



ENSAYOS SOBRE LA ECICIENCIA INFORMATIVA DEL MERCADO DE CAPITALES.

Aurelio Fernández Bariviera

Dipòsit Legal: T 1305-2015

ADVERTIMENT. L'accés als continguts d'aquesta tesi doctoral i la seva utilització ha de respectar els drets de la persona autora. Pot ser utilitzada per a consulta o estudi personal, així com en activitats o materials d'investigació i docència en els termes establerts a l'art. 32 del Text Refós de la Llei de Propietat Intel·lectual (RDL 1/1996). Per altres utilitzacions es requereix l'autorització prèvia i expressa de la persona autora. En qualsevol cas, en la utilització dels seus continguts caldrà indicar de forma clara el nom i cognoms de la persona autora i el títol de la tesi doctoral. No s'autoritza la seva reproducció o altres formes d'explotació efectuades amb finalitats de lucre ni la seva comunicació pública des d'un lloc aliè al servei TDX. Tampoc s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant als continguts de la tesi com als seus resums i índexs.

ADVERTENCIA. El acceso a los contenidos de esta tesis doctoral y su utilización debe respetar los derechos de la persona autora. Puede ser utilizada para consulta o estudio personal, así como en actividades o materiales de investigación y docencia en los términos establecidos en el art. 32 del Texto Refundido de la Ley de Propiedad Intelectual (RDL 1/1996). Para otros usos se requiere la autorización previa y expresa de la persona autora. En cualquier caso, en la utilización de sus contenidos se deberá indicar de forma clara el nombre y apellidos de la persona autora y el título de la tesis doctoral. No se autoriza su reproducción u otras formas de explotación efectuadas con fines lucrativos ni su comunicación pública desde un sitio ajeno al servicio TDR. Tampoco se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al contenido de la tesis como a sus resúmenes e índices.

WARNING. Access to the contents of this doctoral thesis and its use must respect the rights of the author. It can be used for reference or private study, as well as research and learning activities or materials in the terms established by the 32nd article of the Spanish Consolidated Copyright Act (RDL 1/1996). Express and previous authorization of the author is required for any other uses. In any case, when using its content, full name of the author and title of the thesis must be clearly indicated. Reproduction or other forms of for profit use or public communication from outside TDX service is not allowed. Presentation of its content in a window or frame external to TDX (framing) is not authorized either. These rights affect both the content of the thesis and its abstracts and indexes.

Tesis Doctoral



UNIVERSITAT ROVIRA I VIRGILI

**Ensayos sobre la
Eficiencia Informativa del
Mercado de Capitales**

Doctorando: Aurelio Fernández Bariviera

Directora: Dra. M. Belén Guercio

Departament de Gestió d'Empreses

2015

A mamá y papá

Agradecimientos

A decir de Borges, el destino es inescrutable e incontestable: todo está escrito de antemano -los miles de reflejos que tu rostro fue dejando en los espejos y los que irá dejando todavía- y sólo debemos descifrar la recóndita e insospechada clave. Es así como nació esta tesis, hace muchos años y sin saberlo ni el autor ni el inspirador de la tesis y mucho antes de pasearme por el laberinto económico. Todo comenzó hace muchos años, durante mi adolescencia, cuando escuché comentar a mi padre el hecho de que algunos meses parecían más rentables que otros en la Bolsa de Buenos Aires. En aquella época realicé un simple cuadro para comparar los meses más rentables y menos rentables, no encontrando una pauta sistemática a simple vista. Lejos estaba de la rigurosidad metodológica, ya que no sabía siquiera qué era un método. Jamás había ido por ningún ‘camino científico’. Sin embargo, mucho tiempo después, sin proponérmelo me enfrento al tema de antaño. Por ello en primer lugar quiero agradecer a mis padres por todo su amor y apoyo incondicional a lo largo de toda mi vida. Sin ellos, no sería quien soy. En particular a mi madre por levantar mi ánimo en momentos de zozobra y a mi padre por enseñarme a ser perseverante.

