadístico de Lo por aceptar la hipótesis para valores mayores.

Cuadro 3.1
Valores del estadístico de rango modificado $V_n(q)$ y del estadístico de Mandelbrot $R/S(n)$

	IPC	INDMEX	COMERCI UBC	APASCO*	CEMEX CPO
$V_n(3)$	0.997412854	1.017271727	1.003668252	1.017228711	1.02921351
$V_n(5)$	0.977947774	0.99182414	1.010621471	1.012766701	1.020245235
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.023603	1.059063	1.0358	1.035331	1.05144
	FEMSA UBD	MASECA B	ALFA	POSADAS L	BIMBO A
$V_n(3)$	1.197133185	1.327949434	1.544030861	0.987948514	1.109396696
$V_n(5)$	1.232286732	1.328444283	1.500040842	0.959055892	1.151409653
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.109822	1.306054	1.514994	1.10072	1.026765
	HERDEZ B	SAVIA A	VITRO A	GCARSO A1	CYDASA A
$V_n(3)$	1.309607543	1.041550212	1.021097729	1.219122497	1.386508617
$V_n(5)$	1.2963732	1.06300972	1.008244934	1.237016119	1.345872099
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.375187	1.073433	1.041983	1.227392	1.478615
	SORIANA B	GCC B	BANACCI B	GFB O	ICA *
$V_n(3)$	1.030915926	0.955826531	0.964247318	1.048969602	1.0797296
$V_n(5)$	1.035274077	0.937686128	0.934985246	1.017074418	1.03925
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	0.976136	1.038654	0.996245	1.108843	1.18149

Cuadro 3.2
Valores del estadístico de rango modificado $Vn(q)$ y del estadístico de Mandelbrot $R/S(n)$

	TAMSA*	LIVEPOL C1	LIVEPOL 1	TELMEX A	TMM A
$Vn(3)$	1.474978382	1.111915449	1.372955836	1.000496236	1.002513459
$Vn(5)$	1.510110641	1.106917015	1.36856946	1.00098748	1.007426257
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.423503	1.133119	1.358102	1.006048	0.989788941
	PE*	ARSA B	KIMBER A	DESC B	DESC C
$Vn(3)$	1.05953	1.228429	0.927831	1.177066	1.0258978
$Vn(5)$	1.049635	1.204771	0.963461	1.18569	1.012421
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	0.94825	1.203880	0.884778	1.179980	1.064073
	CONTAL A	GIGANTE	WALMEX C	WALMEX L	TELMEX L
$Vn(3)$	1.201102274	1.000091241	1.006282976	1.0766	1.122967
$Vn(5)$	1.195683579	1.067710841	1.001393199	1.06539	1.137568
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.156621812	0.969144	1.009327	1.0487784	1.052278294
	GISSA A				
$Vn(3)$	1.0358688				
$Vn(5)$	1.027821				
$(R/S(n))/\sqrt{n}$	1.138374				

De acuerdo con (2.6) los valores del estadístico $V_n(q)$, reportados debajo de cada serie, deben caer fuera del intervalo $[0.809, 1.862]$, de manera que se pueda rechazar la hipótesis nula de independencia débil a un nivel de significancia del 5%.

En los cuadros 2.1 y 2.2 se observa que este no es el caso de los datos que nos ocupan. La crítica fundamental al estadístico clásico de Mandelbrot, (véase, por ejemplo, Taquq, Willinger y Teverovsky, 1999, Lo, 1991) es que no alcanza a distinguir la dependencia a largo plazo de la de corto plazo. Sin embargo, como se muestra en Lo y MacKinlay (1999)

$$\frac{R/S(n)}{\sqrt{n}}$$

converge también (asíntoticamente) hacia un puente browniano, presentando un sesgo sólo en el caso de autocorrelaciones significativas para rezagos pequeños o medianos. Los estadísticos Q de Box-Ljung incluidos en los cuadros 3.1 a 3.4 del apéndice para los datos estudiados, descartan esa posibilidad. Como además $R/S(n)$ es más potente que $V_n(q)$, y en ningún caso cae fuera del intervalo de confianza, la evidencia encontrada hace robustas las pruebas de cocientes de varianza relativa a los RCC que fueron mostradas en 3.1.

