



La influencia de la crisis financiera en la eficiencia de los mercados Latinoamericanos: un análisis empírico

The influence of the financial crisis in the efficiency of Latinamerica markets: an empirical approach

GARCIA-MORENO, María B. 1; ROLDÁN, José A. 2 y CARIDAD Y LÓPEZ DEL RÍO, Daniel 3

Recibido: 04/11/2018 • Aprobado:24/02/2019 • Publicado 31/03/2019

Contenido

- [1. Introducción](#)
 - [2. Precios y rendimientos](#)
 - [3. Eficiencia del mercado](#)
 - [4. Eficiencia en forma débil](#)
 - [5. Datos](#)
 - [6. Resultados empíricos](#)
 - [7. Conclusiones](#)
- [Referencias bibliográficas](#)

RESUMEN:

La hipótesis de eficiencia de los mercados (HEM) supone que los precios de los valores reflejan toda la información disponible, por lo que su cumplimiento imposibilitaría anticiparse a los cambios de precios. Se analiza la influencia de la crisis financiera de 2008 en el cumplimiento de la forma débil de la EHM en los principales mercados financieros Latinoamericanos (Brasil, Colombia, Venezuela, Chile y Argentina) y en España, en el período 2003-2014, mediante métodos lineales y no lineales, tendiendo los resultados al rechazo de la HEM.

Palabras clave: Hipótesis de mercado eficiente, paseo aleatorio, métodos lineales y no lineales, mercados financieros iberoamericanos.

ABSTRACT:

The market efficiency hypothesis (MEH) supports that the prices of the securities reflect all the available information, so that compliance would make it impossible to anticipate changes in prices. This paper analyzes the influence of the 2008 financial crisis on compliance with the weak form of the MEH in the main Latin American markets (Brazil, Colombia, Venezuela, Chile and Argentina) and in the Spanish financial market, in the 2003-2014 period, using linear and non-linear methods. The results tend to reject the MEH.

Keywords: Efficient market hypothesis, random walk, linear and nonlinear methods, Iberoamerican stock markets

1. Introducción

La hipótesis de eficiencia de los mercados financieros es una aproximación analítica que surge con la pretensión de explicar los movimientos de las cotizaciones a lo largo del tiempo, y pivota sobre la idea de que los precios de los activos financieros vienen determinados por el comportamiento racional de los agentes que interactúan en el mercado. Así, la hipótesis de eficiencia del mercado sustenta que los precios de los valores reflejan toda la información accesible a los agentes en el momento en que se determinan, por lo que, de cumplirse, no sería posible anticiparse a los cambios de precios y formular estrategias de inversión encaminadas a obtener cuantiosas rentabilidades. En otras palabras, no se podrían hacer predicciones acerca del comportamiento futuro del mercado. Con este enfoque se plantean tres niveles de eficiencia en el mercado según el acceso creciente a la información que tengan los agentes, siendo las formas débil, intermedia y fuerte las consideradas

para los estudios de mercados financieros. Mientras que en la primera de ellas se considera que la información disponible es únicamente la que recogen los históricos de precios, el prisma de la intermedia añade otro tipo de información pública a la que cualquier agente puede tener acceso. Como culmen de la idea de eficiencia en los mercados financieros surge la forma fuerte, que incorpora a las informaciones consideradas por las formas anteriores, otras de carácter privado que se conoce como información privilegiada.

La verificación de la EHM en cualquiera de sus formas requiere una contrastación empírica del cumplimiento de la misma, existiendo para ello diferentes metodologías (Duarte, 2014 (p. 41))^ç. Si bien es cierto que la gran mayoría de estudios empíricos se han centrado en contrastar la forma débil de la eficiencia, tanto en mercados desarrollados (Norteamérica y Europa) como en emergentes (Latinoamérica, Asia, Oceanía y África), la mayoría de los artículos publicados se han centrado en esa hipótesis. En el caso del mercado de valores, muchos estudios se han orientado a los mercados de EE. UU, siendo algunos de los más recientes los trabajos de Alexeev y Tapon (2011); Hong, Lin y Wu (2012); Mynhardt, Makarenko y Plastun (2017) y Serin (2017). De igual forma, en la literatura se encuentran trabajos sobre mercados europeos como son los de Dicle y Levendis (2011); Khan y Vieito (2012); Ruiz-Gándara y Caridad (2014); Garcia-Moreno, Roldan y Caridad (2015); y Gupta y Sankalp (2017). Incluso se estudian mercados en el continente africano en trabajos como Mazviona y Nyangara (2013) e Ikeora, Charles-Anyago y Andabai (2016).

En lo que se refiere a los mercados emergentes, los latinoamericanos (de especial interés en este trabajo) han sido y son objeto estudio por el interés que generan en el resto de mercados internacionales. Así destacan trabajos de autores como Ojeda Echeverri (2012); Lean, Mishra y Smyth (2015); Shaik y Maheswaran (2017); Hamid et al (2017); Soon y Abdul-Rahim (2017) y Gupta y Singla (2018), entre otros.

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia de la crisis financiera de 2008 en el cumplimiento de la forma débil en los mercados financieros emergentes más representativos de Latinoamérica (Brasil, Colombia, Venezuela, Chile y Argentina) en comparación con el mercado financiero español en el período 2003-2014.

Puesto que técnicamente la hipótesis de eficiencia se identifica con la hipótesis de que los precios de los activos financieros siguen un paseo aleatorio o un modelo de martingala, la forma débil de eficiencia en los mercados indicados se contrasta analizando la hipótesis de paseo aleatorio a partir de las series de rendimientos de cada mercado mediante métodos estadísticos lineales y no lineales.

En consecuencia, el trabajo se estructura en la forma siguiente. En la Sección 2 se definen algunos conceptos del ámbito financiero y se establece la notación que se empleará en el artículo. En la tercera, se presentan las bases teóricas de la hipótesis de eficiencia. A continuación, se expone la metodología que se aplica en el estudio. En la Sección 5 se indican cuáles son los datos que se han utilizado para el análisis. En la Sección 6 se presentan los principales resultados obtenidos. Finalmente, la Sección 7 recoge las principales conclusiones.

2. Precios y rendimientos

Si el precio de un activo financiero en el instante t se denota P_t , el rendimiento (o rentabilidad) simple de dicho activo entre los instantes t y $t - 1$ viene dado por la expresión $R_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$, o mediante su aproximación $r_t = \ln P_t/P_{t-1} = \ln(1 + R_t)$.

En ocasiones es conveniente trabajar con el concepto de exceso de rendimiento de un activo que se define como la diferencia entre su rendimiento y el rendimiento de un activo de referencia. Así, si en el instante t los rendimientos simples y logarítmicos para un activo i y un activo de referencia (libre de riesgo) son R_{it} y r_{it} , y R_{0t} y r_{0t} , respectivamente, se tiene que el exceso de rendimiento simple para el activo i es $Z_{it} = R_{it} - R_{0t}$ mientras que el exceso de rendimiento logarítmico es $z_{it} = r_{it} - r_{0t}$.

Según Campbell et al. (1997) hay al menos dos razones por las que los estudios financieros deben basarse en los rendimientos en lugar de los precios de los activos. En primer lugar, para el inversor promedio, el rendimiento de un activo es un resumen completo y adimensional de la oportunidad de invertir. En segundo lugar, las series de rendimientos son más fáciles de manejar que las series de precios debido a que tienen propiedades estadísticas más atractivas, tales como, generalmente, la estacionariedad y la ergodicidad. Asimismo, Fama (1965) indica que existen tres razones para trabajar con los cambios en el logaritmo del precio en lugar del simple cambio del precio: i) El cambio en el logaritmo del precio es el rendimiento con capitalización continua al mantener el activo por un período de tiempo determinado, ii) Al trabajar con logaritmos se amortigua la heterocedasticidad que suele presentar el precio de los activos, iii) Para cambios menores a $\pm 15\%$, el cambio en el logaritmo del precio es muy cercano al cambio relativo en el precio, y hay que tener en cuenta que en muchas ocasiones es conveniente observar los datos en términos de cambios porcentuales en los precios.

3. Eficiencia del mercado

La hipótesis de mercado eficiente relaciona los precios de los activos financieros con la información que disponen los inversores. Dicha hipótesis tiene su origen teórico en el trabajo de Bachelier (1900), si bien, no encuentra validez empírica hasta los trabajos de Cowles (1933) y Working (1934), quienes afirman que los cambios de los precios de las acciones son aleatorios. Ello condujo a identificar la hipótesis de eficiencia del mercado con la hipótesis de que los precios de los activos financieros siguen un paseo aleatorio. La idea que subyace es clara: si el flujo de información no se obstruye y los inversores reaccionan instantáneamente, al tratar de tomar ventaja de dicha información, eliminan las oportunidades de ganancias; esto hace que los cambios en los precios sean impredecibles y aleatorios.

Posteriormente, Samuelson (1965) defiende que, en un mercado eficiente, desde el punto de vista del proceso de la información, los cambios en los precios deben ser un juego justo. Lo anterior significa que si los precios de los activos conforman una martingala, es decir, si para cualquier posible conjunto de información Ω_t se verifica que $E[P_{t+1} | \Omega_t] = P_t$, por lo que es imposible predecir su futuro usando Ω_t ; por lo tanto, los cambios de precios esperados tienden a anularse: $E[P_{t+1} - P_t | \Omega_t] = 0$, o lo que es lo mismo constituyen una diferencia de martingala. A partir de esta idea Fama (1970) define que "un mercado en el que los precios reflejan plenamente la información disponible es eficiente". Más tarde, Malkiel (1992) concretaría que la eficiencia respecto a un conjunto de información implica que no es posible obtener beneficios económicos con base a dicho conjunto de información.