También quiero agradecer a todo un conjunto de personas que he conocido a lo largo de todo este tiempo.

El Dr. Emilio A. M. Machado fue quien me impulsó a hacer el doctorado, por tanto dedico él *in memoriam* esta tesis.

En la URV encontré dos personas maravillosas que han marcado mi perfil investigador. En primer lugar, mi directora, la Dra. M. Belén Guercio, a quien agradezco que haya aceptado esta dirección. En segundo lugar, la Dra. Lisana Belén Martínez, con quien también escribimos varios artículos y compartimos los tres un espacio de investigación muy prolífico.

Finalmente, quiero agradecer a mis compañeros y compañeras del área de Matemáticas de las Operaciones Financieras, del Departamento de Gestión de Empresas. Especialmente quiero agradecer al Dr. Jorge de Andrés, con quien también he investigado. Un lugar de trabajo agradable y acogedor es fundamental para poder llevar una vida sana en cuerpo y mente. Esto es

lo que he encontrado en el Departamento de Gestion de Empresas, donde siempre se me ha permitido trabajar con gran libertad.

Índice general

1. Introducción	1
2. Marco teórico	5
2.1. Introducción	5
2.1.1. Concepto de eficiencia	5
2.2. Eficiencia informativa	9
2.2.1. Clasificación de Fama (1970)	9
2.2.2. Clasificación de Fama (1991)	10
2.2.3. Eficiencia informativa. Implicaciones prácticas	11
2.3. Evolución de la hipótesis de los mercados eficientes	12
2.4. Un modelo para un mercado eficiente	14
2.4.1. La Prototeoría del mercado eficiente	15
2.4.1.1. Movimiento browniano. Definición	16
2.4.1.2. El modelo de Bachelier	16
2.4.2. Redescubrimiento del movimiento Browniano	19
2.4.2.1. Movimiento aleatorio y valor fundamental	20
2.4.3. El movimiento Browniano fraccional	20
2.4.3.1. Distribuciones alternativas de los residuos en el movimiento browniano	22
2.4.4. Movimiento Browniano, martingalas y eficiencia	27
2.5. Estudios empíricos sobre la HME.	29
2.5.1. Modelo de valuación e HME	30
2.5.1.1. El modelo de valuación de activos CAPM	31
2.5.2. Clasificación conceptual de los estudios empíricos	33

2.5.3.	Tests sobre la versión débil de eficiencia	34
2.5.3.1.	Test de rachas	34
2.5.3.2.	Test de autocorrelaciones	35
2.5.3.3.	Test de raíces unitarias	36
2.5.3.4.	Ratio de varianzas	38
2.5.3.5.	Dependencia no lineal	43
2.5.3.6.	Análisis espectral	43
2.5.3.7.	Análisis mediante filtros	45
2.5.3.8.	Hipótesis del mercado fractal	46
2.5.3.9.	Cuantificadores derivados de la Teoría de la Información	50
2.6.	Desafíos teóricos a la HME	54
2.6.1.	Finanzas del comportamiento	55
2.6.1.1.	Teoría prospectiva	56
2.6.1.2.	Teorías cognitivas y las limitaciones a las res- puestas racionales	58
2.7.	La Hipótesis del Mercado Adaptativo	60
2.8.	Conclusión	62
3.	Análisis Empírico	65
3.1.	Introducción	65
3.2.	Eficiencia y liquidez	65
3.3.	Eficiencia y crisis financiera	75
3.4.	Eficiencia y calificación crediticia	79
3.5.	Eficiencia, crisis y sectores de la economía	101
4.	Conclusiones	125
	Bibliografía	129

Capítulo 1

Introducción

La Hipótesis del Mercado Eficiente (HME) ha sido definida y establecida hace ya unos 50 años y establece que un mercado es informativamente eficiente si sus precios reflejan toda la información disponible (Fama, 1970). La HME es, sin dudas, la piedra angular de la economía financiera. A lo largo de este medio siglo se han ido desarrollando diversos estudios empíricos para demostrar su validez.

