

Revisando la Hipótesis de los Mercados Eficientes: Nuevos Datos, Nueva Crisis, Nuevas Estimaciones

Jorge Mario Uribe Gil e Inés María Ulloa Villegas*

Resumen

En este documento se revisa una vez más la relación teórica entre eficiencia informacional y eficiencia en la asignación. También se proponen dos mejoras a la metodología empírica tradicional para medir la eficiencia en el sentido débil. La primera consiste en calcular el estadístico de eficiencia dinámicamente, lo cual enriquece el análisis y permite definir intervalos con distintos grados de eficiencia en el mismo mercado. La segunda consiste en medir la eficiencia a través de cópulas, las cuales son robustas ante la no normalidad y la no linealidad que exhiben las series de tiempo financieras.

Abstract

The theoretical relationship between informational efficiency and efficiency in the assignment is reviewed in this document. Two improvements are proposed with respect to the traditional empirical methodology that is currently used to test market efficiency in the weak form. The first one is a dynamic statistic to measure efficiency. This strategy enriches the analysis by allowing for moments of efficiency and inefficiency in the same market but in different periods. The second one is an efficiency measure based upon copulas, which is robust in accommodating both non normality and non linearity, common features observed in financial data.

Códigos JEL: G14, D53, C15, C18, C58.

Palabras Clave: Eficiencia financiera, Razones de varianza, Cópulas, Independencia.

* Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Agradecemos el apoyo de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas, del Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica (CIDSE) y la invaluable asistencia de investigación de Stephanía Mosquera López y Natalia Restrepo López. También agradecemos los comentarios de dos árbitros anónimos sobre una versión previa de este documento. Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no comprometen a la Universidad del Valle. Cualquier error es también responsabilidad de los autores. Contacto: jorge.uribe@correounivalle.edu.co, ines.ulloa@correounivalle.edu.co.

Desde que Eugene Fama (1970) acuñó el famoso término de “eficiencia de mercados” para referirse a los procesos aleatorios que se comportan como “juegos justos”, cuyos resultados no pueden ser predichos sistemáticamente, los alcances y las implicaciones teóricas y políticas del mismo han sufrido devenires de todo tipo. Las posiciones académicas con respecto a la eficiencia en este sentido son contrastantes. Es ésta una acepción más de la misma controversia que se extiende a lo largo y ancho del pensamiento económico contemporáneo, entre economistas neokeynesianos y neoclásicos, que difieren en último término sobre el papel que el Estado debe jugar en una economía de mercado.

En un lado del espectro se sitúan quienes creen fehacientemente en la eficiencia de los mercados financieros, (por ejemplo, Fama y French (2010), Fama (1991, 1998) Malkiel (1999, 2003, 2005), entre otros), los cuales han desarrollado un arsenal estadístico enorme para “probar” dicha eficiencia. La implicación política de esta posición será, regularmente, que al ser los mercados de capitales eficientes, constituyen un mecanismo óptimo para la asignación de recursos y por tanto la intervención estatal sólo puede empeorar las cosas.

En el otro lado están quienes no creen en la eficiencia del mercado, y de hecho niegan que dicha eficiencia sea posible (Grossman y Stiglitz, 1980; Stiglitz, 2010) por lo cual el papel del Estado, por ejemplo a nivel regulatorio, no sólo tiene cabida sino que es imprescindible.

También se pueden encontrar quienes creen en este concepto de eficiencia sólo como un artificio ideológico propio de la arremetida neoclásica para justificar las políticas de libre mercado, en la década de los setenta, que por ende nada tiene que ver con la eficiencia económica en el sentido tradicional, es decir, en el sentido de Pareto (Hyme, 2003). En este caso extremo la eficiencia de los mercados financieros no tiene ninguna implicación de política económica, sólo se trata de un término prejuiciado. Finalmente, un enfoque alternativo que crítica las aproximaciones tradicionales a la medición de la dependencia en las series financieras, y en alguna medida sus implicaciones sobre la Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME) se encuentra, por ejemplo, en los trabajos de Peters (1996) y Mandelbrot y Hudson (2004).

En este trabajo se aborda el tema de la eficiencia del mercado una vez más y se señalan algunas de las implicaciones teóricas del mismo. Primero se plantea que la eficiencia en el sentido informacional es una condición necesaria para la eficiencia en la asignación y con este argumento teórico en mente se procede al análisis empírico de la eficiencia, para varios mercados de acciones en el mundo. En este marco empírico se plantean algunas mejoras metodológicas a las medidas tradicionales.

De esta forma es como en la primera parte del documento se argumenta que la eficiencia en la información, (o en el sentido de Fama), debe ser entendida como una condición necesaria, aunque no suficiente, para que se cumpla el Primer Teorema del Bienestar de la Economía Walrasiana. Se subraya así, un salto teórico enorme que muchas veces se pasa por alto: para que un mercado sea eficiente en el sentido de Pareto, primero debe serlo informacionalmente; no obstante, no es necesariamente cierto que un mercado eficiente en el sentido de Fama lo es automáticamente en el sentido de Pareto. Esta idea también fue esbozada por Stiglitz (1981) y no ha tenido la atención que sería esperable dentro de la literatura académica, pero vuelve a ser particularmente relevante en épocas de crisis.

Lo anterior se ilustra con una breve revisión de dos trabajos clásicos sobre la materia, sobre los que no hace falta agregar más: que los mercados nunca pueden ser eficientes informacionalmente (en el sentido fuerte), idea desarrollada por Grossman y Stiglitz (1980) y que esta ineficiencia, que a su vez es producto de la presencia de información asimétrica, implica que los equilibrios del mercado competitivo ya no están garantizados, en particular no se puede garantizar que se cumplan los dos teoremas del bienestar fundamentales del equilibrio Walrasiano (Rothschild y Stiglitz, 1976) .

No obstante también se plantea en este trabajo que la eficiencia de mercado no deja de ser una condición deseable de éstos, toda vez que un mercado eficiente estará reflejando mejor la información disponible sobre los precios de los activos financieros y su valor fundamental. Lo que sucede es que no constituye en ningún caso un argumento definitivo, por sí solo, en términos de política económica. De la anterior discusión deberá quedar claro que también es un error considerar que los dos conceptos (en el sentido de Fama y en el sentido de Pareto) no tienen relación alguna como se plantea en Hyme (2003).

De esta forma, sobre la base de que la eficiencia es una propiedad deseable, aunque no concluyente, se procede al análisis estadístico. Se estiman las medidas de eficiencia (débil), del mercado propuestas por la literatura contemporánea, para varios índices latinoamericanos y del mundo, de forma dinámica. Se subrayan las limitaciones teóricas y prácticas de las mismas y se propone una forma alternativa para medirla basada en las cópulas, una alternativa que es más robusta empíricamente.

Este análisis permite encontrar que, incluso desde las propuestas estándar que existen para medir la eficiencia, es posible identificar indicios de ineficiencia en los mercados que tienden a sobre reaccionar ante las buenas y malas noticias, es decir, aquellos en los que las burbujas de los precios de los activos financieros se han convertido en un comportamiento recurrente en épocas recientes. Este es el caso de los mercados financieros más profundos del mundo: Londres y Nueva York.

Lo anterior deja cabida para la regulación estatal que busca evitar las burbujas financieras, o por lo menos, que busca “desinflarlas” cuando éstas se producen. Este argumento se suma al debate contemporáneo sobre la necesidad de incorporar objetivos sobre los precios de los activos financieros y no sólo objetivos de inflación de precios al consumidor por parte de las autoridades monetarias, por lo cual convendría construir medidas dinámicas sobre la eficiencia como las que se proponen en este documento.

La condición más laxa que se les puede pedir a los mercados financieros es que sean eficientes en el sentido de Fama, y en particular débilmente, y muchas veces ni siquiera a este nivel lo son. Las expectativas juegan aquí un papel fundamental, en particular las expectativas que se retroalimentan. Son estos procesos los que en muchos casos impiden que los mercados ajusten sus precios “eficientemente”, aun si los agentes tienen expectativas racionales. Esta consideración no es original, en últimas es consecuencia de los mismos espíritus animales de los que habló Keynes hace más de 70 años.

1. UNA REVISIÓN TEÓRICA DEL CONCEPTO DE EFICIENCIA

“A market in which prices always fully reflect available information is called efficient” (Fama, 1970, 383)

A capital market is said to be efficient if it fully and correctly reflects all relevant information in determining security prices. Formally, the market is said to be efficient with respect to some information set, φ , if security prices would be unaffected by revealing that information to all participants. Moreover, efficiency with respect to an information set, φ , implies that it is impossible to make economic profits by trading on the basis of φ (Malkiel, 1992)

Estas dos definiciones son estándar en la literatura sobre el tema. La segunda es un intento de llevar la primera al campo empírico y evitar las ambigüedades que ésta engendra. No obstante, como ocurre cada vez que una hipótesis se hace más específica, hay cierta pérdida de información con respecto a la que se quería expresar en un principio. Esta segunda hipótesis plantea medir la eficiencia como la imposibilidad de realizar ganancias sistémicas en el mercado, ya que ésta es una implicación evidente de tal eficiencia.

La idea subyacente es clara: dado que la información que llega al mercado es abundante (incluso ilimitada) y que en todo momento los precios absorben tal información, si algún hecho del mañana no se ha reflejado en los precios de hoy es porque su materialización depende del azar o porque es desconocido por todos. Si un mercado de capitales es eficiente, será imposible predecir sistemáticamente los precios de los activos

que se transan en su interior; será imposible por tanto obtener ganancias no acotadas sistemáticamente con base en tales activos, siguiendo cualquier tipo de técnica de predicción o haciendo uso de cualquier conjunto de información. El mejor pronóstico del precio mañana será el precio de hoy, el cual corresponde a la suma descontada de los flujos futuros infinitos, representados por la tenencia del activo financiero para su poseedor.