Para hacer operativa la definición de la EHM, con la idea de verificar su cumplimiento, Fama (1970) indica que es necesario especificar el proceso de formación de los precios y expresar las condiciones de equilibrio del mercado en términos de los rendimientos r_t esperados respecto del conjunto de información disponible Ω_t . En este sentido, el autor identifica un mercado eficiente con el supuesto, ya conocido, de que los rendimientos de los activos sean un juego justo, esto es, con el cumplimiento de la condición $E[r_{t+1} | \Omega_t] = 0$, proponiendo los modelos de martingala y de paseo aleatorio para la formación de precios. Posteriormente, Fama (1991) afirma que contrastar la EHM implica una hipótesis conjunta: la eficiencia del mercado y el modelo subyacente de equilibrio de fijación de precios.

La hipótesis de martingala fue considerada durante un tiempo condición necesaria para la eficiencia del mercado, pero se demostró que no es ni suficiente ni necesaria para la determinación racional de los precios (LeRoy (1973), Rubinstein (1976) y Lucas (1978)) ya que no tiene en cuenta el riesgo del inversor en ningún caso. Ahora bien, teniendo en cuenta la mencionada neutralidad frente al riesgo y de acuerdo con gran parte de la literatura empírica, la eficiencia del mercado se considera, en la práctica, equivalente, a expectativas racionales junto con la hipótesis de martingala (LeRoy, 1989).

Así, desde la perspectiva de las expectativas racionales la hipótesis del mercado eficiente se sustenta sobre tres supuestos básicos: la racionalidad del inversor, la posibilidad de arbitraje y la racionalidad del comportamiento colectivo (Schleifer, 2000).

En este escenario, y en relación con la gestión de una cartera de valores, al inicio del instante t y para cada inversor i se deben tener en cuenta las condiciones de arbitraje, la prima de riesgo ($\lambda_{it} > 0$) y los costes de información y transacción por unidad invertida ($\delta_{it} > 0$). De esta forma, bajo la hipótesis de expectativas racionales el valor esperado del exceso de rendimiento de la cartera respecto del conjunto de información disponible Ω_t verifica, para todo i ,

$$E[z_{t+1} | \Omega_t] = E[\lambda_{it} + \delta_{it} | \Omega_t] = \rho_t \quad (1)$$

donde ρ_t es una medida promedio que combina las primas de riesgo y los costes de información y transacción de los inversores participantes en el mercado. La hipótesis de expectativas racionales junto con el arbitraje perfecto asegura que diferentes inversores tengan las mismas expectativas de riesgo y costes de información y transacción. Asimismo, la racionalidad y la disciplina de mercado anulan las diferencias individuales en gustos, habilidades en el manejo de la información y otros costes de transacción relacionados y proporciona la condición (1) de arbitraje de un agente representativo, que es la base teórica de la EHM. Esto es compatible con ser $\lambda_{it} = \lambda_t + \varepsilon_{it}$ y $\delta_{it} = \delta_t + v_{it}$ siendo $E[\varepsilon_{it} | \Omega_t] = 0 = E[v_{it} | \Omega_t]$, y ε_{it} y v_{it} son variables aleatorias centradas e independientes de Ω_t , λ_t y δ_t son funciones conocidas dependientes del conjunto de información disponible.

Según LeRoy (1973), cambios en el rendimiento esperado de un activo debidos a cambios en las estimaciones de la aversión al riesgo suelen ser pequeños en comparación a las fluctuaciones reales del rendimiento de dicho activo en el corto plazo. En consecuencia, no se pierde mucho empíricamente si se ignora la aversión al riesgo. Por tanto, si se asume neutralidad frente al riesgo y constancia de los costes de información y transacción asociados, la hipótesis (1) se reduce a la

$$E[z_{t+1} | \Omega_t] = \rho \quad (2)$$

a la que se le suele asociar la martingala y el paseo aleatorio como modelos de representación de precios.

Finalmente, atendiendo a la clasificación que establece Roberts (1967) para los conjuntos de información, se distinguen tres formas de eficiencia: débil, semi-fuerte y fuerte.

Así, en este trabajo se centrará la atención en la forma débil de eficiencia, en la que el conjunto de información solo incluye la serie histórica de precios. Esto significa que con base en los precios históricos es imposible predecir los movimientos futuros de los precios y, por tanto, crear estrategias exitosas de especulación.

4. Eficiencia en forma débil

Para analizar la forma débil de la eficiencia del mercado, en cuyo caso el conjunto de información disponible Ω_t se reduce a la serie histórica de precios, lo habitual es valorar la hipótesis (2) en términos de modelos de paseo aleatorio o martingala para la fijación de dichos precios.

Formalmente, para los procesos $\{p_t\}$ y $\{r_t\}$ definidos en la sección 2, la expresión de un paseo aleatorio es $p_t = \mu + p_{t-1} + r_t$, siendo μ el cambio esperado en el precio o deriva; Campbell et al. (1997) distinguen tres tipos según la estructura de dependencia del rendimiento r_t :

- Paseo aleatorio 1: r_t es un proceso independiente e idénticamente distribuido con media 0 y varianza σ^2 , es decir, $r_t \in \text{III}(0; \sigma^2)$
- Paseo aleatorio 2: r_t es un proceso independiente pero no idénticamente distribuido
- Paseo aleatorio 3: r_t es un proceso que no es independiente, ni está idénticamente distribuido, pero es incorrelado. Es decir, se contemplan casos en los que $\text{Cov}(r_t, r_s) = 0$, para todo $t \neq s$, aunque sea $\text{Cov}(r_t^2, r_s^2) \neq 0$, lo que implica que puede haber dependencia pero no correlación.

El paseo aleatorio 1 es más restrictivo que el modelo de martingala, si bien este último podría corresponderse con el paseo aleatorio 2 (LeRoy, 1989). Por otro lado, los datos financieros suelen rechazar el paseo aleatorio 1, principalmente, por el supuesto de constancia de la varianza de rt , pues no refleja la realidad de la dependencia temporal de la volatilidad de los rendimientos de los activos financieros. En cambio, los paseos aleatorios 2 y 3 se ajustan mejor a la realidad financiera pues permiten la existencia de heterocedasticidad (condicional o no condicional) en rt .

En principio, se pueden aplicar los denominados métodos lineales para contrastar la hipótesis de eficiencia del mercado, es decir, procedimientos que asumen linealidad en los rendimientos en caso de que exista una relación de dependencia. No obstante, según Hinich et al. (2005), los sistemas económicos son no lineales y si dicha no linealidad es considerable es un error basarse en una aproximación lineal para hacer predicciones. En consecuencia, si se tiene en cuenta que los métodos lineales no pueden detectar relaciones de comportamiento no lineal en los rendimientos, contrastar el comportamiento de éstos por métodos no lineales es una manera de validar los resultados del contraste realizado con métodos lineales. Por tanto, contrastaremos la forma débil de la hipótesis de eficiencia del mercado con métodos lineales y no lineales.

4.1. Métodos lineales

Se consideran los siguientes métodos lineales para contrastar la forma débil de la hipótesis de mercado eficiente:

4.1.1. Test de Ljung-Box

Puesto que bajo la hipótesis de paseo aleatorio las autocorrelaciones del rendimiento rt son nulas, el test de Ljung-Box (1978) es útil para probar esta circunstancia. En concreto, se contrasta la nulidad simultánea de las primeras k autocorrelaciones de rt siendo el estadístico del contraste

$$\tilde{Q}(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{r}_j^2}{T-j}$$

donde T es el número de observaciones y \hat{r}_j^2 es la autocorrelación muestral de orden j . En este caso, bajo la hipótesis nula, la distribución asintótica del estadístico anterior es $\chi^2(k)$.

4.1.2. Test ratio-varianza

Lo y MacKinlay (1988) proponen un test que analiza la hipótesis de paseo aleatorio incorporando la posible heterocedasticidad de r_t . La idea es comparar la varianza de los rendimientos en diferentes períodos de tiempo, de manera que si no se detecta una correlación muy elevada entre las varianzas se admitiría la hipótesis en cuestión.

En concreto, el test compara la varianza de la suma de los k primeros valores de r_t

$$V(k) = \text{Var} \left(\sum_{i=1}^k r_{t+i-1} \right) = \sum_{i=1}^k \text{Var}(r_{t+i-1}) + 2 \sum_{j<i} \text{cov}(r_{t+i-1}, r_{t+j-1})$$

con la varianza de dicha suma bajo la hipótesis de paseo aleatorio

$$V^*(k) = \sum_{i=1}^k \text{Var}(r_{t+i-1}) = k \text{Var}(r_t)$$

de tal forma que el estadístico de razón de varianzas se define en la forma

$$VR(k) = \frac{V(k)}{V^*(k)} = \frac{\sum_{i=1}^k \text{Var}(\hat{r}_{t+i-1}) + 2 \sum_{j<i} \text{Cov}(\hat{r}_{t+i-1}, \hat{r}_{t+j-1})}{k \text{Var}(\hat{r}_t)} \quad (3)$$

Por tanto, bajo la hipótesis de paseo aleatorio el cociente (3) debe tener un valor muy próximo a 1. Lo y MacKinlay (1988) demostraron que la distribución asintótica del estadístico (3) normalizado es una normal estándar.