La mayoría de los estudios realizados hasta la fecha, han hecho un análisis binario de eficiencia/no eficiencia. Nosotros, siguiendo a Lo (2004), queremos destacar que no podemos hablar de eficiencia o ineficiencia absoluta. Más bien, podemos hablar de mercados o instrumentos más o menos informativamente eficientes, en forma relativa.

Partiendo de esta premisa, los objetivos principales de esta tesis son:

1. Realizar una revisión y clasificación de la literatura sobre la versión débil de la HME, así como de las principales críticas a la misma.
2. Realizar un análisis de la versión débil de la HME y su relación no trivial con determinadas variables en variados mercados financieros y en diferentes contextos económicos. En particular queremos destacar el carácter dinámico y relativo de la HME, utilizando técnicas cuantitativas poco utilizadas en la literatura financiera.

Esta tesis se desarrolla por artículos, donde cada uno de ellos se focaliza en diferentes mercados financieros, tanto de renta fija como de renta variable, con objetivos planteados en cada uno de dichos artículos. Los mismos han sido publicados en revistas de alto impacto, indexadas en el *Journal Citation Report*, a lo largo de la elaboración de esta tesis. La decisión de realizar la tesis por artículos ha resultado muy enriquecedora para la investigación, ya que hemos podido aprender, en cada uno de dichos artículos, de las sugerencias y comentarios de los editores y revisores.

Esta introducción brinda una unificación lógica del marco teórico y de los cuatro artículos que componen la tesis.

En el Capítulo 2 se realiza una exposición del marco teórico y revisión de la literatura sobre la HME en sentido débil, desde su génesis hasta su situación actual. Asimismo se detallan los principales métodos de testeo de dicha hipótesis.

En el capítulo 3 se incluyen los cuatro artículos publicados en revistas académicas indexadas.

El primer artículo se denomina *The influence of liquidity on informational efficiency: The case of the Thai Stock Market*, publicado en la revista *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* en noviembre de 2011. En este artículo se analiza la presencia de la memoria a largo plazo en las series temporales de rendimientos del mercado de acciones de Tailandia. En concreto se estudia el efecto de la liquidez sobre la eficiencia (medida por el exponente de Hurst) de en la Bolsa de Valores de Tailandia. Para ello, se calculó el exponente de Hurst mediante dos métodos: el clásico método *R/S* desarrollado originalmente por Hurst (1951) y por el método DFA desarrollado por Peng et al. (1994). Nuestro estudio arroja tres importantes conclusiones. En primer lugar, el método *R/S* podría generar dependencia espuria a largo plazo, dando el método DFA estimaciones más estables del exponente de Hurst. En segundo lugar, existe una relación débil entre la capitalización de mercado y la evidencia del mercado. Por último, se observó que la eficiencia no se ve afectada significativamente por la presencia de inversores extranjeros.

El segundo artículo se titula *A comparative analysis of the informational efficiency of the fixed income market in seven European countries* y está publicado en la revista *Economics Letters*, en septiembre de 2012. Este trabajo analiza la eficiencia informativa de los mercados de bonos corporativos y soberanos de siete países de la Unión Europea. En particular, se estudia la evolución en el tiempo del exponente Hurst como una medida de la memoria de largo plazo usando el método de DFA. Se detectaron diferentes dinámicas de la memoria en las series de bonos corporativos y soberanos después de la crisis financiera. En particular, la crisis deteriora la eficiencia informativa de los bonos corporativos y mejora la eficiencia de los mercados de bonos soberanos.

El tercer artículo lleva por título *Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis* y ha sido publicado en el *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment* en agosto de 2013. El objetivo de este artículo es explorar la relación entre las calificaciones crediticias y la eficiencia informativa de una muestra de treinta y nueve bonos corporativos de empresas petroleras y de energía de Estados Unidos. La razón de este estudio es que el papel de las agencias de calificación crediticia ha sido cuestionado