4. Conclusiones

La evidencia a favor de la hipótesis de Martingala es aún relativa. Del total de acciones estudiadas, el 32% falla la prueba (11 de 34 acciones), algunas de ellas corresponden a una alta capitalización de mercado, y 5 son parte del *IPC* en marzo de 2001. Otras dos son parte del *INMEX*. Sin embargo, para los dos principales índices de mercado, el *IPC* y el *INMEX*, la hipótesis no puede ser rechazada, lo que permite la valuación usual de los instrumentos derivados que tengan como subyacente a dichas acciones. Para estos indicadores el precio anterior es un pronóstico insesgado del precio siguiente. Esto es contrario a la mayoría de los hallazgos previos encontrados en la literatura sobre el caso mexicano, puesto que los estudios más recientes rechazaban la hipótesis para el *IPC*. El único trabajo encontrado (Ojah y Karemera, 1999) que no la rechaza, parte de una prueba conjunta para los cocientes de varianzas y utiliza datos mensuales. Es sabido que en la mayoría de los casos, el uso de periodos de agregación mensuales favorece la aceptación de la *HCA* o hipótesis de Martingala. Incluso con datos mensuales, en el mismo artículo se rechaza la *HCA* para el

IPC usando las pruebas de cocientes de varianzas, expuestas en (2.1) y (3.1) y que corresponden al periodo 1987-1997. Por otra parte, la tendencia en otros mercados emergentes, como los de Brasil, Chile, Argentina, Shangai y algunos otros mercados asiáticos (véanse Grieb y Reyes, 1999; Long, Payne y Jang, 1999; Basu y Morey, 1999; y Huang, 1995) apoya la *HCA* y coincide, por lo tanto, con lo encontrado en este trabajo para los índices y muchas de las acciones en la época reciente.

En vista de que los resultados son diferentes para distintos periodos del mercado mexicano, sería interesante una estratificación de los periodos considerados en el caso mexicano por los autores antes mencionados, para revisar la hipótesis y arrojar luz adicional. En este caso sería necesario uniformar la frecuencia y naturaleza de los datos para todos los periodos. Como se expuso en la subsección 3.1.1. estas características difieren sustancialmente en los estudios considerados.

Los resultados presentados aquí se contraponen también a los de Lo y MacKinlay (1988) para el periodo de septiembre de 1962 a diciembre de 1985, y los subperiodos 1962-1974, 1974-1987 en el mercado bursátil de los EU. Campbell, Lo y MacKinlay (1997) ampliaron este estudio hasta 1995. Los mercados europeos muestran también un rechazo de la *HCA* (ver Estrada, 1999). En cambio, en el caso mexicano la hipótesis no puede ser rechazada para los índices, ni para 11 de 33 acciones.

Una hipótesis que permitiría explicar las diferencias entre los mercados emergentes y los más desarrollados en la época más reciente indica, que las mismas podrían deberse a la complejidad de los últimos. La complejidad estaría dada por el número de operadores y por la cantidad y diversidad de los participantes. Los mercados emergentes, con menos acciones en bolsa y un círculo reducido de participantes, podrían presentar menos asimetrías en la información. Para dar una idea de la disparidad estructural de los mercados de EU y México podemos referirnos al número de intermediarios a finales de 1999: 30 en el caso mexicano contra 10,000 en EU, así como en el de participantes: 10,000,000 en EU y menos de 800,000 en México (Vega F. *et al.*, 2000).

Las acciones para las que se rechaza la propiedad de Martingala muestran aversión a la media; las varianzas de periodos agregados son mayores que las del periodo base, por el número de periodos de agregación. Conclusión importante para los participantes en el mercado, ignorarla conduce a la subestimación del riesgo cuando se calcula la volatilidad multiperiodos a partir de la de un periodo base. Sin embargo, la aversión a la media parece desaparecer si se aumenta

el horizonte de inversión. Esta última evidencia debe ser corroborada estudiando el comportamiento para rezagos mayores que 8 (que corresponden a un mes y medio). De ser cierta coincidiría con el fenómeno confirmado por Poterba y Summers (1988) en 17 mercados de países desarrollados.