4.2. Métodos no lineales

Entre los métodos que analizan la hipótesis de mercados eficientes desde la perspectiva de la posible dependencia no lineal de los rendimientos se consideran los siguientes:

4.2.1. Test de Engle

Engle (1982) propone un test que examina la no linealidad en el momento de segundo orden asumiendo que el rendimiento viene definido por un modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden p (ARCH(p))

$$\begin{cases} r_t = f(r_{t-j} | \Omega_{t-1}) + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \end{cases}$$

En este caso las hipótesis a contrastar son

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \\ H_1: \text{al menos un } \alpha_j \neq 0, j = 1, \dots, p \end{cases}$$

donde el rechazo de la hipótesis nula implica admitir no linealidad en el momento de segundo orden del rendimiento. El estadístico del contraste es $LM = TR^2$, donde T es el número de observaciones y R^2 el coeficiente de determinación de la regresión

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + u_t$$

en la que los cuadrados de los residuos del modelo ARCH, $\hat{\varepsilon}_t^2$, se toman como una variable "proxie" de la varianza ($\hat{\sigma}_t^2 \approx \hat{\varepsilon}_t^2$). La distribución asintótica del estadístico bajo la hipótesis nula es una $\chi^2(p)$.

4.2.2. Test BDS

Brock, Dechert y Scheinkman (1987) proponen un test no paramétrico (test BDS) para contrastar la hipótesis nula de que una determinada serie temporal es independiente e idénticamente distribuida, aplicable, por tanto, a una serie de rendimientos. En concreto, el rechazo de la hipótesis nula implicaría la existencia de no linealidad (normalmente en varianza).

El test BDS se basa en el concepto de integral de correlación desarrollado por Grassberger y Procaccia (1983) que es una medida de la correlación espacial entre dos puntos de un espacio m dimensional. Para el caso de una serie de rendimientos r_t con T observaciones la expresión de dicha integral para una dimensión m (parámetro de inmersión) es

$$C_{m,T}(\varepsilon) = \frac{2}{(T-m+1)(T-m)} \sum_{s=1}^{T-m} \sum_{t=s+1}^{T-m+1} \prod_{j=0}^{m-1} H_{\varepsilon}(r_{s+j}, r_{t+j})$$

donde ε es una distancia prefijada suficientemente pequeña y H es la función de Heaviside, es decir,

$$H_{\varepsilon}(r_i, r_j) = \begin{cases} 1 & \text{si } |r_i - r_j| \leq \varepsilon \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

siendo $||$ la norma del máximo.

En este contexto el estadístico viene dado por la expresión³

$$W_{m,T}(\varepsilon) = \frac{\sqrt{T-m+1} \left(C_{m,T}(\varepsilon) - (C_{1,T-m+1}(\varepsilon))^m \right)}{\hat{\sigma}_{m,T}(\varepsilon)}$$

donde $\hat{\sigma}_{m,T}(\varepsilon)$ es un estimador de la desviación estándar asintótica de $C_{m,T}(\varepsilon) - (C_{1,T-m+1}(\varepsilon))^m$, y cuya distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una normal estándar.

5. Datos

El estudio se realiza a partir de datos diarios de los índices bursátiles representativos del mercado en cada uno de los países objeto de estudio (Brasil, Colombia, Venezuela, Chile, Argentina y España).

El IBOV es un índice de rentabilidad total bruta ponderado por volumen de negocio sustentando el 80% del volumen de los últimos 12 meses y compuesto por unas 50 acciones de las empresas que gozan de mayor liquidez en el mercado de Sao Paulo.

El COLCAP es un índice ponderado de capitalización de mercado que incluye las 20 acciones más líquidas que cotizan en la Bolsa de Valores de Colombia. Las ponderaciones del índice se basan la capitalización de mercado de las empresas que lo componen.

El IBVC es el índice de la Bolsa de valores de Caracas ponderado por capitalización de los 15 valores más líquidos y de mayor capital que cotizan en dicha bolsa.

El IPSA es un índice de rentabilidad total compuesto por los 40 valores con mayor volumen medio anual de negociación en la Bolsa de Comercio de Santiago de Chile. Este índice es revisado trimestralmente.

El índice MERVAL es el principal índice del Mercado de Valores de Buenos Aires y muestra la evolución en conjunto de las principales empresas argentinas con las que compone una cartera de acciones, seleccionándolas de acuerdo a la participación que tengan en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, el número de transacciones y el valor comercial. Se revisa de forma trimestral considerando los volúmenes de negociación en los últimos 6 meses.

El IBEX es el índice de referencia del mercado español, compuesto por las 35 empresas de mayor liquidez, que ponderan en función de la capitalización bursátil que tenga cada una. Además, el índice resulta ajustado también por el capital flotante de cada compañía integrante y es revisado dos veces al año.

Los índices anteriores se observaron diariamente en el momento del cierre durante el período que va de 1 de enero de 2003 hasta 24 de marzo de 2014, obteniéndose un total de 4108 observaciones.

Es un hecho reconocido que los mercados financieros quedan expuestos a cierto grado de inestabilidad cuando se propagan malas noticias provenientes de otros mercados financieros, como ocurriese tras la crisis sufrida en el mercado norteamericano. Pues bien, para analizar el efecto de la crisis financiera de 2008 en el cumplimiento de la forma débil de la hipótesis de eficiencia en los mercados investigados, el período muestral considerado se divide en tres subperíodos: *pre-crisis* (1 enero 2003 a 31 diciembre 2007), *crisis* (1 enero 2008 a 31 diciembre 2009) y *post-crisis* (1 enero 2010 a 24 marzo 2014).