después de la crisis *subprime*. Este trabajo utiliza una poderosa herramienta estadística, relativamente nueva en la literatura financiera: el plano causal de complejidad-entropía. Este plano permite clasificar de forma gráfica los diferentes bonos de acuerdo a su grado de eficiencia informativa. Encontramos que esta clasificación está de acuerdo con las calificaciones crediticias asignadas por Moody's. En particular, detectamos la formación de dos grupos, que corresponden a las categorías globales de inversión (*investment grade*) y las especulativas. Con respecto a este último grupo, dos subgrupos reflejan distintos niveles de eficiencia. Además, también encontramos una ausencia de correlación entre la eficiencia informativa y características de la empresa. Esto nos permite concluir que nuestra propuesta basada en la Teoría de la Información proporciona una forma práctica alternativa para justificar la clasificación crediticia de bonos. De esta manera podemos calcular de una forma más transparente las calificaciones crediticias.

Finalmente, el cuarto artículo lleva por título *Informational Efficiency in Distressed Markets: The Case of European Corporate Bonds*, publicado en *The Economic and Social Review* en diciembre de 2014. En dicho artículo investigamos el efecto de la crisis financiera del 2008 sobre la eficiencia informativa, mediante la realización de un análisis de la memoria de largo plazo de índices de bonos corporativos europeos. Calculamos el exponente de Hurst para quince índices sectoriales utilizando una ventana móvil con el objetivo de examinar el comportamiento variable en el tiempo de la memoria a largo plazo. Asimismo incorporamos una técnica de aleatorización definida en Erramilli et al. (1996), a fin de evitar la contaminación de nuestras estimaciones por la correlación a corto plazo. En el artículo encontramos que la crisis financiera tiene efectos desiguales en la eficiencia informativa de todos los sectores de bonos corporativos, especialmente los relacionados con los servicios financieros. Sin embargo, su vulnerabilidad es heterogénea y algunos sectores no financieros sufren sólo un efecto transitorio.

El capítulo 4 recoge las conclusiones de la tesis, identificando las contribuciones generales del trabajo y las futuras líneas de investigación. Además de las conclusiones generales que incluimos en dicho capítulo, hacemos propias de esta tesis las conclusiones particulares que tiene cada uno de los artículos componentes de esta tesis.

Capítulo 2

Marco teórico

2.1. Introducción

El presente capítulo se centra en la definición y clasificación de la Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME). En particular, y pese a que haremos mención a las versiones semi-fuerte y fuerte de eficiencia, nuestra revisión estará centrada en los métodos para verificar la eficiencia en su versión débil puesto que ésta será objeto de investigación empírica en el capítulo 3. Tal como afirma Fama (1991), el volumen de trabajos empíricos sobre la HME hace imposible una compilación detallada de todos estos. Por tanto se ha optado por seleccionar aquellos trabajos que han utilizado metodologías nuevas, han mejorado sustancialmente metodologías existentes para el testeo de la HME, o que han cambiado el enfoque de la HME.

2.1.1. Concepto de eficiencia

Como sabemos, el estudio de la eficiencia en los mercados es central en la teoría económica. Sin embargo, este término puede tener distintas acepciones según el enfoque elegido. Por ello, es necesario establecer a priori qué entendemos por eficiencia. Así podemos distinguir entre:

- Eficiencia Asignativa: se refiere a la capacidad de un sistema para asignar eficientemente los recursos (en su uso más productivo).
- Eficiencia Operativa: Un sistema financiero es eficiente en sentido operativo si produce un determinado *output* al menor coste posible o, alternativamente, se maximiza el *output* sujeto a un determinado nivel de insumos.
- Eficiencia Informativa: Un mercado es eficiente en sentido informativo

si los precios de los activos incorporan toda la información relevante completa e instantáneamente.

Si bien estas tres acepciones pueden ser objeto de estudio en la economía financiera, nosotros nos centraremos exclusivamente en la eficiencia informativa.

El volumen de trabajos que se han producido en los últimos 50 años sobre la eficiencia informativa de los mercados de capitales es tan importante que realizar una revisión completa es bastante difícil.¹ Por ello, intentaremos concentrar nuestra revisión en los artículos más emblemáticos y que han marcado en cierta manera la línea de investigación sobre este tema. La idea de eficiencia informativa en los mercados financieros no es reciente, aunque su formalización y definición se explicitó con el desarrollo de las finanzas modernas.