Al reflexionar sobre lo anterior, se observa que no hay discrepancia entre la bolsa pensada como un casino (Stiglitz, 2010) y la bolsa entendida como un mercado cuyo mecanismo de precios refleja toda la información disponible (Fama, 1970). La idea es que el precio responderá a sus fundamentales y cualquier desviación de esos fundamentales debe ser aleatoria (un casino).

El problema con lo anterior es que no es fácil determinar qué parte de los precios responde a los fundamentales y qué parte no. Por ejemplo, recientemente se creía que el alza del precio de las acciones en los Estados Unidos durante la década de los noventa y principios del siglo XXI, hasta el momento en que estalló la crisis de las “punto com” en el 2002; o desde esa fecha hasta la caída de Lehman Brothers en septiembre de 2008, estaba sustentada en gran medida por los fuertes procesos de innovación tecnológica en esos periodos. Innovación tecnológica, primero por parte de las empresas de nuevas tecnologías de información y después, por parte de los bancos de inversión. Dado lo anterior, era natural concluir que tal ascenso respondía a los fundamentales de las empresas en bolsa. Hoy es evidente que esto no era del todo cierto y que gran parte del alza en los precios bursátiles fue producto del exceso de liquidez presente en el mercado y de la subvaloración del riesgo; es decir, no era producto de los fundamentales, sino de la especulación, era una burbuja.

El ejemplo anterior ilustra un poco las dificultades técnicas y teóricas que existen para discernir si un mercado es eficiente o si no lo es. El problema se hace aún mayor cuando se consideran las características técnicas de las medidas empíricas diseñadas para tal fin: éstas se basan en el análisis de las autocorrelaciones de las series. En la posibilidad de determinar patrones en las mismas que implicarían que existe cierta información que no es recogida por el mercado de forma inmediata, tal como implica la Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME). De ahí que una buena forma de medir la eficiencia sea analizando estas autocorrelaciones de las series o, alternativamente, cualquier modelo de predicción contra la estrategia de comprar y mantener.

Llegado este punto se hacen evidentes al menos dos saltos teóricos. Primero: se pasó de la necesidad de determinar si los precios incorporan toda la información disponible de forma inmediata, a verificar si era posible realizar ganancias sistemáticas (o “morder al mercado”). Segundo: se trata de verificar dicha posibilidad basándose en el análisis de las relaciones lineales de la serie consigo misma. El primer salto es relativamente fácil de

atenuar si se revisa con mayor profundidad el concepto de eficiencia; sobre el segundo hace falta desarrollar nuevas medidas, una de las cuales se propone en este documento.

Sobre el primer punto habrá que tener presente que la imposibilidad de ganarle al mercado sistemáticamente y la incorporación en los precios de toda la información disponible, no son lo mismo; lo primero es una implicación de lo segundo. Sin embargo, puede darse el caso de que no sea posible realizar ganancias sistemáticas basándose en el análisis de autocorrelación y aun así de que exista cierta información que no es correctamente reflejada por los precios de los activos; por ejemplo, si se utiliza para la predicción un modelo de series de tiempo con un desempeño muy pobre por fuera de muestra, pero con coeficientes individuales estadísticamente distintos de cero.

De cualquier forma, las medidas basadas en el análisis de la autocorrelación son (tal vez por accidente) robustas ante esta crítica, ya que en caso de que los precios reflejen toda la información disponible (independientemente de que pueda hacer dinero con el modelo estimado), tales correlaciones no deberían existir. En este sentido el análisis de autocorrelación es más válido que el análisis de comparar estrategias de inversión para medir la eficiencia, ya que hace énfasis directamente en lo que se quiere medir y no en su consecuencia.

Nótese algo más: en un mercado “sospechosamente” alcista, como el que es típico cuando se está inflando una burbuja financiera, la autocorrelación tiende a hacerse significativa. Igual sucede con un mercado bajista, que es el típico una vez la burbuja estalla¹. Este patrón no se manifiesta con la misma intensidad en todos los mercados. Ninguna de estas situaciones es producto de los movimientos de los fundamentales de los activos financieros; son, por el contrario, fruto de diversos factores como la especulación, la exuberancia irracional, los espíritus animales o la histeria del inversionista, por ejemplo.

En los dos casos anteriores las medidas de eficiencia basadas en la autocorrelación deberían advertir sobre las sospechosas tendencias del mercado y en efecto lo hacen (ver sección 3). La mala noticia para el inversionista es que, aun cuando se concluya que el mercado no es eficiente, esto no garantizará que sea posible “morder al mercado” en todo momento. Más aún, en un mercado alcista los agentes que tienen posiciones largas en los títulos tienden a *ganar sistemáticamente* y en un mercado bajista los agentes que tiene posiciones cortas también tienden a *ganar sistemáticamente*, y ambos procesos se retroalimentan y se convierten en profecías auto realizadas, de forma tal que cada vez es

¹ Sobre este patrón recurrente véase Marichal (2010). En particular señala, refiriéndose a las crisis del 29 y *subprime*: “A su vez, en ambos casos las crisis fueron precedidas por un extraordinario auge bursátil, inflado a raíz de un notable incremento de la oferta de crédito por parte de firmas de inversión que desembocó en una serie de burbujas financieras” (Marichal, 2010, 317).

más difícil encontrar contrapartes para la transacción. Por supuesto, esto es cierto hasta que el proceso se invierta y las ganancias se acoten, y si el proceso tarda mucho en invertirse debe dudarse de la eficiencia del mercado.

Aquí se pone de manifiesto el alcance de las medidas de eficiencia, más allá de la órbita del inversionista. Este punto es de suma importancia para el regulador, cuyo objetivo no es realizar ganancias especulativas, sino garantizar que los ciclos bajistas y alcistas del mercado respondan en mayor medida a los fundamentales económicos y no a la pura especulación, dados los altos costos que las crisis financieras representan para el bienestar social.

1.1. La Eficiencia Mejor Pensada en Términos Relativos

Un punto más que hace parte del análisis estándar sobre eficiencia es que ésta se puede pensar mejor en términos relativos. Es decir, ante algún tipo de información (Campbell, Lo y MacKinlay, 1997). Una taxonomía muy frecuente es la propuesta por Roberts (1967):

- Eficiencia en el sentido débil: el conjunto de información contra el cuál se plantea la eficiencia del mercado incluye únicamente la historia de los precios o los retornos.
- Eficiencia en el sentido semi-fuerte: el conjunto de información incluye toda la información conocida por todos los participantes del mercado (información pública disponible).
- Eficiencia en el sentido fuerte: el conjunto de información incluye toda la información conocida por algún participante del mercado (información privada).

El enfoque que se basa en el estudio de las relaciones de dependencia temporal es adecuado para la eficiencia en el sentido débil. Por su parte, la eficiencia en el sentido fuerte se encuentra inmersa en una paradoja ineludible, que fue señalada por Grossman y Stiglitz (1980)² y que se explicará con mayor detalle en la sección 1.3. Hechas estas claridades, como se verá, el sólo análisis de la eficiencia débil es lo suficientemente rico como para mostrar la imposibilidad de los mercados de comportarse según predice la HME.

1.2. Eficiencia en el Sentido de Pareto versus Eficiencia en el Sentido de Fama

En este apartado se relacionan teóricamente la idea de la eficiencia en el sentido de Fama (informacional) con la eficiencia en el sentido de Pareto. Para lo anterior se hará referencia al clásico artículo de Rothschild y Stiglitz (1976) en el cual extienden

² Fama (1990) modifica posteriormente el postulado general de la HME como consecuencia de este señalamiento.

intuitivamente el concepto de Equilibrio General Walrasiano al caso en el cual los agentes que intervienen en el mercado cuentan con distintos conjuntos de información. En este estudio los autores encuentran que las características tradicionales del Equilibrio General Walrasiano (EGW) no se mantienen en estos casos, en particular no se mantiene el Primer Teorema del Bienestar.

El resultado de Arrow y Debreu (1954) sobre la existencia del equilibrio general plantea que siempre existe un vector de precios de equilibrio que vacía el mercado. Formalmente, siguiendo a Jehle y Renny (2001): si se considera una economía $(u^i, e^i, \theta^{ij}, Y^j)_{i \in I, j \in J}$, en la cual Y^j y u^i satisfacen los supuestos usuales³. Y en la que se cumple que $y + \sum_{i \in I} e^i \gg \mathbf{0}$ para algún vector de producción agregado $y \in \sum_{j \in J} Y^j$, entonces, existirá al menos un vector de precios $\mathbf{p}^* \gg \mathbf{0}$, tal que $\mathbf{z}(\mathbf{p}^*) = \mathbf{0}$. u^i es la utilidad del consumidor i , e^i es la dotación inicial del consumidor i (con I consumidores), Y^j es la función de producción de la empresa j (con J empresas), θ^{ij} es la porción de los beneficios generados por la empresa j que le corresponde al consumidor i , y, finalmente, $\mathbf{z}(\mathbf{p}^*)$ es el vector de excesos de demanda a los precios de equilibrio \mathbf{p}^* .

Este vector de precios \mathbf{p}^* de equilibrio da lugar a asignaciones que se encuentran en el núcleo de la economía, es decir, que son eficientes en el sentido de Pareto (no es posible mejorar el resultado de la asignación walrasiana para algún agente en el mercado sin disminuir el bienestar de algún otro). Lo anterior es, por supuesto, el Primer Teorema del Bienestar del EGW.