Otra conclusión es que, como se muestra en la sección 3.2., la hipótesis de independencia a largo plazo tampoco puede ser rechazada para el mercado mexicano. Este resultado es muy importante, tanto por su peso dentro de la inferencia estadística para series financieras, como por no haberse encontrado evidencia empírica para sustentar o rechazar esta conclusión en la revisión de la literatura relativa a los mercados emergentes. Lo usual es suponer que las series financieras son independientes a largo plazo, sin verificarlo. Además, los resultados empíricos de las pruebas de la misma sección hacen robustas las conclusiones de las pruebas de cociente de varianzas expuestas en 3.1.

La metodología empleada para probar la *HCA* tiene la ventaja de ser robusta en condiciones de no normalidad y heteroscedasticidad de los rendimientos. Se ha demostrado a través de simulaciones de Montecarlo (Lo y MacKinlay 1989) que las pruebas poseen tamaño y potencia adecuadas para los valores de q usados en este trabajo. Una limitación de la prueba de *HCA* mediante la propiedad de los cocientes de varianza es que requiere cumplirse para toda q . Sin embargo, en el caso de que q sea grande, las pruebas de *HCA* pierden potencia. En este sentido, las pruebas de independencia a largo plazo ayudan a suplir las desventajas de elegir una q pequeña. Los cocientes de varianza de orden q son asintóticamente 1 más una combinación lineal (con pesos decrecientes) de los coeficientes de autocorrelación de la serie de los rendimientos (Lo y MacKinlay 1988, pág. 49). Entonces, el no poder rechazar la independencia a largo plazo con las pruebas de las secciones 2.2. y 3.2. implica que la función de autocorrelación de la serie de los *RCC* decae a cero para q grande y, por lo tanto, los cocientes de varianza correspondientes serían también iguales a 1. Esto implica la aceptación de la *HCA* para q mayores a las consideradas por las pruebas de cociente de varianzas en todos los casos.

Otra limitación de la metodología tiene que ver con las pruebas de independencia a largo plazo. El estadístico de Mandelbrot tiene las desventajas de no permitir la inferencia en el caso de autocorrelaciones distintas de cero para rezagos pequeños (dependencia de corto plazo), y de rechazar la hipótesis nula con una frecuencia superior a la adecuada cuando la hipótesis es verdadera. El estadístico de Lo (1991) tiene la tendencia contraria, es decir, acepta la hipótesis nula

inger y Teverovsky (1999) recomiendan usar otras pruebas antes de descartar la presencia de dependencia a largo plazo partiendo sólo del estadístico de Lo. Algunas de las pruebas requieren de herramientas econométricas sofisticadas y nuevas complejidades técnicas. La aplicación de estos instrumentos se encuentra ya en mi agenda de investigación.

Referencias

- Basu, P. y M. Morey (1999). "Trade Liberalization and the Behavior of Emerging Stock Markets Prices", *Social Science Research Network*, <http://www.ssrn.com>.
- Black, F. y M. Scholes (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, núm. 81, pp. 637-654.
- Cabello, A. (1999). *Globalización y liberación financieras y la Bolsa Mexicana de Valores. Del auge a la crisis*. P y V, México.
- Campbell J. Y., A. W. Lo y A. C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Estrada J. (1999). "Random Walks and the Temporal Dimension of Risk", *Social Science Research Network*, <http://www.ssrn.com>.
- Fama, E. (1997). "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance", *Social Science Research Network*, <http://www.ssrn.com>.
- (1991). "Efficient Capital Markets: II", *The Journal of Finance*, vol. XLVI, núm. 5, pp. 1575-1617.
- (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- Feller, W. (1951). "The Asymptotic Distributions of the Range of Sums of Independent in Common Stock Returns", *Annals of Mathematical Statistics*, núm. 22, pp. 427-432.
- Francis, A. (1995). "Option Pricing and the Martingale Restriction", *The Review of Financial Studies*, vol. 8, núm. 4, pp. 1091-1124.
- Greene, M. T. y B. D. Fielitz (1977). "Long-term Dependence in Common Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, núm. 4, pp. 339-349.
- Grieb, T. y M. G. Reyes (1999). "Random Walks Tests for Latin American Equity Indexes and Individual Firms", *Journal of Financial Research*, vol. 22, núm. 4, pp. 371-383.
- Haugen, R., E. Ortiz y E. Arjona (1985). "Market Efficiency: México vs. the US", *The Journal of Portfolio Management*, Fall, pp. 28-32.
- Henker, T. y H. B. Kazemi (1999). "The Impact of Deviations from Random Walk in Security Prices on Option Prices", *Social Science Research Network*, <http://www.ssrn.com>.
- Huang, B. N. (1995). "Do Asian Stock Market Prices Follow Random Walks? Evidence from the Variance Ratio Test", *Applied Financial Economics*, núm. 5, pp. 251-256.