6. Resultados empíricos

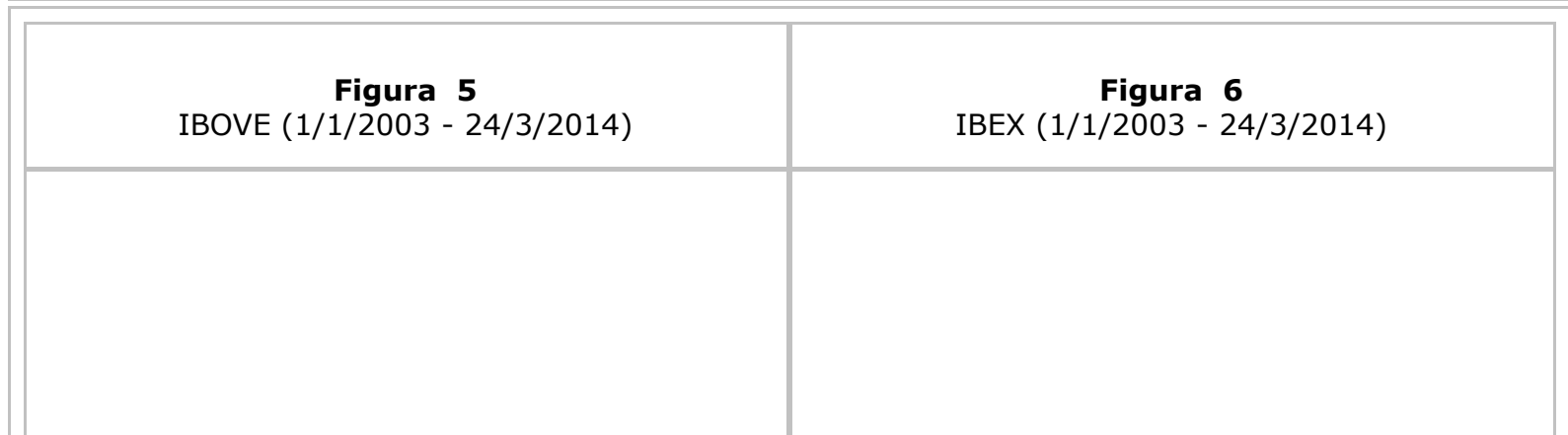
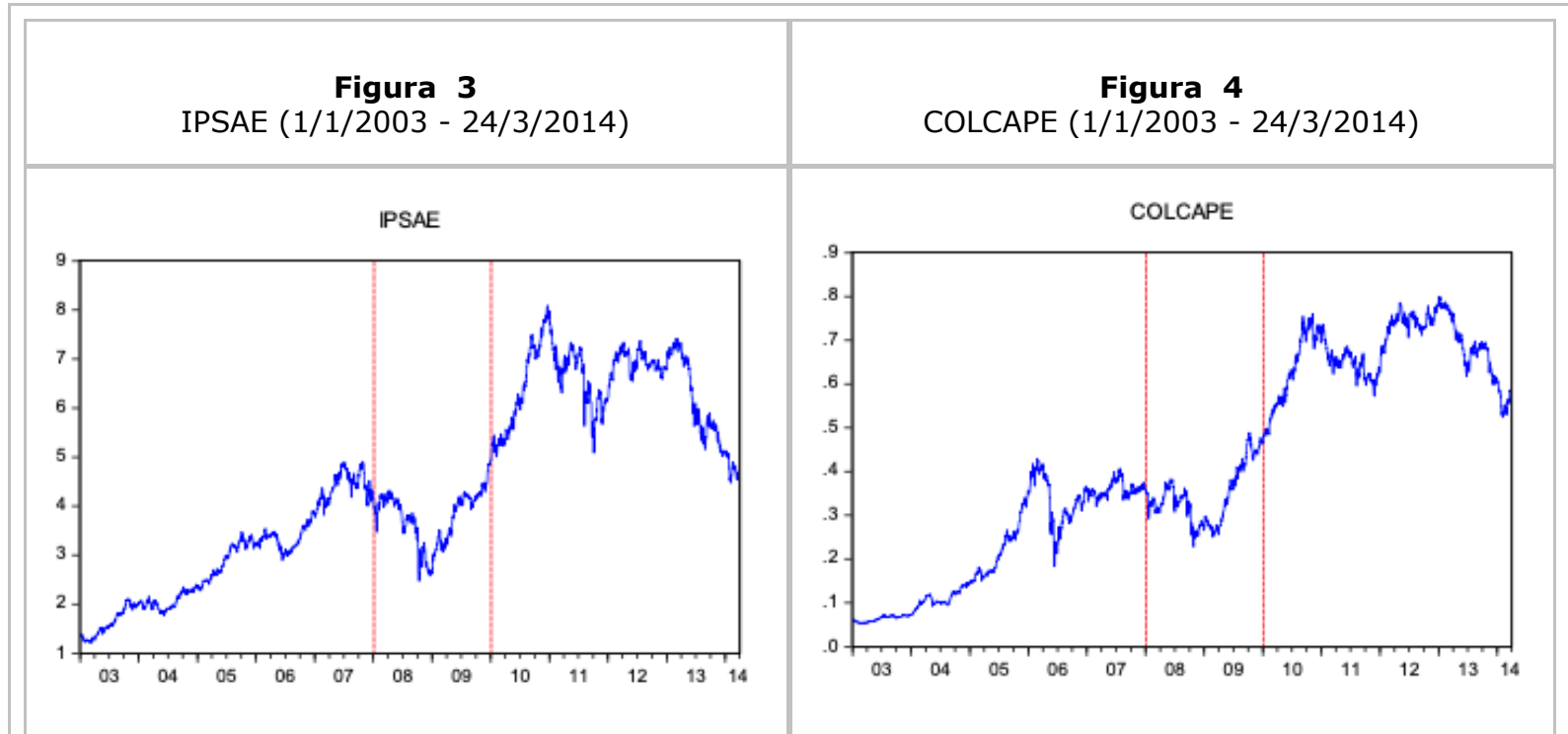
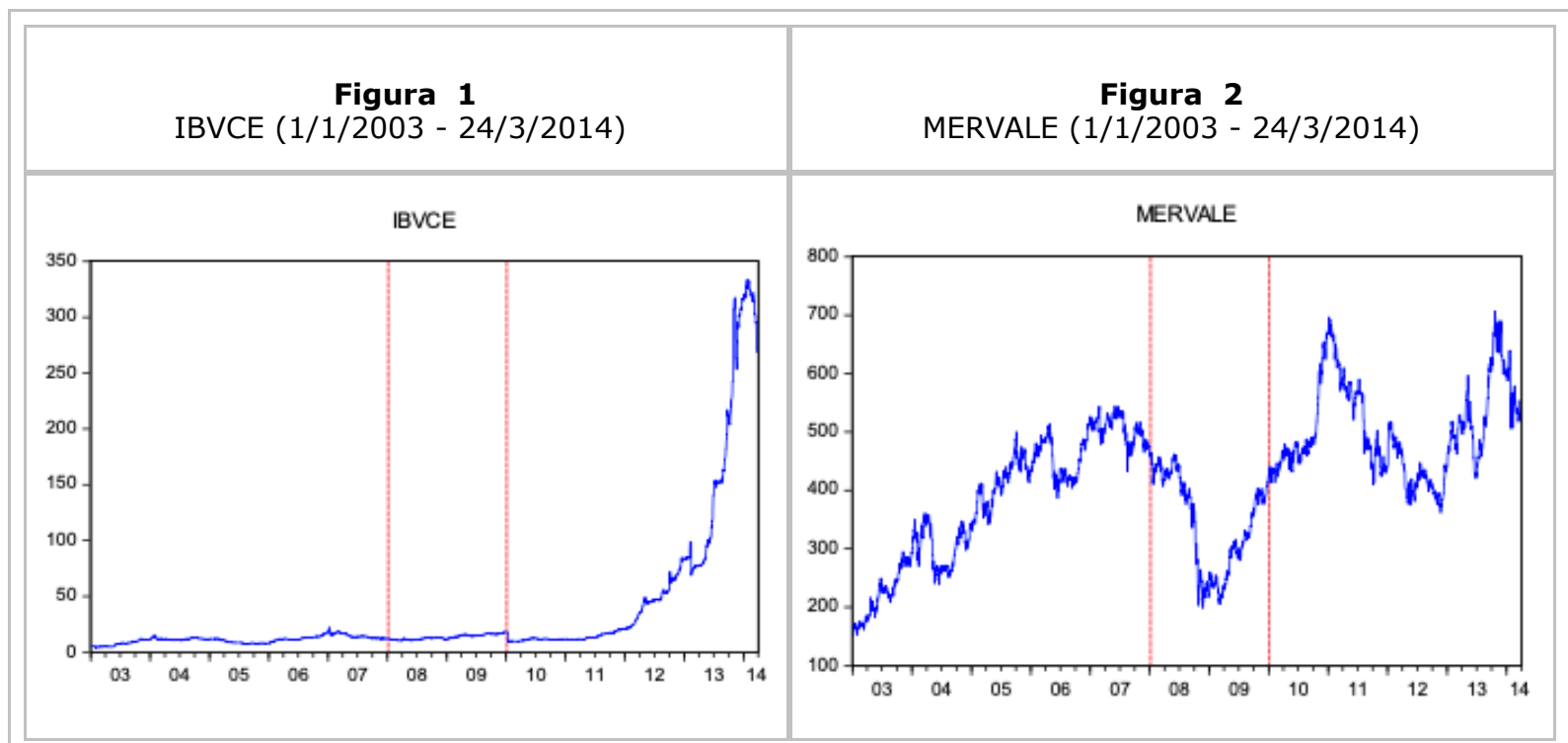
A continuación, se presentan los principales resultados obtenidos como consecuencia de aplicar a los índices observados (y a los rendimientos correspondientes) la metodología descrita en la sección 4.

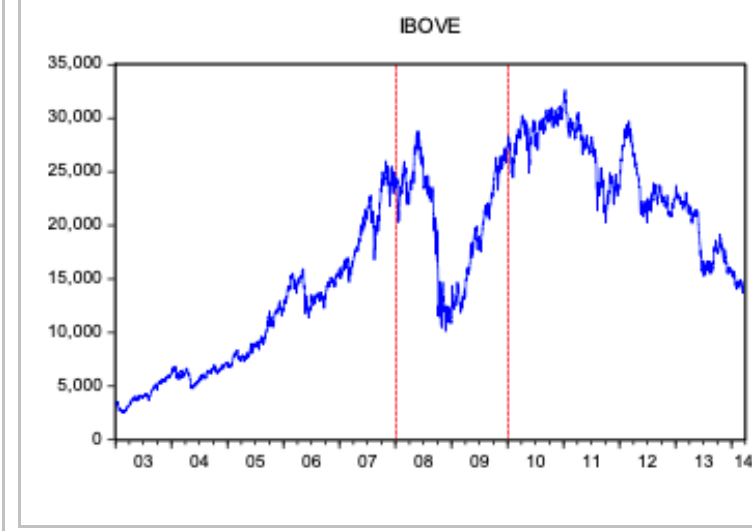
6.1. Análisis gráfico

En primer lugar se realiza un análisis gráfico de los índices considerados [Fig.1 a 6] así como de los rendimientos correspondientes [Fig.7 a 12]. En todas las gráficas se han trazado unas líneas verticales para indicar los tres subperíodos (*pre-crisis*, *crisis* y *post-crisis*) en los que se ha dividido el período muestral.

En líneas generales, los índices considerados muestran una tendencia alcista durante el período previo a la crisis. Coincidiendo con el período de crisis los índices presentan un claro decrecimiento. Este descenso es más acusado en los índices de Argentina, Brasil y España, tal vez por tener estos mercados un mayor volumen de negociación. Un descenso menor presentan los mercados de Chile y Colombia que coincide, además, con un comportamiento similar en el período posterior la crisis.