Al respecto Rothschild y Stiglitz (1980) muestran cómo la incertidumbre por sí sola no invalida los resultados clásicos del EGW. En particular, ya no será posible trabajar con funciones de utilidad bajo certeza, sino con funciones de utilidad esperada, las cuales fueron propuestas por von Neumann y Morgenstern (1944), pero los resultados de equilibrio continuarán inalterados. No obstante, una vez se rompe el supuesto de información simétrica y se permite que algunos agentes en el mercado tengan información distinta a la de los demás⁴, sólo existe una forma en la que se sostiene el Primer Teorema del Bienestar: la situación en la que todos los agentes comparten iguales preferencias por el riesgo. De lo contrario, basta con que existan dos tipos distintos de agentes para que los resultados de equilibrio del mercado lleven a asignaciones que pueden no ser eficientes en el sentido de Pareto.

³ A saber: u^i es continua, estrictamente creciente y estrictamente cuasicóncava en \mathbb{R}_+^n y Y^j satisface que $\mathbf{0} \in Y^j \subseteq \mathbb{R}^n$, $Y^j \cap \mathbb{R}_+^n = \{\mathbf{0}\}$, Y^j es cerrado y acotado y Y^j es estrictamente convexa.

⁴ En el caso estudiado por los autores, que es el mercado de seguros, se permite que quienes contratan el seguro conozcan más sobre su propio comportamiento y su propensión a tener accidentes que las empresas aseguradoras.

El trabajo subraya entonces la imposibilidad de garantizar que los precios reflejan siempre toda la información disponible, cuando los agentes toman sus decisiones con base en diferentes conjuntos de información. De hecho es esta imposibilidad la que lleva a que los equilibrios de separación o de agrupamiento que deberían operar en estos casos no funcionen, y el equilibrio del mercado muchas veces podría ser que el mercado mismo desapareciera.

Nótese la relación directa que hay entre la eficiencia informacional y la eficiencia en el sentido de Pareto⁵. La primera es condición necesaria, más no suficiente para garantizar la segunda. La palabra garantizar en el párrafo anterior viene a subrayar que existen algunos casos, poco probables, en los que ciertas configuraciones del mercado pueden llevar a un equilibrio en el cual se cumpla el Primer Teorema del Bienestar, aun bajo información asimétrica. Nótese que la condición sigue sin ser suficiente, porque aun cuando el mecanismo de precios opere eficientemente en el sentido informacional, pueden existir rigideces en el corto plazo que impidan su adaptación.

1.3. Sobre la Imposibilidad de la Eficiencia Informacional (en el Sentido Fuerte)

Otro trabajo de Stiglitz, ahora con Grossman (Grossman y Stiglitz , 1980) subraya una falla más de la Hipótesis de los Mercados Eficientes. El argumento general es el siguiente: si se parte del supuesto de que la información es costosa y los mercados son eficientes, entonces nadie tendrá incentivos para incurrir en el costo de la información. Será más rentable y, por ende, un comportamiento racional, esperar a que los precios reflejen toda la información disponible, incluida la información que es costosa. No habrá que esperar mucho en todo caso, porque la HME garantiza que esta información se incorpora en el precio instantáneamente. No obstante, puesto que todos los agentes tienen los mismos incentivos, ninguno incurrirá en el costo de la información, razón por la cual será imposible que los precios la reflejen.

Esta paradoja opera en particular contra la HME definida en el sentido fuerte: o bien los mercados son eficientes, o bien la información es costosa. No obstante, puede argumentarse (Fama, 1990) que ésta no invalida la hipótesis en el sentido débil o semi fuerte (ya que en estos se supone que la información no es costosa).

Las repercusiones de esta paradoja son más hondas de lo que parece a primera vista. Si se anula la eficiencia de mercados en el sentido fuerte, se anula el resultado de la eficiencia informacional, y se anula la garantía teórica de que se llegará a una situación de equilibrio en la cual se cumple el Primer Teorema del Bienestar.

⁵ Dicho de otra forma, si no hay eficiencia en la información, ya que los precios no recogen la información disponible porque la información es asimétrica, no se cumple el primer teorema del bienestar, que establece que todas las asignaciones del EGW serán Pareto-Eficientes.

De lo anterior se desprende que el análisis de la eficiencia debería concentrarse en las alternativas débil y semi-fuerte. En este trabajo se plantea explorar la eficiencia de los mercados en el sentido débil, lo cual puede servir para alertar al regulador sobre fallas informacionales persistentes de los mercados. No obstante, si se encuentra que los mercados son eficientes en el sentido débil, eso en ningún caso deberá ser tomado como prueba de que el mercado es eficiente en el sentido de Pareto (para eso debería serlo en el sentido fuerte).

2. SOBRE CAMINATAS ALEATORIAS Y JUEGOS JUSTOS

La contraparte empírica de estos precios que se determinan aleatoriamente son los procesos de caminatas aleatorias o más generalmente las martingalas.

Una martingala es básicamente un juego en el que nadie posee algún tipo de ventaja y en el que la evolución de las ganancias es aleatoria. En estos es imposible inferir el valor futuro del precio utilizando cualquier tipo de estimador lineal o no lineal, y el valor esperado de los retornos es cero, condicionado a la historia del juego.

Aunque las martingalas subyacen a cualquier tipo de medición de la eficiencia, los instrumentos más utilizados en las pruebas de este tipo son las caminatas aleatorias que son más específicas que éstas. Una caminata aleatoria puede ser descrita por el siguiente proceso:

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

Donde μ es el cambio esperado en el precio o la deriva, y ε_t es un término de perturbación o incremento esperado en el precio del activo, que se distribuye, según lo restringida que sea la hipótesis que se quiere probar de caminata aleatoria, así:

- Caminata aleatoria tipo 1 (RW1): $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ es un proceso independiente e idénticamente distribuido.
- Caminata aleatoria tipo 2 (RW2): $\varepsilon_t \sim \text{INID}(0, \sigma^2)$, es un proceso independiente pero no idénticamente distribuido.
- Caminata aleatoria tipo 3 (RW3): ε_t es un proceso que no es independiente, ni está idénticamente distribuido, pero cuya autocorrelación serial en niveles es igual a cero. Es decir que alberga casos como: $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \forall t \neq s$, pero en donde $\text{Cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_s^2) \neq 0 \forall t \neq s$. En otras palabras, puede haber dependencia pero no correlación.

Cada una de estas hipótesis (RW1, RW2 y RW3) es más laxa que la anterior y en la práctica los estadísticos de eficiencia utilizados casi siempre se refieren a la tercera hipótesis (RW3). También es usual suponer normalidad en la distribución de los

residuos y log-normalidad de la variable explicada para simplificar el análisis y la estimación. Por lo anterior conviene trabajar sobre los logaritmos de los precios (que se denotarán en adelante con letras minúsculas) y no sobre los precios en niveles, ya que dada la forma de la distribución normal estándar, sería teóricamente posible el caso de precios negativos. La siguiente es la versión en logaritmos de la ecuación de precios.

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \text{ con } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad [2]$$

En este documento se plantea una alternativa para el cálculo del RW2, que permitirá acercarse a lo que se pretende modelar teóricamente. En pocas palabras se trascienden los paradigmas de la linealidad y la normalidad, que no están justificados en el análisis de eficiencia.

2.1. Pruebas Empíricas Estándar

Una vasta cantidad de pruebas se ha desarrollado para verificar que los precios de las acciones en bolsa siguen caminatas aleatorias. El estudio de la eficiencia de mercado se remonta a Bachelier (1900) y pasa por los trabajos de Working (1934), Kendall (1953), Samuelson (1965), Mandelbrot (1966) y Fama (1970), por mencionar unos pocos. Asimismo, los estadísticos propuestos incluyen los análisis de secuencias, reversas y corridas; las reglas de filtrado; el análisis técnico; el análisis de autocorrelación; la razón de varianzas; las inferencias para horizontes largos de tiempo; el rango de dependencia de largo plazo; entre otros.

Los más usuales, el análisis de autocorrelación a través del estadístico Q de Box y Pierce (1970) y las razones de varianza desarrolladas por Lo y MacKinlay (1988).

2.1.1. Análisis de Autocorrelación

Se parte de que bajo la hipótesis de RW todas las autocorrelaciones seriales son cero. Un test útil para probar este hecho es el estadístico Q de Box y Pierce (1970), (o en general estadístico de *Pormanteau*), dado por la siguiente ecuación:

$$Q_m \equiv n \sum_{k=1}^m \rho^2(k) \stackrel{a}{\sim} \chi_m^2 \quad [3]$$

O la versión de Ljung y Box (1978) que es más robusta en muestras pequeñas:

$$Q_m^* \equiv n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{n-k} \stackrel{a}{\sim} \chi_m^2 \quad [4]$$

Donde n es el número de observaciones, k el contador de la sumatoria, m es el rango en el que se mide la autocorrelación, ρ es el coeficiente de autocorrelación y la letra

griega χ_m^2 indica la distribución que sigue el estadístico (con m grados de libertad). Recuérdese que la hipótesis nula en este caso es que todas las autocorrelaciones son cero, de modo que si ésta es rechazada lo que indica es que al menos una no es cero.

2.1.2. Razón de Varianzas

Esta sección sigue de cerca el texto de Campbell et al. (1997). Siendo r_t el retorno compuesto continuo (diferencia de los logaritmos del precio $p_t - p_{t-1}$) generado durante un período para un activo Z , y siendo $r_t(2) = r_t + r_{t-1}$. Si la serie de los retornos es estacionaria y se divide la varianza de la segunda expresión entre dos veces la varianza de la primera, se tienen una razón de varianzas (VR) dada por:

$$VR(2) = \frac{var(r_t(2))}{2var(r_t)} = 1 + \rho(1) \quad [5]$$

Es decir, la razón de varianzas de los retornos de un período sobre los retornos acumulados de dos períodos $\rho(1)$ es 1 más el coeficiente de autocorrelación de primer orden. Para el caso de los RW esta razón es 1 ya que todos los coeficientes de autocorrelación son iguales a cero.