- Hurst, H. (1951). "Long Term Storage Capacity of Reservoirs", *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, núm. 116, pp. 770-799.
- Le Roy, S. F. (1989). "Efficient Capital Markets and Martingales", *Journal of Economic Literature*, vol. XXVII, pp. 1583-1621.
- (1973). "Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Prices", *International Economic Review*, núm. 14, pp. 436-446.
- Lo, A. W. y A. C. MacKinlay (1999). *A Non Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, New Jersey.
- (1990). "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading", *Journal of Econometrics*, núm. 45, pp. 181-212.
- (1989). "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples", *Journal of Econometrics*, núm. 40, pp. 203-238.
- (1988). "Stockmarket Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, núm. 1, pp. 41-66.
- Lo, A. W. (1991). "Long-Term Memory in Stock Market Prices", *Econometrica*, núm. 59, pp. 1279-1313.
- Long, M., J. Payne y Feng Jang (1999). "Information Transmission in the Shanghai Equity Market", *The Journal of Financial Research*, Spring, pp. 29-45.
- Longstaff F. A. (1995) "Option Pricing and the Martingale Restriction", *The Review of Financial Studies*, vol. 8, núm. 4, pp. 1091-1124.
- Malkiel, B. G. (1997). *A Random Walk Down Wall Street*, W. W. Norton & Company, Inc.
- (1992). "Efficient Market Hypothesis", en P. Newman, M. Milgate y J. Eatwell (comps.), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, MacMillan, Londres.
- Mandelbrot, B. B. y J. Wallis (1968). "J. R. Noah, Joseph and Operational Hidrology", *Water Resources Research*, núm. 4, pp. 909-918.
- Mandelbrot B. (1972). "Statistical Methodology for Nonperiodic Cycles from the Covariance to R/S Analysis", *Annals of Economic and Social Measurement*, núm.1, pp. 259-290.
- Ojah y D. Karemera (1999). "Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit", *The Financial Review*, vol. 34, núm. 2, pp. 57-72.
- Ortiz, E. (1980). "Caminata al azar en México: La importancia y eficiencia de la bolsa mexicana de valores", UNAM, México.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, núm. 75, pp. 335-346.
- Poterba, J. M. y L. H. Summers (1988). "Mean Reversion in Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, núm. 22, pp. 27-59.
- Roberts, H. (1967). *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*, Center for Research in Security Prices, University of Chicago (mimeo).
- Samuelson, P. (1965). "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate, Randomly", *Industrial Management Review*, núm. 6, pp. 41-49.
- Taqqu, M. S., W. Willinger y V. Teverovsky (1999). "Stock Market Prices and Long-Range Dependence", *Finance and Stochastics*, núm. 3, pp. 1-13.

- Urrutia, J. L. (1995). "Tests of Random Walks and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets", *The Journal of Financial Research*, núm. 18, pp. 299-309.
- Vega, F. et al.(2000). *El mercado mexicano de dinero, capitales y productos derivados, sus instrumentos y sus usos*, vol. 1, Eón, México.
- White, H. (1984). *Asymptotic Theory for Econometricians*, Academic Press, San Diego.
- White, H. y I. Domovitz (1984). "Nonlinear Regression with Dependent Observations", *Econometrica*, núm. 52, pp. 143-162.