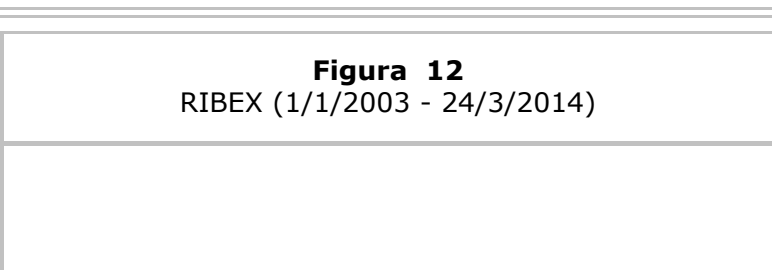
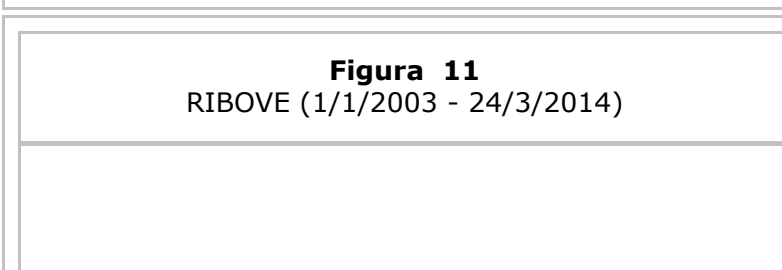
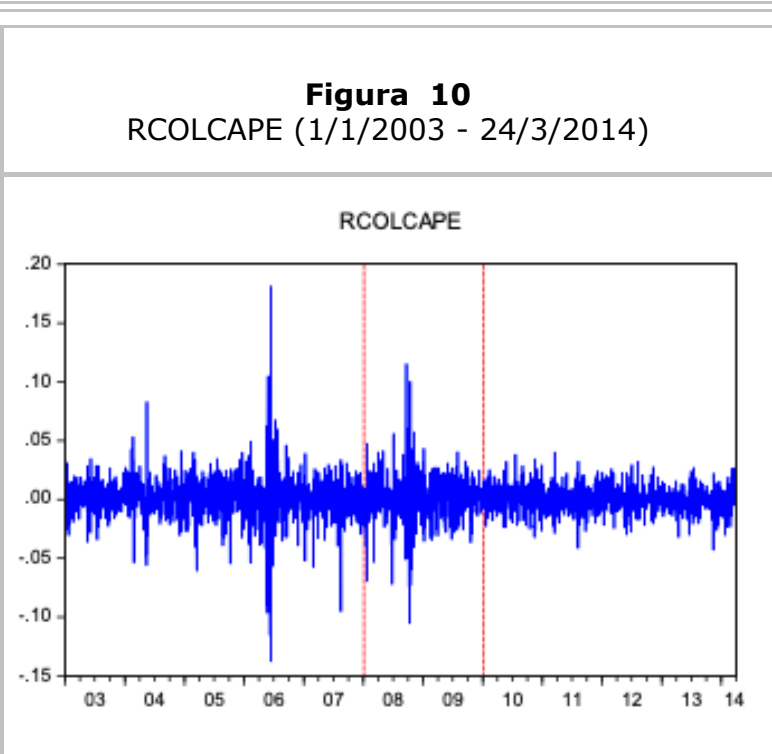
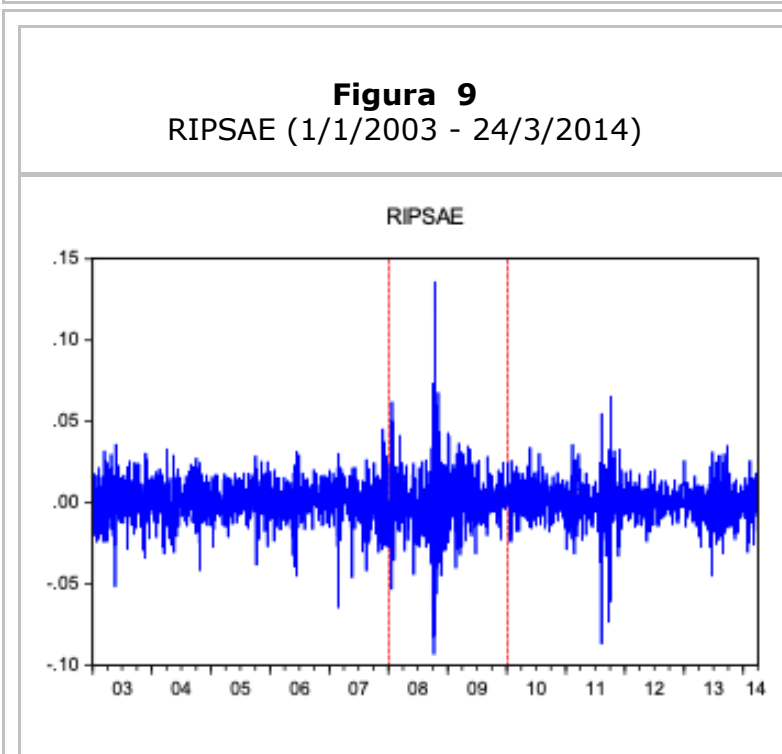
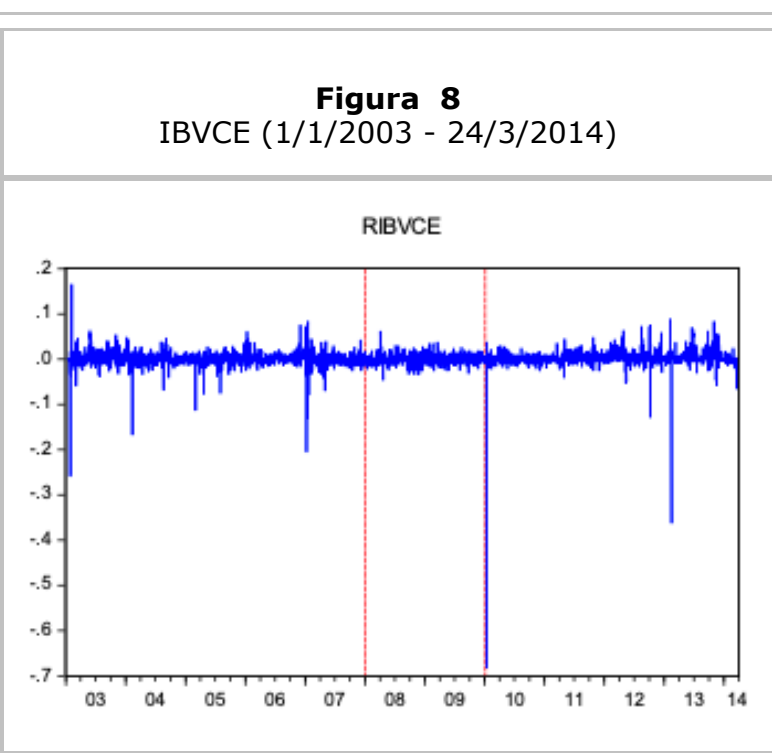
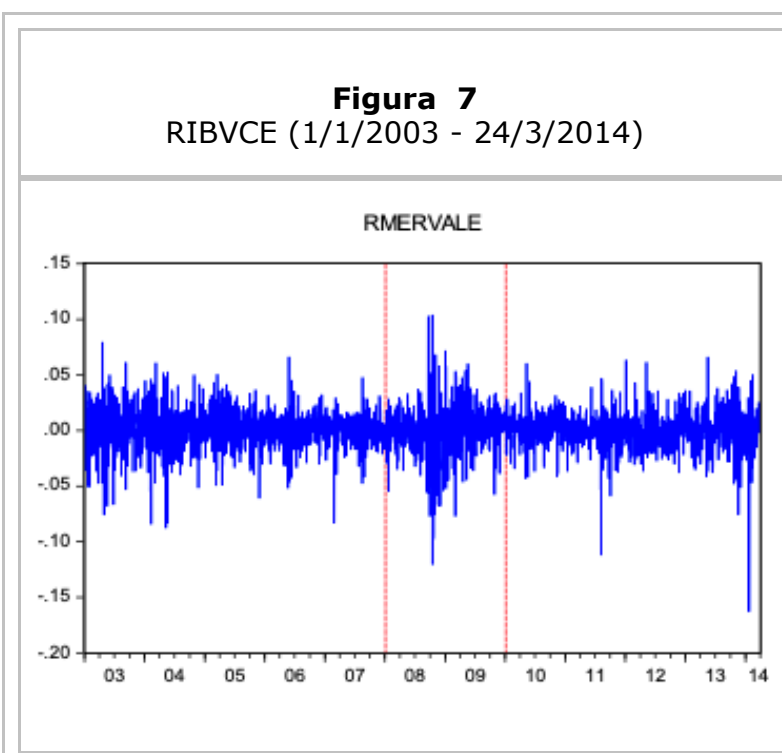
Un caso especial es el mercado de Caracas, ya que no parece verse afectado por la crisis pues hasta 2012 se mantiene bastante estable con un volumen de negociación bajo en comparación con los demás.