La generalización de la expresión para retornos acumulados en q períodos está dada por:

$$VR(q) = \frac{var(r_t(q))}{qvar(r_t)} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k) \quad [6]$$

Si se cumple la hipótesis de RW3 la expresión será uno sin importar el número de retornos acumulados que se tomen.

Bajo la hipótesis nula dada por H_0 :

$$H_0: r_t = \mu + \varepsilon_t \text{ con } \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$$

Con $2n + 1$ logaritmos de los precios de los títulos ($p_0 + p_1, \dots, p_{2n}$) se requiere estimar la media μ y la varianza σ^2 del proceso. Se puede estimar:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{2n} (p_{2n} - p_0) \quad [7]$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad [8]$$

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} (p_{2k} - p_{2k-2} - \hat{\mu})^2 \quad [9]$$

Nótese que los dos primeros son los estimadores de media y varianza que maximizan la función de verosimilitud y el tercero aprovecha la naturaleza de los RW seguidos por p_t , en donde bajo la hipótesis de RW3 la media y varianza de los incrementos en el precio es lineal en el intervalo del incremento, así que σ^2 puede ser estimada por la ecuación [9].

En teoría asintótica convencional los tres estimadores son fuertemente consistentes, por lo que se puede probar que la razón de estas varianzas se distribuye asintóticamente como:

$$\widehat{VR} \equiv \frac{\hat{\sigma}_b^2}{\hat{\sigma}_a^2} \left(\frac{\sqrt{2n}(\widehat{VR}(2)-1)}{\sqrt{2n}} \right) \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad [10]$$

Junto con la generalización de este análisis en q periodos acumulados de retornos se comprimirán dos pasos más. Se corregirá el sesgo que tienen los estimadores de verosimilitud en la estimación de la verdadera varianza y se utilizará el mayor número de datos posible sobreponiendo los datos, como si se tratase de una ventana móvil. Se tendrá entonces que:

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad [11]$$

$$\bar{\sigma}_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2, \text{ donde } m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad [12]$$

Con la siguiente razón de varianzas generalizada:

$$\overline{VR}(q) \equiv \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} \quad [13]$$

Se tendrá entonces:

$$\psi(q) \equiv \sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad [14]$$

El estadístico $\psi(q)$ permite determinar cuando la razón de varianzas es estadísticamente igual a 1. Por ejemplo con un nivel de confianza del 95 por ciento, si el estadístico cae por fuera del intervalo $[-1,96; 1,96]$ la hipótesis de caminata aleatoria podrá ser rechazada con un 5 por ciento de significancia.

El estadístico psi no es robusto ante la heteroscedasticidad. Puede llevar a que se rechacen hipótesis nulas de RW3 debido a que la varianza cambia en el tiempo.

Lo y Mackinlay (1988) definen una nueva hipótesis nula compuesta H_0^* :

- $E(\varepsilon_t) = 0, \forall t$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, \forall t \neq s$
- ε_t es una perturbación ϕ -combinada con coeficientes $\phi(m)$ de tamaño $\frac{r}{2r-1}$ o es α -combinada con coeficientes $\alpha(m)$ de tamaño $\frac{r}{r-1}$, donde, para todo t y para todo $\tau \geq 0$ existe algún $\delta > 0$ para el cual $E[|\varepsilon_t \varepsilon_{t+\tau}|^{2(r+\delta)}] < \Delta < \infty$.
- $\lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 < \infty$
- $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j}, \varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0, \forall t, \forall j, k \neq 0, k \neq j$

Las definiciones de ϕ -combinada y α -combinada se presentan en White (1984). Lo que esta hipótesis nula compuesta expresa se resume en que, por una parte, especifica la ausencia de correlación que interesa probar en los RW3 (primera condición) y por otra, deja cierto margen de maniobra para introducir algún tipo de variabilidad en el tiempo de la varianza (condiciones 2 y 3). La condición 4 implica que los coeficientes de autocorrelación en la muestra están asintóticamente no correlacionados (Campbell et al. 1997).

Bajo H_0^* :

El estadístico $\overline{VR}(q) - 1$ converge fuertemente⁶ a 0 para todo incremento no acotado q y n .

El siguiente es un estimador heterocedásticamente robusto y consistente de $\hat{\delta}_k$:

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad [15]$$

siendo $\hat{\delta}_k$ la varianza asintótica de los coeficientes de autocorrelación muestrales $\hat{\rho}(k)$.

El siguiente es un estimador heterocedásticamente robusto y consistente de $\hat{\theta}(q)$:

$$\hat{\theta}(q) = 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k \quad [16]$$

siendo $\theta(q)$ la varianza asintótica de la razón de varianzas insesgada definida en [13].

⁶ Almost sure convergence.

De lo anterior se puede concluir que $\psi^*(q)$ es un estadístico de prueba que involucra el hecho de que puede presentarse cualquier forma generalizada de heteroscedasticidad:

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad [17]$$

Este es el estadístico de razón de varianzas empleado habitualmente en la literatura contemporánea para poner a prueba la HME en su versión débil, suponiendo normalidad en la distribución de los retornos. El uso que se hace del estadístico tiene al menos dos fallas. La primera es que se calcula estáticamente, es decir, uno para cada mercado. Este método excluye la posibilidad de que un mismo mercado sea eficiente o ineficiente condicional al período y el tipo de situación en la cual se encuentre la economía: en épocas alcistas, bajistas, de burbuja, etc. La segunda es que sólo produce una estimación confiable cuando los retornos son normales.

Las series de tiempo financieras exhiben características muy conocidas (ver pie de página 8) que hacen que el supuesto de normalidad condicional sea imposible de sostener en la estimación. En la siguiente sección se propone una alternativa para el cálculo empírico de la eficiencia.

2.2. Cópulas de Independencia: Una Alternativa Empírica para la Medición de la Eficiencia

El problema de la razón de varianzas, como herramientas empírica para la medición de la eficiencia, es que, a pesar de incorporar explícitamente un ajuste por heteroscedasticidad, sigue haciendo énfasis sobre la estimación de relaciones lineales en la historia de la serie. No obstante, la HME, en su acepción teórica, no dice nada sobre una relación lineal entre el pasado y el presente de la serie: plantea en general la imposibilidad de dependencia en la serie tanto lineal como no lineal.

Vale la pena aclarar que una relación de dependencia en la varianza como la que suponen los modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH)⁷ no invalida la Hipótesis de los Mercados Eficientes, más sí lo haría cualquier relación no lineal que opere sobre la media de la serie. Ambos puntos se consideran dentro de la medida propuesta en esta sección.

Una alternativa para la contrastación empírica de la eficiencia es el uso de las cópulas, como forma más general para el cálculo de dependencias. Éstas están definidas en una escala cuantílica y no están atadas en términos generales al supuesto de normalidad

⁷ Este modelo fue originalmente planteado en Engle (1982) y su generalización más popular se encuentra en Bollerslev (1986).

subyacente a las correlaciones de Pearson. Formalmente, una cópula es una función de distribución multivariada tal que:

$$C: [0,1]^n \rightarrow [0,1] \quad [18]$$

Donde n son las series bajo estudio y C denota la cópula. En [18] se expresa el mapeo desde el hipercubo unitario n dimensional al intervalo unitario, de forma tal que se cumple el teorema de Sklar.

Teorema de Sklar (1959): Sea F una función de distribución multivariada con marginales F_1, \dots, F_n (no necesariamente continua). Entonces, existe una cópula $C: [0,1]^n \rightarrow [0,1]$, tal que, para todo x_1, \dots, x_n en $\mathbb{R} = [-\infty, \infty]$,

$$F(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad [19]$$

Si las marginales son continuas, entonces C es única; en otro caso C está únicamente determinada por el $Rango(F_1) \times Rango(F_2) \times \dots \times Rango(F_n)$, donde, $Rango(F_i) = F_i(\mathbb{R})$. Conversamente, si C es una cópula y F_1, \dots, F_n son funciones de distribución univariadas, entonces la función F definida en [19] es una función de distribución multivariada con marginales F_1, \dots, F_n .⁸

Para una explicación más completa ver Becerra y Melo (2008) o McNeil, Frey y Embrechts (2005). Nótese que si la variable aleatoria X_i tiene una función de distribución F_i continua, entonces se tiene que:

$$F_i(X_i) \sim U(0,1) \quad [20]$$

De la misma forma, si $U \sim U(0,1)$ entonces $F_i^{-1}(U) \sim F_i$, donde F_i^{-1} es la función de distribución inversa de F_i , definida como:

$$F_i^{-1}(\alpha) = \inf(x \in \mathbb{R}: F_i(x) \geq \alpha) \quad [21]$$

De [20] se tiene que:

$$x_i = F_i^{-1}(u_i) \text{ para } i = 1, 2, \dots, n. \quad [22]$$

Con lo que se obtiene que:

⁸ La prueba de este teorema así como explicaciones más detalladas sobre algunas propiedades útiles para la manipulación de cópulas se encuentran descritas en McNeil et al. (2005). Una presentación útil para este contexto, con aplicaciones de manejo de riesgo al caso colombiano, se encuentra en Becerra y Melo (2008).

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad [23]$$

La expresión anterior implica que la cópula puede ser representada en términos de la función de distribución multivariada F y sus distribuciones marginales F_1, \dots, F_n . Por otro lado partiendo de F, F_1, \dots, F_n y $u_i = F(x_i)$ para $i = 1, 2, \dots, n$, se tiene que:

$$\begin{aligned} F(x_1, \dots, x_n) &= P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) \\ &= P(F_1^{-1}(X_1) \leq F_1^{-1}(x_1), \dots, F_n^{-1}(X_n) \leq F_n^{-1}(x_n)) \\ &= P(U_1 \leq u_1, \dots, U_n \leq u_n) \\ &= C(u_1, \dots, u_n) \end{aligned} \quad [24]$$

En este estudio las funciones de distribución marginales pueden ser entendidas como las funciones de los retornos de las series financieras en diferentes momentos, o con diferentes rezagos. La cópula no impone un número de restricciones en la dimensión de la estimación, lo cual permite que se constituya como una medida más general de la dependencia que las razones de varianza.