Probablemente la primera definición de eficiencia informativa se puede hallar en Gibson (1889):

“Cuando las acciones son públicamente conocidas en un mercado abierto, el valor al cual se adquieren tiene que ser visto como el mejor juicio de valor sobre ellas”

Evidentemente el ‘juicio’ sobre el precio de las acciones al que se refiere Gibson, no es más que una valoración de la información existente en el mercado. Es decir es la apreciación de un conjunto de información.

Un poco más adelante en el tiempo, podemos encontrar una primera formalización matemática del concepto de eficiencia informativa desarrollada por Bachelier (1900). Este modelo, que será expuesto en detalle en la Sección 2.4.1.2, constituye la primera modelización del valor de opciones que explicita que, como condición suficiente para la ausencia de oportunidades de arbitraje, los precios deberían seguir un paseo aleatorio.

Keynes (1936) expresó en su Teoría General que:

“...el inversionista profesional se ve forzado a estar alerta para anticipar esos cambios inminentes, en las noticias o en la atmósfera, que, según la experiencia demuestra, tienen más influencia sobre la psicología de masa del mercado.”

Es decir, que el inversionista debe descontar la información e incorporarla a su previsión del precio.

¹Solamente en el Journal of Financial Economics hay 1630 artículos que estudian la HME desde diferentes puntos de vista. (consulta realizada en octubre de 2013).

2.1. INTRODUCCIÓN

7

Keynes (1936) fue más allá, estableciendo una interacción entre los agentes económicos en la fijación de expectativas, comparando la inversión profesional con un concurso de belleza en el cual:

“...los concursantes tienen que seleccionar las seis caras más bonitas entre un centenar de fotografías, ganando el premio aquel competidor cuya selección corresponda más aproximadamente al promedio de las preferencias de los competidores en conjunto; de tal manera que cada concursante ha de elegir, no los semblantes que él mismo considere bonitos, sino los que crea que serán más del agrado de los demás concursantes, los cuales observan el problema desde el mismo punto de vista.”

En definitiva, aquí se fijan las bases para explicitar que en un mercado, los precios deben reflejar la información disponible: la que tenga el operador en forma directa o en forma indirecta. El concurso de belleza no es más que una metáfora que indica que un operador debe intuir cuál es la información que tienen otros operadores y que él probablemente todavía no conoce.

Esta afirmación da una idea de la importancia del sistema de precios como señal informativa², que ya había sido apuntada por Hayek (1945) al afirmar que:

“debemos mirar al sistema de precios como ... un mecanismo para comunicar información si deseamos entender su función real... El hecho más significativo de este sistema es la economía del conocimiento con la cual opera, o cuán poco los participantes individuales necesitan saber a fin de ser capaces de tomar la acción correcta...”

Fama (1970) expresa que un mercado es eficiente si los precios reflejan completamente toda la información disponible y establece la Hipótesis de Mercados Eficientes (HME). Esta hipótesis es una condición necesaria para la existencia de equilibrio en un mercado competitivo, en el cual no pueden existir oportunidades de arbitraje.

Dentro de las finanzas modernas, es ya un lugar común decir, siguiendo a Fama (1976), que un mercado de capitales es eficiente, si procesa de modo

²Formalmente, el rol informativo de los precios fue desarrollado por primera vez por Lucas (1972), en un modelo en el cual el precio de un activo no consumible es determinado por los incrementos permanentes en la oferta y por la demanda temporal del mismo y demuestra que aunque los individuos no puedan observar directamente las variables que determinan el precio, éstas pueden ser inferidas mediante la observación del precio (suponiendo que los individuos conozcan la relación del mismo con las variables independientes). Este enfoque, como afirma Grossman (1989), “nos permite modelizar el rol de los precios como creadores de una externalidad por medio de la cual una determinada información individual se transmite a los otros operadores del mercado”.

eficiente la información. El estudio de la eficiencia informativa de los mercados de valores resulta relevante ya que éstos son sistemas que permiten al inversor comprar o vender títulos a precios “justos y equitativos” (Eiteman et al., 1966). Estos precios serán “justos y equitativos”, siempre que el mercado sea eficiente en sentido informativo.