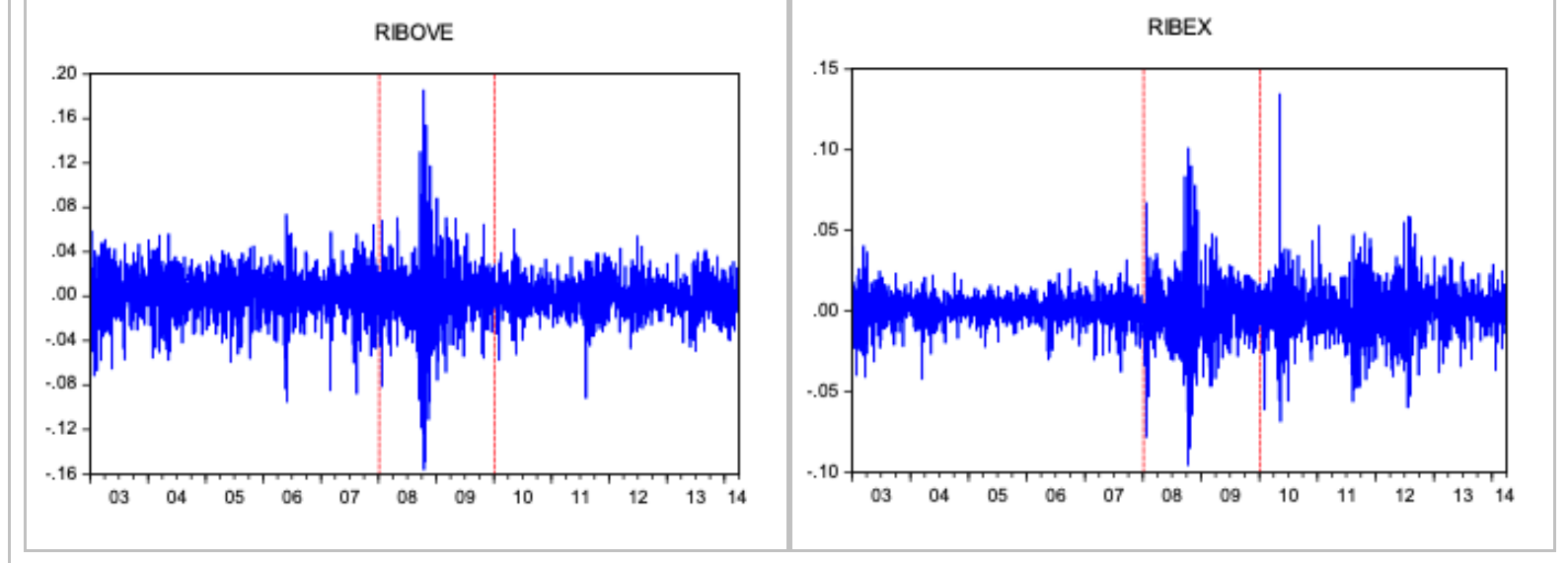




Los gráficos 7-12 muestran los rendimientos correspondientes a cada uno de los índices analizados. En ellos se puede observar el comportamiento característico de las series de rendimientos financieros, esto es, rentabilidades que oscilan en torno a cero con movimientos positivos que van seguidos de otros negativos, quedando agrupados periodos de elevada volatilidad en los que las oscilaciones alrededor de cero son amplias, que irán seguidos de otros en los que la volatilidad es muy baja y representan periodos de calma en el mercado (lo que se conoce como *clusters* de volatilidad).

En concreto, la volatilidad más elevada se produce el período de crisis para todos los mercados, excepto para el caso del IBVCE (Figura 8) que muestra un gran pico negativo al final de la crisis, pero durante la misma es bastante estable.





6.2. Análisis de eficiencia

A continuación se analiza la eficiencia débil de los mercados considerados en cada uno de los periodos establecidos mediante los métodos lineales y no lineales que se han indicado en la Sección 4. Para el análisis, por índice y período considerado se define el rendimiento correspondiente, $(\text{nombre del índice})_i$, donde $i = 1, 2$ o 3 , si el período es *pre-crisis*, *crisis* o *post-crisis*, respectivamente.

En primer lugar, se ha realizado el test de Ljung-Box para cada una de las series de rendimientos en los tres períodos considerados con el objetivo de contrastar la nulidad de los k primeros coeficientes de autocorrelación de dichas series. En este sentido, se consideraron las 7 primeras autocorrelaciones con la idea de contemplar la posibilidad de correlación semanal.

La Tabla 1 recoge los resultados del test de Ljung-Box en la que aparece, para cada caso, el valor del estadístico y su probabilidad límite asociada (p -valor). Dichos resultados revelan que en los casos argentino (MERVAL), chileno (IPSA) y español (IBEX) no se detectaba autocorrelación en el período pre-crisis, mientras que durante la crisis financiera y tras la misma si se detectan relaciones lineales estadísticamente significativas en los rendimientos de sus respectivos índices (en el caso del IBEX la significación estadística en el período de crisis se produce a partir del retardo 6). El comportamiento justo contrario se observa en el caso colombiano (COLCAP), una correlación significativa en el período pre-crisis y ausencia de relación lineal durante la crisis y posteriormente. El caso de Venezuela (IBCV) es diferente, muestra autocorrelación significativa en los dos primeros períodos que desaparece en el último período. Finalmente, conviene destacar que el brasileño (IVOB) es el único caso en el que no parece existir autocorrelación en ninguno de los tres períodos considerados.

Tabla 1
Resultados del test de Ljung-Box (*significativo al 5%)

	ORDEN DE CORRELACION						
	1	2	3	4	5	6	7
MERVAL_1	0.9387 (0.333)	2.9130 (0.233)	2.9949 (0.392)	2.9987 (0.558)	4.5047 (0.479)	5.8227 (0.443)	6.6885 (0.462)
MERVAL_2	1.5390 (0.215)	6.4694 (0.039*)	13.616 (0.003*)	14.413 (0.011*)	14.958 (0.011*)	17.696 (0.007*)	19.921 (0.006*)
MERVAL_3	12.229 (0.000*)	14.072 (0.001*)	16.931 (0.001*)	16.935 (0.002*)	18.474 (0.002)	18.663 (0.005)	29.029 (0.000*)
IBVC_1	4.1424 (0.042*)	6.7302 (0.035*)	10.316 (0.016*)	14.631 (0.006*)	15.053 (0.010*)	15.846 (0.015*)	26.068 (0.000*)
IBVC_2	15.448 (0.000*)	16.267 (0.000*)	16.413 (0.001*)	16.416 (0.003*)	17.505 (0.004*)	21.180 (0.002*)	21.181 (0.004*)
IBVC_3	1.5010 (0.221)	1.5841 (0.453)	1.7148 (0.634)	1.8330 (0.766)	2.1201 (0.832)	2.3402 (0.886)	2.3404 (0.939)

IPSA_1	0.7125 (0.399)	0.7850 (0.675)	2.0608 (0.560)	2.6661 (0.615)	3.0596 (0.691)	7.5045 (0.277)	12.580 (0.083)
IPSA_2	4.7563 (0.029*)	7.2168 (0.027*)	7.4048 (0.060)	10.939 (0.027*)	13.901 (0.016*)	15.004 (0.020*)	15.659 (0.028*)
IPSA_3	31.860 (0.000)	31.915 (0.000*)	32.040 (0.000*)	33.017 (0.000*)	35.334 (0.000*)	35.831 (0.000*)	42.425 (0.000*)
COLCAP_1	30.994 (0.000*)	37.734 (0.000*)	41.472 (0.000*)	41.670 (0.000*)	44.222 (0.000*)	50.096 (0.000*)	50.416 (0.000*)
COLCAP_2	0.2746 (0.600)	1.0416 (0.594)	1.8360 (0.607)	4.5660 (0.335)	4.5702 (0.471)	4.7430 (0.577)	8.2839 (0.308)
COLCAP_3	2.3893 (0.122)	3.9942 (0.136)	4.0225 (0.259)	4.0456 (0.400)	6.1810 (0.289)	9.3475 (0.155)	12.591 (0.083)
IBOV_1	0.1064 (0.744)	0.1572 (0.924)	0.1604 (0.984)	7.1032 (0.131)	7.1953 (0.207)	7.7069 (0.260)	7.7081 (0.359)
IBOV_2	0.3537 (0.552)	0.3645 (0.833)	0.9951 (0.802)	0.9975 (0.910)	4.1680 (0.525)	4.1755 (0.653)	4.1929 (0.757)
IBOV_3	3.9145 (0.048*)	4.3253 (0.115)	4.6820 (0.197)	5.7169 (0.221)	5.7615 (0.330)	7.2690 (0.297)	8.1323 (0.321)
IBEX_1	5.1532 (0.023*)	5.1933 (0.075)	5.2578 (0.154)	5.9178 (0.205)	5.9874 (0.307)	7.3776 (0.287)	7.5975 (0.369)
IBEX_2	0.2035 (0.652)	0.3195 (0.852)	7.7265 (0.052)	9.3649 (0.053)	9.9553 (0.077)	19.463 (0.003*)	26.635 (0.000*)
IBEX_3	6.1018 (0.014*)	6.7302 (0.035*)	6.8478 (0.077)	15.974 (0.003*)	21.514 (0.001*)	26.233 (0.000*)	26.619 (0.000*)

La otra prueba lineal que se ha aplicado a las series de rendimientos para contrastar la forma débil de eficiencia en los tres períodos establecidos es el test ratio-varianza. Como ya se indicó en la metodología este test contrasta la hipótesis de paseo aleatorio teniendo en cuenta la posibilidad de heterocedasticidad en la serie de rendimiento de manera que la aceptación de la hipótesis nula implica admitir la independencia del rendimiento.

En la aplicación del test se ha usado $k = 2, 4$ y 8 en (3) para cada serie de rendimiento y su correspondiente período, quedando recogidos los resultados en la Tabla 2 (razón de varianzas, valor del estadístico normalizado Z y su probabilidad límite, p). Dichos resultados son claros en el sentido de que permiten rechazar la hipótesis de independencia de los rendimientos de todos los períodos para todos los índices, salvo para el caso de Venezuela (IBCV) en el período posterior a la crisis.