En el caso de las cópulas de independencia, supóngase que se tienen dos variables aleatorias x_1 y x_2 y que ambas son independientes. Se tiene entonces que su función de distribución conjunta es igual a:

$$F(x_1, x_2) = F_1(x_1) \cdot F_2(x_2) \quad [25]$$

En el caso de independencia la función de distribución conjunta es igual al producto de las funciones de distribución marginales. Gracias a las definiciones presentadas en [24] se tiene que:

$$\begin{aligned} F(x_1, x_2) &= P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2) \\ &= P(F_1^{-1}(X_1) \leq F_1^{-1}(x_1), F_2^{-1}(X_2) \leq F_2^{-1}(x_2)) \\ &= P(U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2) \\ &= u_1 u_2 \\ &= C(u_1, u_2) \end{aligned} \quad [26]$$

En forma general para el caso de n dimensiones la cópula de independencia estará dada por (Becerra y Melo, 2008):

$$C(u_1, \dots, u_n) = \prod_{j=1}^n u_j \quad [27]$$

2.2.1. Método de Estimación de las Cópulas de Independencia

En este documento se hace uso de la prueba planteada por Genest y Rémillard (2004). Ésta consiste básicamente en comparar los cuantiles de la cópula empírica que describe los datos con los de una cópula de independencia simulada, a través de un estadístico propuesto por los autores. Si la evidencia lleva a no rechazar la hipótesis nula de independencia entre las funciones de distribución marginales (en este caso la serie y sus rezagos), la eficiencia estará garantizada, al menos en el sentido de la hipótesis RW2.

Vale la pena mencionar que, tal y como se puede observar en [24], la cópula no está definida sobre las series de estudio directamente, sino sobre una pseudo muestra: (u_1, \dots, u_n) con $u_i = F(x_i)$. El proceso de construcción de la pseudo muestra propuesto por McNeil, et al. (2005) y Carmona (2004) consiste en utilizar un método semiparamétrico para aproximar la función de distribución. La parte central de las distribuciones se aproxima empíricamente, y las colas de éstas mediante la utilización de la Teoría del Valor Extremo. Este método permite construir distribuciones de probabilidad con mayor ajuste para las series financieras⁹.

Un ajuste adicional sobre la serie, necesario antes de estimar la cópula, es el de la modelación de la varianza, ya que la pseudo muestra se construye sobre la serie estandarizada y no sobre ésta directamente. Este proceso elimina la dependencia en segundo momento, característica de las series financieras, la cual como se mencionó antes, no interfiere con la HME. La estimación de la varianza condicional se hace mediante modelos GARCH¹⁰ (1,1).

El procedimiento anterior es empíricamente contrastable mediante el estadístico de prueba de Kolmogorov Smirnov (KS). En este trabajo se calculó el estadístico KS para la serie de la pseudo muestra de cada mercado, y en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de uniformidad (0,1); también se recurrió a la inspección gráfica de los histograma de la pseudo muestra y a una gráfica cuantil-cuantil entre una distribución uniforme (0,1) simulada y la muestra construida bajo el procedimiento anterior. Ninguna de las pruebas permite rechazar la hipótesis nula de ajuste del modelo semiparamétrico estimado para las series bajo estudio. El trabajo de Becerra y Melo (2008) encuentra similar ajuste para las series colombianas, también con un enfoque semiparamétrico y un modelo GARCH (1,1) para la estandarización.

⁹ Las series financieras tienen características muy reconocidas: son heterocedásticas, leptocúrticas y asimétricas. Ver Christoffersen (2003).

¹⁰ Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.

3. RESULTADOS

En este estudio se trabajó con los datos de índices bursátiles de diez países, buscando contrastar los mercados latinoamericanos con los del resto del mundo y buscando plantear la eficiencia en términos relativos, de acuerdo con Campbell et al. (1997). Los índices bursátiles utilizados fueron: IGBC (Colombia), IPC (México), IBOVESPA (Brasil), MERVAL (Argentina), S&P500 (Estados Unidos), FTSE (Inglaterra), SSMI (Suiza), NIKKEI 225 (Japón), HSI (Hong Kong), BSESN (India).¹¹

Se construyeron estadísticos de razones de varianza heteroscedásticamente robustos como los planteados en [17] para cada mercado desde julio de 2001 hasta agosto de 2010. Estas razones de varianza se construyeron para todo el periodo muestral y para diferentes momentos, con una ventana móvil de 1000 datos (aproximadamente 4 años de transacción). La medida estándar en la literatura es la razón de varianza para todo el periodo de análisis, que capta básicamente las relaciones lineales de dependencia. Esta medida estándar se refina aquí con el cálculo de razones de varianza con una ventana móvil, con las cuales se busca observar mejor la dinámica en los mercados. Igualmente se construyeron razones con diferentes rezagos, desde un día hasta treinta días, para cada país en cada momento de tiempo. Esta información se reporta en las Figuras 1 y 2 de los Anexos, junto con los valores críticos del estadístico.

Los gráficos discriminan entre tres tipos de mercados; aquellos que se comportan eficientemente durante toda la muestra de estudio, aquellos que lo hacen parcialmente, durante la mayor parte de ésta y aquellos que en la mayor parte de la muestra se comportan ineficientemente.

Los mercados más eficientes, en el sentido débil, durante el período de estudio son Japón (NIKKEI 225) y Argentina (MERVAL). La descripción de los estadísticos responde a lo que cabría esperarse bajo la Hipótesis de Eficiencia de Mercados. El estadístico nunca sobrepasa las bandas de confianza al 95 y 99 por ciento.

Los mercados eficientes parcialmente presentan un estadístico que se mantiene predominantemente entre las bandas de confianza al 95 y 99 por ciento. Estos mercados son Brasil (IBOVESPA), Hong Kong (HSI), la India (BSESN) y Suiza (SSMI), como se puede observar en la Figura 1.

Los mercados menos eficientes son los mercados de Colombia (IGBC), de los Estados Unidos (S&P500), de Inglaterra (FTSE) y de México (IPC). En estos mercados el estadístico asociado se sale recurrentemente de las bandas de confianza al 95 y 99 por

¹¹ Se analizó también el mercado de Chile, pero no se presentan los resultados puesto que la información disponible sólo comprende desde septiembre de 2003, y el período de estudio comienza antes, en julio de 2001.

ciento, sobre todo al 95 por ciento. Por ejemplo, el mercado estadounidense es ineficiente desde finales de junio de 2006 hasta octubre de 2008 en mayor medida, pero continúa siéndolo a mediados de agosto de 2010 (al 99 por ciento de confianza). Lo anterior corresponde con la fase final de la burbuja inmobiliaria de ese país, la cual también afectó las cotizaciones bursátiles de las empresas que transan en bolsa, particularmente de las empresas financieras.

El anterior análisis también se puede aplicar al mercado de capitales inglés, en el cual el período de ineficiencia va desde inicios de junio de 2006 hasta finales de septiembre de 2008. La diferencia radica en que a partir de esa fecha el mercado inglés se estaría comportando eficientemente, lo cual no sucede en los Estados Unidos. Lo anterior podría dar indicios de una sobre reacción mayor por parte de los agentes en el mercado americano en relación con el inglés. La caída de la bolsa estadounidense al momento de desinflarse la burbuja financiera, al ser aun más acentuada que la de la bolsa en Inglaterra, implicó una mayor correlación serial, que se tradujo en mayores estadísticos de las razones de varianzas.

En el caso colombiano, el mercado es ineficiente, según la razón de varianzas dinámica, desde el comienzo del periodo de análisis hasta finales de 2009 al 95 por ciento, y finales de 2008 al 99 por ciento.

Los resultados aquí descritos se corroboran con el estadístico de la razón de varianzas para cada mercado, con diferentes rezagos. Con este estadístico se logra captar cuantos días tarda un mercado para ajustar la información, de acuerdo con la HME. En la Figura 2 se presenta este estadístico para algunos mercados, en las fechas en las cuales se estimó el estadístico con mayor valor absoluto (período de mayor ineficiencia).

En la Figura 2 se observa claramente que dentro de los mercados menos eficientes, el tiempo que tarda en incorporarse la información en el precio difiere. Mientras que en el caso de Estados Unidos e Inglaterra ésta se tiende a incorporar más rápidamente, en el caso colombiano no termina de reflejarse en el precio ni siquiera después de mes y medio de transacción, al 99 por ciento de confianza.

Medidas similares se estimaron para todos los mercados, en cada día. Las gráficas no se presentan, pero en general lo que se observa es que en los mercados más profundos en épocas de ineficiencia la información se incorpora más rápidamente que en los menos desarrollados.

Al estimar las razones de varianzas, ya no para una ventana móvil de cuatro años sino para la muestra total, se obtiene el estadístico estándar en la literatura de la razón de varianzas. Los resultados de él se presentan en las Tablas 1 y 2 junto con los resultados obtenidos con las cópulas de independencia. Como ya se explicó metodológicamente, la

estimación de cópulas de independencia corresponde a una prueba de la HME más general, puesto que identifica tanto relaciones lineales como no lineales entre los retornos de los índices bursátiles. Así pues no se debe encontrar que un mercado sea ineficiente según una razón de varianzas y que sea eficiente con una comparación de cópulas.