Apéndice
Cuadro 1
Segmento del mercado que comprende esta investigación

Sector	Extrac- tiva	Transfor- mación	Construc- ción	Comercio	Comun. y transportes	Varios	Serv. finan- cieros
Total de empresas al 2001	4	57	19	32	29	24	31
Empresas con bursatili- dad alta y media, A y M	1	20	11	14	11	11	4
Empresas clasificadas A y M (%)	25.00	35.08	57.89	43.75	37.93	45.83	12.90
Empresas A y M que no cotizan el periodo completo 1993 - 2000	0	11	7	7	6	5	2
Empresas incluidas en la base	1	9	4	7	4	6	2
Empresas A y M que cotizaron a marzo del 2001 consideradas (%)	100	45	36.3	50	45.4	54.5	50
Empresas A y M vigentes en el periodo incluidas (%)	100	100	100	100	80	100	100

Cuadro 2
Acciones por sector y porcentaje de operación

	<i>Acción</i>	<i>Sector</i>	<i>Mercadeo diario (%)</i>	<i>Núm. de datos</i>
1	ALFA A	Varios	99.55	1804
2	APASCO*	Construcción	100	1812
3	ARSA B		92.10	1669
4	BANACCI O	Serv. financieros	99.66	1806
5	BIMBO A	Transformación	92.82	1682
6	CEMEX CPO	Construcción	100	1812
7	COMERCI UBC	Comercio	99.61	1805
8	CONTAL*	Transformación	90.61	1642
9	CYDASA A	Varios	83.66	1516
10	DESC B	Varios	98.67	1788
11	DESC C	Varios	77.15	1398
12	FEMSA UBD	Transformación	100	1812
13	GCARSO A1	Varios	100	1812
14	GCC B	Construcción	96.90	1756
15	GFB O	Serv. financieros	100	1812
16	GIGANTE B	Comercio	91.99	1667
17	GISSA B	Varios	86.09	1560
18	HERDEZ B	Transformación	73.73	1336
19	ICA*	Construcción	91.8	1665
20	INDMEX		99.33	1800
21	IPC		100	1812
22	KIMBER A	Transformación	100	1812
23	LIVEPOL 1	Comercio	70.58	1279
24	LIVEPOL C1	Comercio	71.57	1297
25	MASECA B	Transformación	99.77	1808
26	PE*	Extractiva	92.27	1672
27	POSADAS L	Comunicaciones y transportes	78.14	1416

Cuadro 2
(continuación)

	<i>Acción</i>	<i>Sector</i>	<i>Mercadeo diario (%)</i>	<i>Núm. de datos</i>
28	SAVIA A	Transformación	96.24	1744
29	SORIANA B	Comercio	92.54	1677
30	TAMSA	Transformación	86.47	1567
31	TELMEX A	Comunicaciones y transportes	96.19	1743
32	TELMEX L	Comunicaciones y transportes	100	1812
33	TMM A	Comunicaciones y transportes	73.12	1325
34	VITRO A	Transformación	99.98	1810
35	WALMEX C	Comercio	100	1812
36	WALMEX V	Comercio	100	1812

Cuadro 3.1

Valores de los coeficientes de autocorrelación de las series para rezagos 1 a 4, el estadístico Q y el valor p correspondiente

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
APASCO	0.018	0.1161	0.733
	0.003	0.1197	0.942
	0.010	0.1563	0.984
	0.007	0.1756	0.996
AALF	-0.067	1.7051	0.192
	0.055	2.8744	0.238
	0.016	2.9683	0.397
	0.067	4.6834	0.321
BANACCI	0.018	0.1209	0.728
	0.058	1.3869	0.500
	0.034	1.8149	0.612
	0.058	3.0897	0.543

Cuadro 3.1
(continuación)