Tabla 2
Resultados del test ratio-varianza (*significativo al 5%)

	k	$VR(k)$	Estadístico Z	p -valor		k	$VR(k)$	Estadístico Z	p -valor
Merval_1	2	0.505395	-11.50467	0.0000*	COLCAP_1	2	0.610430	-6.290782	0.0000*
	4	0.245500	-10.64184	0.0000*		4	0.285371	-6.233530	0.0000*
	8	0.120258	-8.855548	0.0000*		8	0.154515	-4.911286	0.0000*

Merval_2	2	0.439503	-6.623745	0.0000*	COLCAP_2	2	0.494060	-5.551675	0.0000*
	4	0.247871	-5.476300	0.0000*		4	0.271514	-4.926896	0.0000*
	8	0.126441	-4.742066	0.0000*		8	0.137128	-4.076404	0.0000*
Merval_3	2	0.530254	-7.567601	0.0000*	COLCAP_3	2	0.504023	-11.69348	0.0000*
	4	0.274510	-7.182078	0.0000*		4	0.261802	-10.46002	0.0000*
	8	0.145098	-6.438951	0.0000*		8	0.133173	-8.927465	0.0000*
IBVC_1	2	0.505798	-4.054847	0.0001*	IBOV_1	2	0.501524	-14.13301	0.0000*
	4	0.250576	-3.959335	0.0001*		4	0.268195	-12.08710	0.0000*
	8	0.133011	-3.709773	0.0002*		8	0.125166	-10.03020	0.0000*
IBVC_2	2	0.566088	-9.348280	0.0000*	IBOV_2	2	0.491804	-6.584466	0.0000*
	4	0.294141	-8.541143	0.0000*		4	0.246073	-5.534455	0.0000*
	8	0.155142	-7.066740	0.0000*		8	0.129528	-4.322052	0.0000*
IBVC_3	2	0.512626	-1.583523	0.1133	IBOV_3	2	0.518266	-11.83021	0.0000*
	4	0.255604	-1.611249	0.1071		4	0.270655	-10.87190	0.0000*
	8	0.131463	-1.608982	0.1076		8	0.138344	-9.053289	0.0000*
IPSA_1	2	0.550678	-9.746300	0.0000*	IBEX_1	2	0.477257	-13.30716	0.0000*
	4	0.278010	-9.443876	0.0000*		4	0.233454	-11.11879	0.0000*
	8	0.145359	-8.100500	0.0000*		8	0.118993	-8.739720	0.0000*
IPSA_2	2	0.512961	-5.822383	0.0000*	IBEX_2	2	0.502711	-7.571508	0.0000*
	4	0.254115	-5.178396	0.0000*		4	0.267298	-6.302964	0.0000*
	8	0.144637	-4.119011	0.0000*		8	0.136405	-5.041527	0.0000*
IPSA_3	2	0.587699	-6.645985	0.0000*	IBEX_3	2	0.544672	-7.979800	0.0000*
	4	0.299888	-6.882979	0.0000*		4	0.287821	-7.705185	0.0000*
	8	0.148838	-6.322743	0.0000*		8	0.129885	-6.820338	0.0000*

Siguiendo con la metodología planteada se analiza la forma débil de la eficiencia desde la perspectiva de los métodos no lineales, esto es, se estudia la existencia de relaciones de dependencia no lineal en los rendimientos.

En primer lugar se analiza la no linealidad en el momento de segundo orden de los rendimientos mediante el test ARCH de Engle, considerando para cada rendimiento y período modelos ARCH hasta de orden 4. Las probabilidades límite del test (Tabla 3) llevan a rechazar la hipótesis nula, es decir, permiten afirmar que los rendimientos de todos los índices son no lineales en los momentos de segundo orden en todos los períodos considerados, excepto una vez más en el caso de Venezuela (IBCV) en el período posterior a la crisis.

Tabla 3
Resultados del test ARCH de Engle (*significativo al 5%)

	ORDEN DE HETEROCEDASTICIDAD					ORDEN DE HETEROCEDASTICIDAD			
	1	2	3	4		1	2	3	4
MERVAL_1	10.50884 (0.0000*)	14.11988 (0.0000*)	19.57764 (0.0000*)	39.73040 (0.0000*)	COLCAP_1	136.5793 (0.0000*)	175.2232 (0.0000*)	254.4833 (0.0000*)	263.1254 (0.0000*)
MERVAL_2	47.99205 (0.0000*)	48.39509 (0.0000*)	49.06272 (0.0000*)	52.16533 (0.0000*)	COLCAP_2	25.82344 (0.0000*)	34.38371 (0.0000*)	35.13476 (0.0000*)	88.86361 (0.0000*)
MERVAL_3	13.14870 (0.0003*)	13.14143 (0.0014*)	13.14812 (0.0043*)	13.87210 (0.0077*)	COLCAP_3	30.34526 (0.0000*)	31.27544 (0.0000*)	32.59041 (0.0000*)	33.43284 (0.0000*)
IBVC_1	4.762661 (0.0000*)	5.578938 (0.0000*)	5.581060 (0.0000*)	8.342987 (0.0000*)	IBOV_1	17.53632 (0.0000*)	23.78736 (0.0000*)	24.45813 (0.0000*)	29.58262 (0.0000*)
IBVC_2	37.69905 (0.0000*)	42.72690 (0.0000*)	43.38429 (0.0000*)	43.97889 (0.0000*)	IBOV_2	12.36769 (0.0004*)	97.09953 (0.0000*)	97.50851 (0.0000*)	97.60321 (0.0000*)
IBVC_3	0.003454 (0.9531)	0.003447 (0.9983)	0.005521 (0.9999)	0.007297 (1.0000)	IBOV_3	11.59504 (0.0007*)	11.61042 (0.0030*)	11.70252 (0.0085*)	33.31896 (0.0000*)
IPSA_1	21.33911 (0.0000*)	21.46478 (0.0000*)	24.30475 (0.0000*)	24.27433 (0.0000*)	IBEX_1	46.68327 (0.0000*)	53.91679 (0.0000*)	74.72070 (0.0000*)	80.47212 (0.0000*)
IPSA_2	13.37791 (0.0003+)	31.94898 (0.0000*)	38.35328 (0.0000*)	38.72597 (0.0000*)	IBEX_2	0.796692 (0.3721)	21.51234 (0.0000*)	57.07994 (0.0000*)	61.68509 (0.0000*)
IPSA_3	104.1591 (0.0000+)	112.9173 (0.0000*)	113.4670 (0.0000*)	114.2340 (0.0000)	IBEX_3	9.063168 (0.0026*)	9.049031 (0.0108*)	11.10198 (0.0112*)	63.91661 (0.0000*)

Por último, se volvió a analizar la no linealidad de los rendimientos mediante el test BDS descrito en la sección 4. Para cada serie de rendimiento y su correspondiente período, el test se llevó a cabo para diferentes valores del parámetro de inmersión m (2, 3 y 4), quedando los resultados recogidos en la Tabla 4 (parámetro m , estadístico BDS normalizado y probabilidad límite). En general, los resultados del test permiten rechazar la hipótesis nula de que los rendimientos son independientes e idénticamente distribuidos en todos los períodos investigados. No obstante, existen algunas excepciones como es el caso de Venezuela (IBVC) para el que se acepta la hipótesis nula para el período de crisis y el posterior a la misma. Asimismo, en el caso español (IBEX) se acepta la hipótesis de independencia e igual distribución en la etapa de crisis para valores de $m = 2$ y 3.

Tabla 4
Resultados del test BDS (*significativo al 5%)

	dimensión (m)	Estadístico BDS	Estadístico Z	p -valor		dimensión (m)	Estadístico BDS	Estadístico Z	p -valor
MERVAL_1	2	0.008271	3.093095	0.0020*	COLCAP_1	2	0.018354	6.764717	0.0000*
	3	0.012572	2.950058	0.0032*		3	0.024321	5.621855	0.0000*
	4	0.016823	3.304015	0.0010*		4	0.025321	4.896455	0.0000*
MERVAL_2	2	0.016150	3.431732	0.0006*	COLCAP_2	2	0.028424	6.459913	0.0000*
	3	0.029316	3.898778	0.0001*		3	0.043618	6.207444	0.0000*

	4	0.033948	3.768609	0.0002*		4	0.048635	5.781165	0.0000*
Merval_3	2	0.015837	5.335134	0.0000*	COLCAP_3	2	0.011221	3.842824	0.0001*
	3	0.022234	4.700232	0.0000*		3	0.015677	3.367679	0.0008*
	4	0.019268	3.409389	0.0007*		4	0.013557	2.436754	0.0148*
IBVC_1	2	0.015574	5.473401	0.0000*	IBOV_1	2	0.008708	3.489835	0.0005*
	3	0.018646	4.114161	0.0000*		3	0.012294	3.094855	0.0020*
	4	0.023882	4.412608	0.0000*		4	0.010066	2.123527	0.0337*
IBVC_2	2	0.007318	1.733189	0.0831	IBOV_2	2	0.024538	5.260437	0.0000*
	3	0.008320	1.240267	0.2149		3	0.041673	5.591602	0.0000*
	4	0.004787	0.599132	0.5491		4	0.051316	5.747664	0.0000*
IBVC_3	2	-2.01E-07	-0.006095	0.9951	IBOV_3	2	0.008501	3.127753	0.0018*
	3	-6.01E-07	-0.008167	0.9935		3	0.013177	3.046935	0.0023*
	4	-2.04E-06	-0.016600	0.9868		4	0.012546	2.432521	0.0150*
IPSA_1	2	0.011006	4.441170	0.0000+	IBEX_1	2	0.018361	6.986110	0.0000*
	3	0.012269	3.113704	0.0018*		3	0.026743	6.395722	0.0000*
	4	0.011795	2.511434	0.0120*		4	0.033786	6.774872	0.0000*
IPSA_2	2	0.016765	3.759649	0.0002*	IBEX_2	2	0.006182	1.473864	0.1405
	3	0.026628	3.740848	0.0002*		3	0.011129	1.664493	0.0960
	4	0.030326	3.559855	0.0004*		4	0.016132	2.018896	0.0435*
IPSA_3	2	0.022120	7.801858	0.0000*	IBEX_3	2	0.013908	4.805908	0.0000*
	3	0.034830	7.720801	0.0000*		3	0.019936	4.326208	0.0000*
	4	0.039126	7.271749	0.0000*		4	0.020578	3.740950	0.0002*

La Tabla 5 resume las decisiones adoptadas con cada uno de los tests realizados sobre cada serie de rendimiento antes, durante y después de la crisis financiera.