**Tabla 1. Estadístico de Eficiencia Basado Razones de Varianza
Periodo Julio de 2001-Agosto de 2010**

País	Estadístico	Hipótesis Eficiencia (99 %)	Hipótesis Eficiencia (95%)
Argentina	1,24	no se rechaza	no se rechaza
Brasil	-0,65	no se rechaza	no se rechaza
Colombia	2,72	se rechaza	se rechaza
Estados Unidos	-2,24	no se rechaza	se rechaza
China (Hong Kong)	0,05	no se rechaza	no se rechaza
India	1,50	no se rechaza	no se rechaza
Inglaterra	-1,44	no se rechaza	no se rechaza
Japón	-0,16	no se rechaza	no se rechaza
México	2,02	no se rechaza	se rechaza
Suiza	-0,43	no se rechaza	no se rechaza

Valor Crítico 99%	2,330
Valor Crítico 95%	1,645

Fuente: Elaboración propia. Datos de los índices bursátiles disponibles en Internet: <http://www.yahoo.finance>.

**Tabla 2. Estadístico de Eficiencia Basado en Cópulas de Independencia.
Periodo Julio de 2001-Agosto de 2010**

País	Estadístico	Hipótesis Eficiencia (99 %)	Hipótesis Eficiencia (95%)
Argentina	0,0610	no se rechaza	se rechaza
Brasil	0,0925	se rechaza	se rechaza
Colombia	1,0268	se rechaza	se rechaza
Estados Unidos	0,3136	se rechaza	se rechaza
China(Hong Kong)	0,0804	no se rechaza	se rechaza
India	0,2823	se rechaza	se rechaza
Inglaterra	0,1427	se rechaza	se rechaza
Japón	0,0848	no se rechaza	se rechaza
México	0,2051	se rechaza	se rechaza
Suiza	0,0783	no se rechaza	se rechaza

Valor Crítico 99%	0,086
Valor Crítico 95%	0,059

Fuente: Elaboración propia. Datos de los índices bursátiles disponibles en Internet: <http://www.yahoo.finance>.

En la Tabla 1 se muestra que Colombia, según la razón de varianzas para toda la muestra, es el único mercado ineficiente al 99 por ciento de confianza. Si se refina el intervalo de confianza hasta el 95 por ciento, pasan a ser ineficientes también los mercados de Estados Unidos y México.

Al analizar los resultados de las cópulas, como una medida más refinada de la eficiencia, ningún mercado es eficiente al 95 por ciento de confianza (Tabla 2); es decir en ellos se presentan relaciones de dependencia entre los retornos de los índices bursátiles lineales y no lineales. Al relajar el intervalo de confianza al 99 por ciento, son eficientes los mercados de Japón y Argentina, y también lo son los mercados de Suiza y Hong Kong, como era de esperarse por lo encontrado con las razones de varianzas. Estos últimos dos mercados tuvieron lapsos cortos de ineficiencia que se observan en las razones de varianzas, pero son mercados que predominantemente ajustan sus precios y no sobre reaccionan, mostrando así comportamientos acordes con la HME.

Finalmente, en la Figura 3 se presentan los índices bursátiles y las razones de varianzas de tres de los mercados menos eficientes (Estados Unidos, Inglaterra y Colombia). Se observa que los períodos de mayor ineficiencia están asociados con burbujas. Principalmente con las fases de mayor ascenso en los precios, por encima de sus fundamentales antes del estallido de la burbuja, y con el período de ajuste posterior. En el caso de Estados Unidos e Inglaterra lo que se presenta son los momentos cúspide de la burbuja residencial y financiera que comenzó en los años noventa y estalló entre 2007 y 2009. En Colombia el ascenso del IGBC antes de 2006 estuvo asociado con una sobrevaloración de los activos internos, producto de un exceso de liquidez en el mercado, que fue corregido para esta fecha por parte de las autoridades monetarias, mediante incrementos sucesivos en la tasa de interés de referencia.

4. CONCLUSIONES

Las conclusiones de esta investigación apuntan en dos direcciones. Primero, la revisión de la literatura indica un claro nexo entre eficiencia informacional y eficiencia en el sentido de Pareto, luego es importante estudiar la eficiencia informacional; con este marco teórico en mente se procede a las conclusiones empíricas.

Del análisis del trabajo de Rostchild y Stiglitz (1976) y Stiglitz (1981) se puede ver que la eficiencia en el sentido de Fama (1970), también conocida como eficiencia en la información, puede ser entendida como una condición necesaria más no suficiente para que los mercados financieros sean eficientes en el sentido de Pareto. Cualquier recomendación de política económica deberá tener en cuenta esta relación.

A pesar de las limitaciones teóricas del concepto de eficiencia, sobretudo en el sentido fuerte, señaladas claramente en Grossman y Stiglitz (1980), ésta sigue constituyendo

una propiedad deseable de los mercados financieros, toda vez que es una condición necesaria para garantizar que se cumpla el Primer Teorema del Bienestar. De lo anterior se desprende la necesidad de reevaluar las posiciones que pretenden desligar los conceptos de eficiencia informacional y en la asignación (Hyme, 2005).

Las aproximaciones metodológicas estándar para medir la eficiencia en el sentido débil, básicamente a través de razones de varianzas y estadísticos de correlación serial, presentan dos debilidades: primero, son medidas estáticas que no tienen en cuenta que un mismo mercado en distintos momentos puede pasar de ser eficiente a ser ineficiente, o lo contrario, dependiendo por ejemplo de la aparición de burbujas especulativas en su interior¹². En segundo lugar, sólo miden dependencias lineales en los niveles de los retornos, es decir contrastan una caminata aleatoria de tipo 3 (RW3) en la tipología de Campbell et al. (1997), lo cual es mucho más restrictivo que el concepto teórico de eficiencia, que nunca impone los conceptos de linealidad y de normalidad.

Lo primero se puede solucionar con el cálculo de razones de varianzas heteroscedásticamente robustas en forma dinámica, a través de ventanas móviles, como se hace en este documento y lo segundo, mediante la estimación del estadístico de independencia propuesto por Genest y Rémillard (2004) basado en las cópulas empíricas de los datos y una cópula de independencia simulada.

Al aplicar estas mejoras en la estimación para los datos de diez mercados financieros en el mundo (Colombia, México, Argentina, Brasil, Estados Unidos, Inglaterra, Suiza, India, Hong Kong y Japón), se encuentra que difícilmente la Hipótesis de Eficiencia se mantiene durante el periodo analizado, desde enero de 2001 hasta agosto de 2010; al 99% de confianza sólo cinco mercados resultan eficientes, en tanto que al 95% no lo es ninguno según la medida basada en cópulas.

El resultado se captura mejor mediante el uso de razones de varianzas dinámicas y cópulas, que mediante las razones estáticas o los coeficientes de autocorrelación. Según los hallazgos de este trabajo, los mercados que tienden a sobre reaccionar ante los choques y que por ende son propensos a generar burbujas, se comportan de forma menos eficiente que aquellos que no. De la misma forma existen mayores indicios de ineficiencia informacional en los períodos expuestos a grandes choques que en aquellos de relativa calma. Más investigación deberá hacerse al respecto, sobre la relación teórica y empírica entre burbujas en el precio de los activos e ineficiencia.

¹² La relación entre burbujas y eficiencia en el mercado requiere de mayor estudio al que se presenta en este trabajo. Futuras investigaciones podrán apuntar en esta dirección, la cual sale del alcance de este documento.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arrow, K. J. & Debreu, G. (1954). Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica*, 22(3), 265-290.
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la Spéculation. *Annales Scientifiques de L'É.N.S.*, 3(17), 21-86.
- Bailey, R.E. (2005). *The Economics of Financial Markets*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Becerra, O. & Melo, L.F. (2008). Usos e Implicaciones de la Cópula en la Medición del Riesgo Financiero. *Borradores de Economía*, 489. Bogotá: Banco de la República. Recuperado de: http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm
- Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Box, G.E.P., & Pierce D. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509-1526.
- Campbell, J., Lo, A.W. & MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- Carmona, R. (2004). *Statistical Analysis of Financial Data in S-Plus*. Nueva York: Springer-Verlag.
- Christoffersen, P. F. (2003). *Elements of Financial Risk Management*. California: Elsevier.
- Engle, R.E. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- 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.
- Fama, E.F. (1998). Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49(1), 283-306.

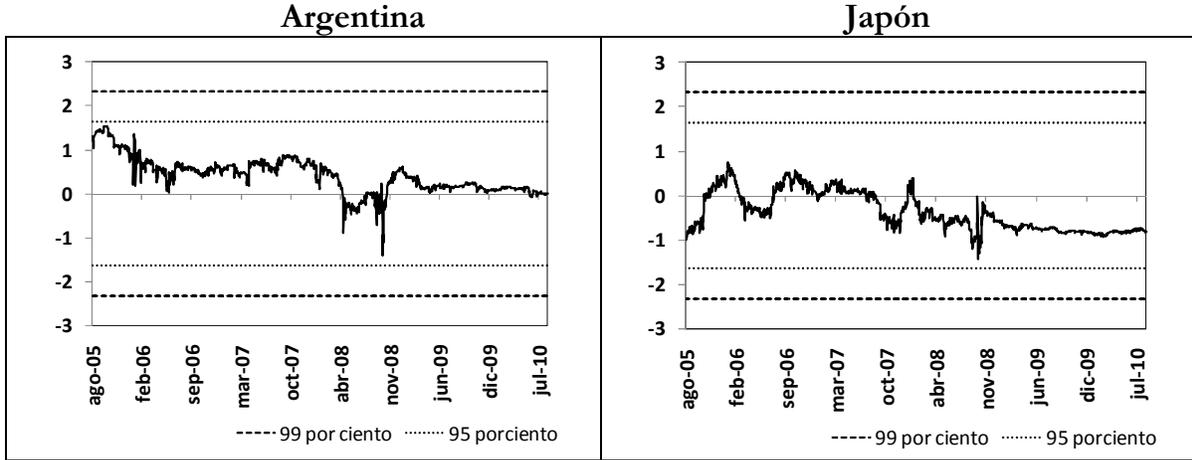
- Fama, E.F. & French, K.R. (2010). Luck versus Skill in the Cross Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947.
- Genest, C. & Rémillard, B. (2004). Test of Independence and Randomness Based on the Empirical Copula Process. *Test*, 13(2), 335-369.
- Grossman, S. & Stiglitz, J. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Hyme, P. (2003). La Teoría de los Mercados Eficientes. Un Examen Crítico. *Cuadernos de Economía*, 22(39), 57-83.
- Jehle, G. & Reny, P.J. (2nd Ed.) (2005). *Advanced Microeconomic Theory*, Massachusetts: Addison Wesley.
- Kendall, M.G. (1953). The Analysis of Economics Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116 (1), 11-34.
- Ljung, G.M., & Box, G.E.P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Lo, A. & Mackinlay, A.C. (1988). Stocks Markets Prices Do Not Follows Random Walks: Evidence for a Simple Specification Test. *The Reviews of Finance Studies*, 1(1), 41-66.
- Malkiel, B. G. (1992). Efficient Market Hypothesis. *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*.
- Malkiel, B. G. (1999). *A Random Walk Down Wall Street: The Best Investment Advice for the New Century Completely Revised and Updated*. New York: W.W. Norton & Company.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82.
- Malkiel, B. G. (2005). Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *Financial Review*, 40(1), 1-9.
- Mandelbrot, B. (1966). Forecast of Future Prices, Unbiased Markets, and Martingale Models. *Journal of Bussines*, 39(1,2), 242-255.
- Mandelbrot, B. (2004). *The (Mis)behavior of Markets*. New York: Basic Books.