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
BIMBO	0.015	0.0822	0.774
	-0.13	6.3639	0.042
	0.074	8.444	0.038
	0.006	8.4554	0.076
CEMEX	0.022	0.1917	0.661
	0.004	0.1967	0.906
	0.011	0.2407	0.971
	0.013	0.3092	0.989
COMERCI	0.053	1.0613	0.300
	-0.031	1.4254	0.490
	0.034	1.8571	0.603
	-0.050	2.7937	0.593

Cuadro 3.2

Valores de los coeficientes de autocorrelación de las series para rezagos 1 a 4, el estadístico Q y el valor p correspondiente

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
CONTAL	-0.020	0.1515	0.697
	-0.056	0.1344	0.511
	0.029	1.6594	0.646
	0.038	2.2197	0.695
CYDASA	0.047	0.7847	0.376
	0.024	0.9803	0.613
	0.087	3.6749	0.299
	-0.012	3.7229	0.445
FEMSA	-0.064	1.5334	0.216
	-0.072	3.4864	0.175
	0.0520	4.5330	0.209

Cuadro 3.2
(continuación)

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
	-0.074	6.6450	0.156
GCARSO	0.008	0.0228	0.880
	-0.004	0.0277	0.986
	0.011	0.0778	0.994
	-0.018	0.1967	0.995
GCC	0.072	1.9825	0.159
	0.056	3.1668	0.205
	0.047	4.0003	0.261
	0.025	4.2312	0.376
GFB	0.047	0.8353	0.361
	0.050	1.7691	0.413
	0.001	1.7693	0.622
	0.049	2.6975	0.610

Cuadro 3.3

Valores de los coeficientes de autocorrelación de las series para rezagos 1 a 4, el estadístico Q y el valor p correspondiente

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
GIGANTE	0.010	0.0344	0.853
	-0.047	0.8725	0.646
	-0.056	2.0290	0.566
	-0.038	2.5861	0.629
HERDEZ	0.091	2.6519	0.103
	-0.046	3.3146	0.191
	0.020	3.4463	0.328

Cuadro 3.3
(continuación)

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
	0.050	4.2535	0.3730
INDMEX	0.044	7.398	0.3900
	-0.023	0.9462	0.623
	0.081	3.4058	0.333
	-0.002	3.4068	0.492
IPC	0.028	0.3009	0.5830
	-0.038	0.8455	0.655
	0.085	3.5815	0.3100
	-0.012	3.6324	0.458
LIVEPOL	0.051	0.8005	0.371
	-0.070	2.3052	0.316
	0.070	3.8178	0.282
	0.004	3.822	0.431
MASECA	-0.049	0.9004	0.343
	-0.002	0.9019	0.637
	-0.085	3.6368	0.303
	-0.045	4.4099	0.353

Cuadro 3.4

Valores de los coeficientes de autocorrelación de las series para rezagos 1 a 4, el estadístico Q y el valor p correspondiente

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
POSADAS	0.082	2.2082	0.137
	0.081	4.3464	0.114
	0.074	6.1707	0.104
	0.014	6.2316	0.183
SAVIA	0.041	0.6290	0.428
	0.015	0.7130	0.700
	-0.027	0.9947	0.803

Cuadro 3.4
(continuación)

<i>Acción</i>	<i>AC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
	-0.057	2.2280	0.694
SORIANA	-0.055	1.3680	0.286
	-0.057	2.3528	0.308
	0.049	3.2417	0.356
	-0.003	3.2442	0.518
TAMSA	-0.017	0.1069	0.744
	-0.016	0.1974	0.906
	-0.044	0.8914	0.827
	-0.045	1.6201	0.805
TELMEX	0.010	0.0347	0.852
	-0.009	0.0633	0.969
	0.011	0.1059	0.991
	-0.002	0.1068	0.999
TMM	-0.015	0.0606	0.806
	-0.002	0.0614	0.970
	0.004	0.0657	0.996
	-0.004	0.0695	0.999
WALMEX	0.006	0.0148	0.903
	-0.004	0.0218	0.989
	0.001	0.0221	0.999
	0.013	0.0887	0.999
VITRO	-0.037	0.5198	0.471
	0.066	2.1518	0.341
	0.063	3.6669	0.300
	-0.013	3.7290	0.444