Tabla 5
Decisiones adoptadas respecto a la hipótesis nula de cada test aplicado

		Test lineales		Test no lineales	
		Ljung-Box	Ratio-Varianza	ARCH	BDS
	Sao Paulo (IBOV_1)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Colombia(COLCAP_1)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo

Periodo pre-crisis	Caracas (IBVC_1)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Santiago de Chile (IPSA_1)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Buenos Aires (MERVAL_1)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	España (IBEX_1)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
Periodo de crisis	Sao Paulo (IBOV_2)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Colombia (COLCAP_2)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Caracas (IBVC_2)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Acepto
	Santiago de Chile (IPSA_2)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Buenos Aires (MERVAL_2)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	España (IBEX_2)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Acepto
Periodo post-crisis	Sao Paulo (IBOV_3)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Colombia (COLCAP_3)	Acepto	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Caracas (IBVC_3)	Acepto	Acepto	Acepto	Acepto
	Santiago de Chile (IPSA_3)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	Buenos Aires (MERVAL_3)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
	España (IBEX_3)	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo

7. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es contrastar la forma débil de la eficiencia de los mercados financieros más representativos de Brasil, Colombia, Venezuela, Chile, Argentina y España con métodos lineales y no lineales, considerando para ello diferentes períodos que permitieran analizar si la crisis financiera de 2008 influyó en la eficiencia de los citados mercados.

De acuerdo con la información contenida en la Tabla 5 únicamente se puede aceptar la eficiencia del mercado de Caracas (IBVC) en el período posterior a la crisis, pues ambos métodos confirman la independencia de los rendimientos y, por tanto, que la formación del precio del índice correspondiente sigue un paseo aleatorio.

En el resto de mercados, la hipótesis de eficiencia debe ser rechazada para todos los períodos. Esto significa que los rendimientos no son independientes, existiendo dependencia de tipo lineal y no lineal tal y como ponen de manifiesto el test ratio-varianza y los tests ARCH y BDS, respectivamente. Este hecho implica que pueden existir modelos lineales o no lineales que a partir de datos históricos pueden describir el comportamiento de los rendimientos y predecir valores futuros, al menos, en el corto plazo.

Si bien, aun no pudiéndose considerar eficientes, cabe destacar que las series de rendimientos de los mercados analizados permiten aceptar la inexistencia de relaciones lineales, por lo que los modelos destinados a predecir los mismos habrán de ser no lineales.

Así, para el análisis de la eficiencia en un determinado mercado, conociendo que las relaciones en los rendimientos pueden ser tanto lineales como no lineales, sería conveniente aplicar de forma secuencial diversos test que pudiesen conducir a la afirmación de la existencia de la citada eficiencia al corroborar todas y cada una de las características que definen un paseo aleatorio.

Referencias bibliográficas

- Alexeev, V., and Tapon, F. (2011). Testing weak form efficiency on the Toronto Stock Exchange. *Journal of Empirical Finance*, 18(4), 661-691.
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la Spéculation. In *Annales Scientifiques de l'E.N.S.*, 3e série tome 17, p. 21-86.
- Brock, W. A., Decher, W., and Scheinkman, J. (1987). A test for independence based on the correlation dimension. *University of Wisconsin at Madison*.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., and Mackinley, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets* (Vol. I). Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Cowles 3rd, A. (1933). Can stock market forecasters forecast? *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1, 309-324.
- Dicle, M. F., and Levendis, J. (2011). Greek market efficiency and its international integration. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(2), 229-246.
- Duarte Duarte, J. B. (2014). *Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid. España
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50, 987-1007.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *Journal of business*, 38, 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46(5), 1575-1617.
- Garcia-Moreno, M. B., Roldán, J.A. and Caridad, J. M. (2015). ¿Es eficiente el mercado financiero español?: Evidencia empírica 2003-2015. *International journal of scientific management and tourism*, 1(4), 177-191.
- Grassberger, P. and Procaccia, I. (1983). Characterization of strange attractors. *Physical review letters*, 50(5), 346.
- Grossi, J.C., Arantes, P.P, Vilela, E.H., Ribeyro, K.C. and Carvalho, L.F. (2018). Brazilian ADR's traded on U.S exchange market: Behavior of stock prices after the disclosure of corruption scandals. *Espacios*, 39(26), 31. Recuperado de: <http://www.revistaespacios.com/a18v39n26/a18v39n26p31.pdf>
- Gupta, J. and Sankalp, S. (2017). The Impact of Global Financial Crisis on Market Efficiency: An Empirical Analysis of the Indian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, 9(4), 225.
- Gupta, N., and Singla, R. (2018). Weak Form Efficiency of Gold Prices in the Indian Market. *International Journal of Engineering Technology Science and Research*, 5(3), 296-401.
- Hamid, K., Suleman, M. T., Ali Shah, S. Z., Akash, I., and Shahid, R. (2017). Testing the weak form of efficient market hypothesis: Empirical evidence from Asia-Pacific markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 58(2010), 121-133.
- Hinich, M. J., Mendes, E. M. and Stone. L. (2005). *A comparison between standard bootstrap and Theiler's surrogate methods*, Austin: University of Texas in Austin
- Hong, Y., Lin, H., and Wu, C. (2012). Are corporate bond market returns predictable? *Journal of Banking and Finance*, 36(8), 2216-2232.
- Ikeora, J. E., Charles-Anyagwu, N. B., and Andabai, P. W. (2016). The weak form efficient market hypothesis in the Nigerian stock market: An empirical investigation. *European journal of Business, Economics and Accountancy*, 4(6). 93-105
- Kanzler, L. (1999). Very fast and correctly sized estimation of the BDS statistic. *Available at SSRN 151669*.
- Khan, W., and Vieito, J. P. (2012). Stock exchange mergers and weak form of market efficiency: The case of Euronext Lisbon. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 173-189.

- Lean, H. H., Mishra, V., and Smyth, R. (2015). The relevance of heteroskedasticity and structural breaks when testing for a random walk with high-frequency financial data: Evidence from asean stock markets. *The Handbook of High Frequency Trading*, 59-73.
- LeRoy, S. F. (1973). Risk aversion and the martingale property of stock prices. *International Economic Review*, 14, 436-446.
- LeRoy, S. F. (1989). Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, 27, 1583-1621.
- Ljung, G. M., and Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of financial studies*, 1(1), 41-66.
- Lucas Jr, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46, 1429-1445.
- Malkiel, B. (1992). "Efficient market hypothesis," in Newman, P., Milgate, and J. Eatwell (eds.), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London.
- Mazviona, B. W. and Nyangara, D. (2013). A Test of the Weak Form Efficiency of the Zimbabwe Stock Exchange After Currency Reform. *International Journal of Business, Economics and Law*, 2(2), 43-48
- Mynhardt, H., Makarenko, I. and Plastun, A. (2017). Market efficiency of traditional stock market indices and social responsible indices: the role of sustainability reporting. *Investment. Management and Financial Innovations*, 14(2), 94-106. doi:10.21511/imfi.14(2).2017.09
- Ojeda Echeverri, C.A. (2012). *Una prueba de la eficiencia débil en el mercado accionario Colombiano*. Tesis Doctoral. Universidad Nacional de Colombia.
- Roberts, H. V. (1967). "Statistical versus clinical prediction of the stock market". unpublished manuscript, Center for Research in Security Prices, University of Chicago
- Rubinstein, M. (1976). The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. *The Bell Journal of Economics*, 7, 407-425.
- Ruiz-Gándara, A. and Caridad, J. M. (2014). Computational methods in the identification of forecasting time series models. *International journal of scientific management and tourism*, 0(1), 5-17.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial management review*, 6(2), 41-49.
- Serin, P. (2017). *Is random walk hypothesis a reasonable data generating process assumption for stock prices?*. Master Thesis. Nord University.
- Shaik, M., & Maheswaran, S. (2017). Market Efficiency of ASEAN Stock Markets. *Asian Economic and Financial Review*, 7(2), 109.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient markets: An introduction to behavioral finance*: Oxford university press.
- Soon, L. P., & Abdul-Rahim, R. (2017). Efficiency of Malaysian stock market: A revisit based on analysts' recommendations. *Geografia-Malaysian Journal of Society and Space*, 12(2), 1-14.
- Working, H. (1934). A random-difference series for use in the analysis of time series. *Journal of the American Statistical Association*, 29(185), 11-24.
- Wu, P.-S., Huang, C.-M., and Chiu, C.-L. (2011). Effects of structural changes on the risk characteristics of REIT returns. *International Review of Economics and Finance*, 20(4), 645-653.

1. Departamento de Estadística, Empresa y Economía Aplicada. Universidad de Córdoba. Doctora en Administración y Dirección de Empresas. d52gagam@uco.es

2. Departamento de Estadística, Empresa y Economía Aplicada. Universidad de Córdoba. Doctor en Administración y Dirección de Empresas y Licenciado en Matemáticas. ma1rocaj@uco.es

3. BBVA Wholesale Credit Risk Management. djosemaria.caridad@bbva.com