- Marichal, C. (2010). *Nueva Historia de las Grandes Crisis Financieras. Una Perspectiva Global 1873-2008*. Ciudad de México: Debate.
- McNeil, A.J., Frey R. & Embrechts, P. (2005). *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques, and Tools*. New Jersey: Princeton University Press.
- Peters, E. (1996) *Chaos and Order in the Capital Markets: A New View of Cycles, Prices, and Market Volatility*, New York: John Wiley & Sons.
- Roberts, H. (1967). Statistical Versus Clinical Prediction of the Stocks Markets, manuscrito no publicado, Center for Research in Security Prices, Universidad de Chicago.
- Rothschild, M. & Stiglitz, J.(1976). Equilibrium in a Competitive Insurance Market: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 629-649.
- Samuleson, P. (1965). Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 6(2), 41-49.
- Sklar, A. (1959). Fonctions de Repartition à n Dimensions et Leurs Marges. *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229-231.
- Stiglitz, J. (1981). The Allocation Role of the Stock Market. Pareto Optimality and Competition. *The Journal of Finance*, 36(2), 235-251.
- Stiglitz, J. (2010). *Freefall: America, Free Markets, and the Sinking of the World Economy*. New York: Norton & Company.
- Uribe, J. M. (2007). Caracterización del Mercado Accionario Colombiano 2001-2006: un Análisis Comparativo. *Borradores de Economía*, 456. Bogotá: Banco de la República. Recuperado de: http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm
- Von Neumann, J. & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. New Jersey : Princeton University Press.
- White, H. (1984). *Asymptotic Theory for Econometricians*. Orlando FL: Academic Press.
- 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.

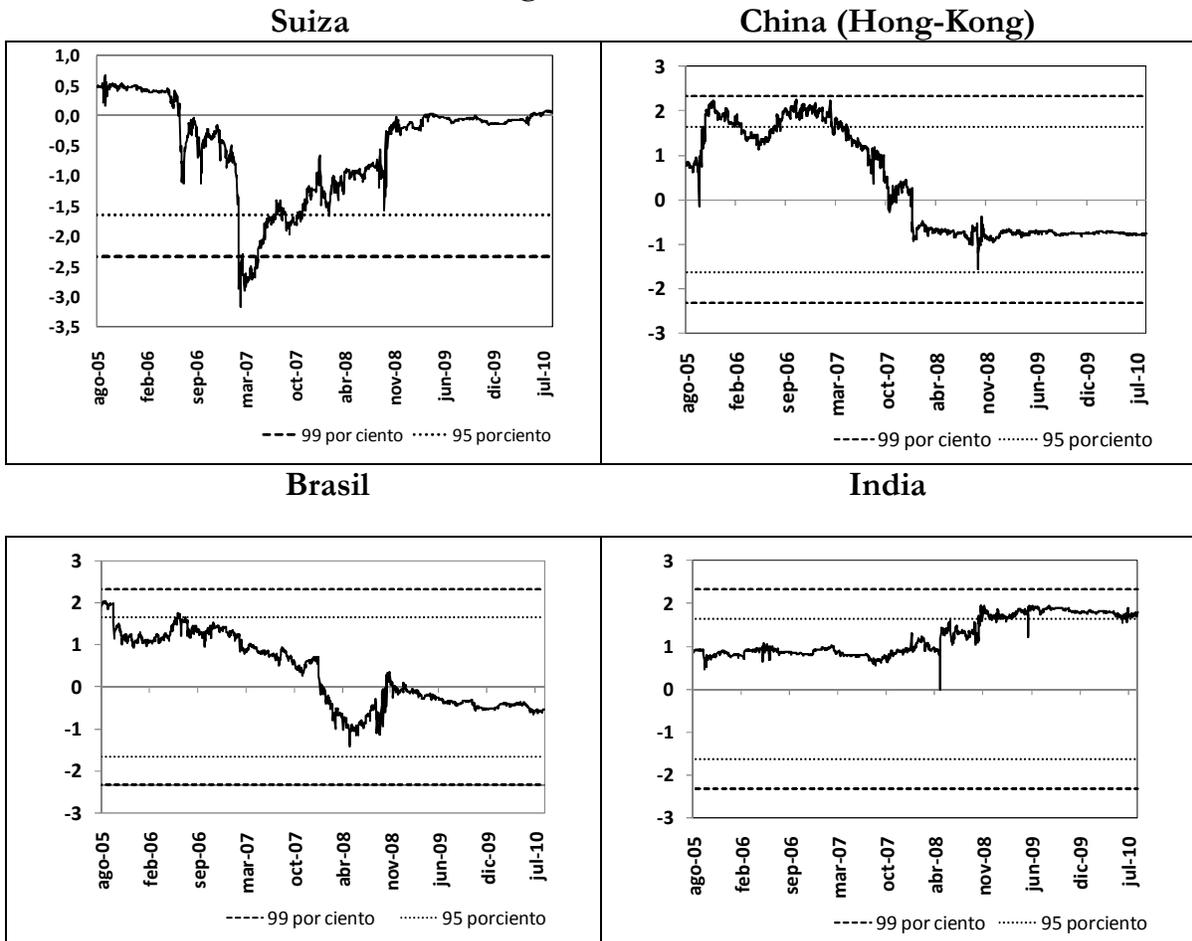
ANEXOS

Figura 1.

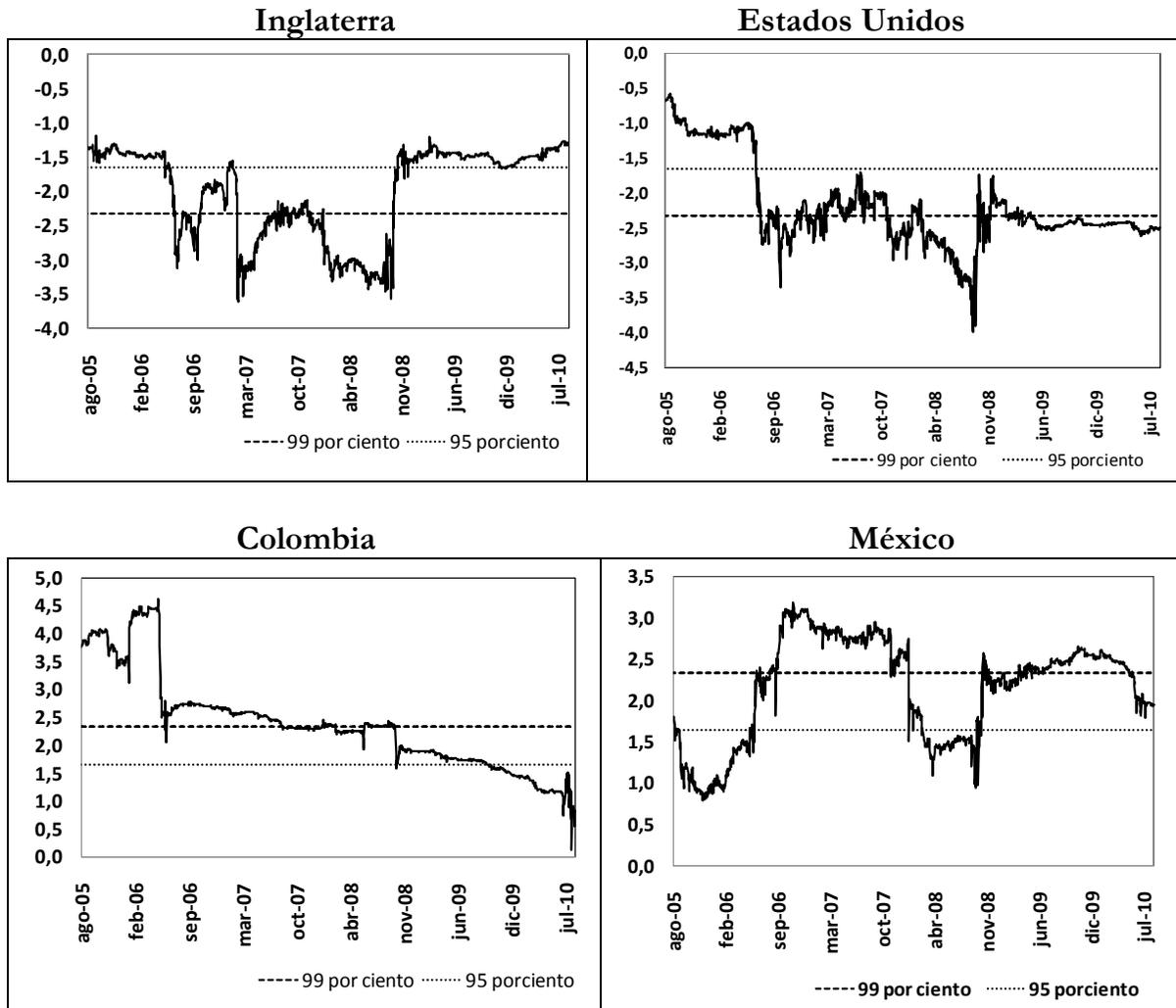
Panel A. Mercados Eficientes Durante la Muestra. Julio de 2001-Agosto de 2010



Panel B. Mercados Parcialmente Eficientes Durante la Muestra. Julio de 2001-Agosto de 2010



Panel C. Mercados Menos Eficientes Durante la Muestra. Julio de 2001-Agosto de 2010

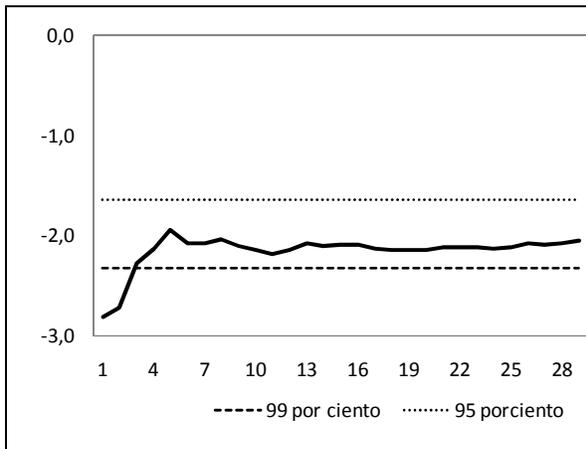


Fuente: Datos de los índices bursátiles disponibles en Internet: <http://www.yahoo.finance>.

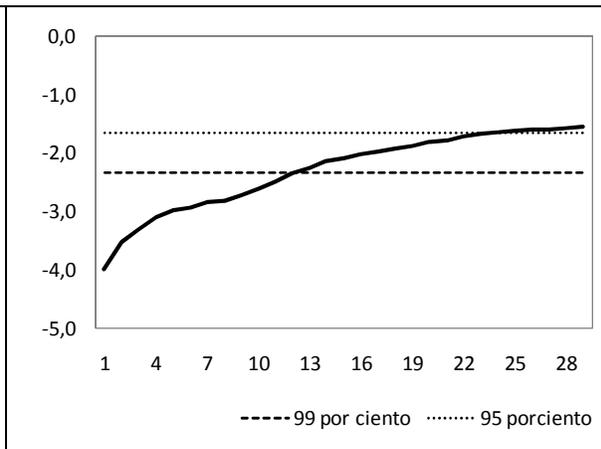
En cada gráfico se presenta el estadístico asociado con la razón de varianza a un día para cada mercado. Cada punto del gráfico es un estadístico calculado con una ventana móvil de mil datos, que representan aproximadamente cuatro años de transacción. También se reportan las bandas de confianza al 95 y 99 por ciento. Una vez el estadístico traspasa estas bandas se rechaza la Hipótesis de Eficiencia de Mercados para ese período.

Figura 2.
Estadístico de Razón de Varianzas para un Día con Diferentes Rezagos.
Mercados Menos Eficientes

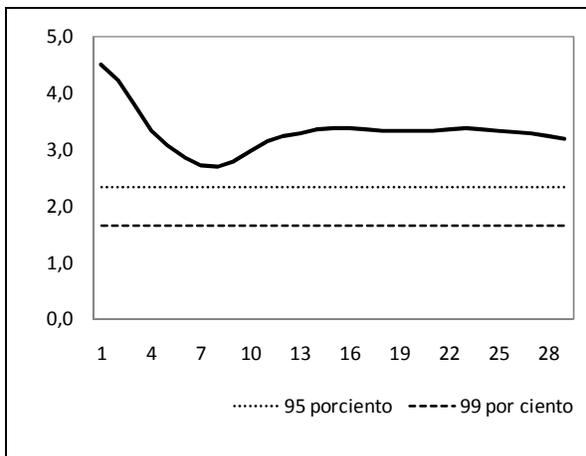
Inglaterra
(26 de Febrero de 2007)



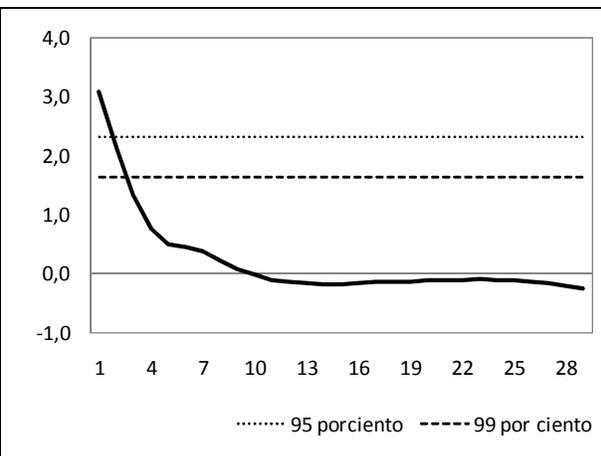
Estados Unidos
(18 de Septiembre de 2008)



Colombia
(15 de mayo de 2006)

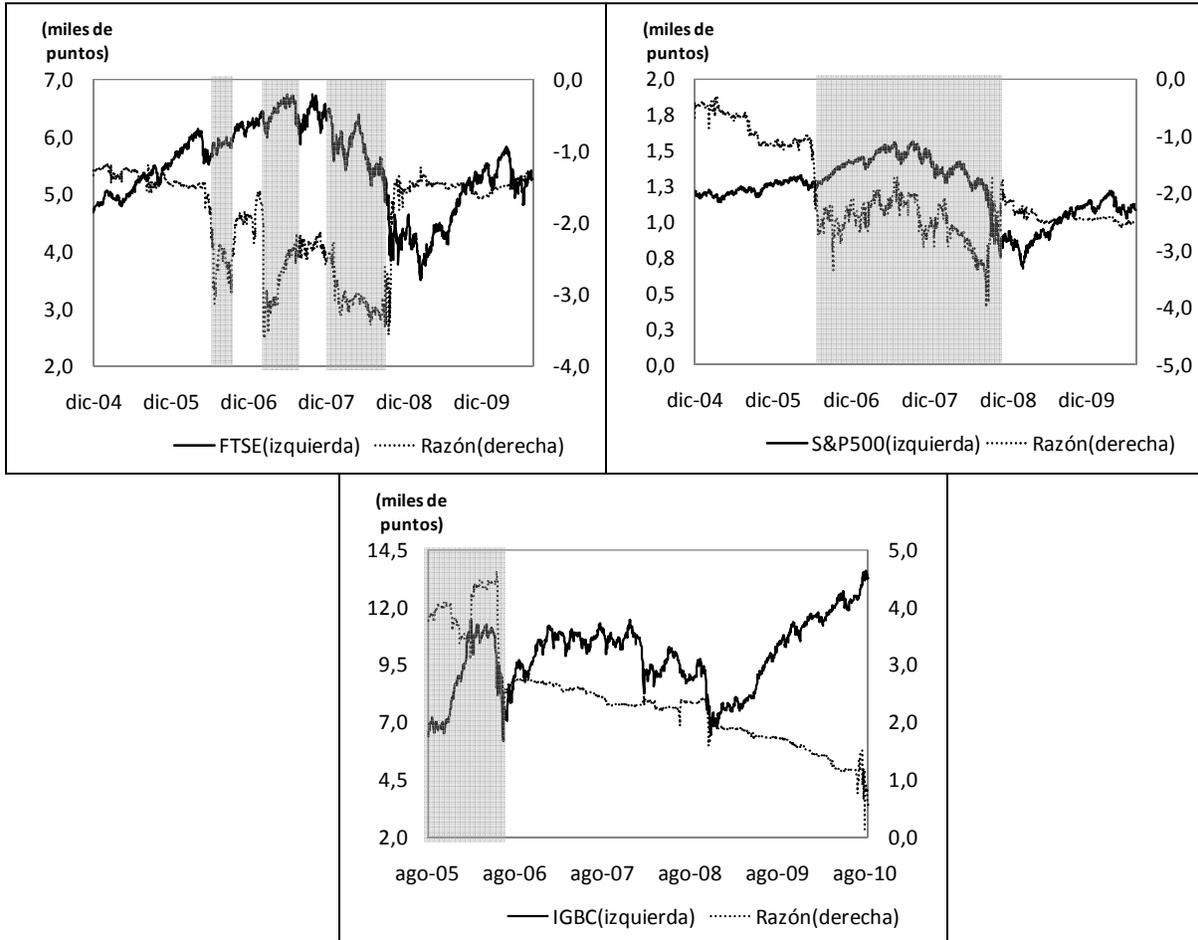


México
(11 de Octubre de 2006)



Fuente: Datos de los índices bursátiles disponibles en Internet: <http://www.yahoo.finance>.
 Las razones de varianzas se calcularon para los cuatro mercados menos eficientes de la muestra el día en que se estimó el estadístico de mayor valor absoluto en el período de estudio.

Figura 3.
Estadístico de Razón de Varianzas e Índices Bursátiles



Fuente: Datos de los índices bursátiles disponibles en Internet: <http://www.yahoo.finance>.
Se presenta el estadístico de razón de varianzas y el índice bursátil de cada mercado para el periodo de estudio. Se resaltan los períodos de mayores valores en el estadístico, siempre sobre el 99 por ciento de confianza.