Ross (2005) indica que esta definición evoca la idea de que los precios son el resultado de decisiones de agentes individuales y, por tanto, dependen de la información subyacente en esas decisiones. Como corolario, no es posible obtener rendimientos superiores utilizando la misma información que el mercado posee. También implica que los rendimientos futuros dependen en gran medida no solo en la información actual sino también en la nueva información que llega al mercado (noticias). Por tanto, un inversor cuya información es la misma o inferior a la información que posee el mercado, no está en condiciones de superarlo. Esto no implica que todos los inversores tengan la misma performance en el mercado. Si el inversor A tiene un conjunto de información mayor (y por tanto mejor) que el inversor B, podrá (en promedio) tomar decisiones que le reportarán un mayor beneficio (o una menor pérdida). Sin embargo, el inversor A no podrá superar (en promedio) al mercado, ya que el mercado agrega la información de todos los participantes. Como máximo, el inversor A podrá igualar al mercado si es que comparte con éste el conjunto de información. Además, los inversores no pueden controlar el flujo de su acervo informativo hacia el mercado, ya que sus propias transacciones (según su dirección y volumen) actúan como señaladores del mercado, llevando así a una ecualización de los conjuntos informativos de los distintos participantes del mercado. Esto produce que, en promedio, los participantes no puedan superar al mercado.

En esta dirección Working (1949) afirma que:

“Si es posible bajo cualquier combinación dada de circunstancias predecir cambios de precios futuros y que esas predicciones se cumplan, se concluye que las expectativas del mercado deben haber sido defectuosas; las expectativas ideales de mercado deberían haber tomado en cuenta completamente la información que permitió la predicción exitosa del cambio de precio.”

En definitiva, el concepto de mercados eficientes no es más que llevar el concepto de competencia perfecta³ de microeconomía general a las finanzas.

En palabras de LeRoy (1989)

“...la teoría de los mercados de capitales eficientes es solo la teoría del equilibrio competitivo aplicado al mercado de activos.”

³Muth (1961) había definido “racionalidad de las expectativas” de forma muy similar a lo que hoy llamamos HME.

2.2. Eficiencia informativa

2.2.1. Clasificación de Fama (1970)

Fama (1970), basándose en Roberts (1959), divide la eficiencia informativa en tres clases, según sea el subconjunto de información que esté reflejado en los precios. Así tenemos:

1. Eficiencia débil: Decimos que un mercado es eficiente en sentido débil, si tiene incorporados los precios pasados, lo cual hace imposible obtener rendimientos extraordinarios en base al conocimiento de la serie de precios y rendimientos históricos. Bajo el supuesto de agentes neutrales al riesgo, este subtipo de eficiencia es equivalente a decir que la serie de rendimientos es un paseo aleatorio, lo cual hace completamente imposible la predicción de los rendimientos basados en datos históricos (Fama, 1965a).
2. Eficiencia semi-fuerte: Un mercado es eficiente en forma semi-fuerte siempre que los precios se ajusten en forma inmediata a toda la información pública disponible; como, por ejemplo, estados contables, anuncio de dividendos, fusiones, adquisiciones, etc. De dicha afirmación se deriva que todo mercado eficiente en sentido semi-fuerte es también eficiente en sentido débil, ya que la serie histórica de precios es un subconjunto del conjunto de información pública disponible.
3. Eficiencia fuerte: Un mercado es informativamente eficiente en sentido fuerte si los precios incorporan toda la información pública y privada. Esta forma de eficiencia dispone que, incluso la información privada (interna) rápidamente se filtra o escurre y se incorpora en los precios, de modo que en un mercado eficiente en sentido fuerte no es posible obtener rendimientos extraordinarios mediante el uso de información privada.

En general los estudios se han centrado en la verificación de la eficiencia débil y de la semi-fuerte. La verificación de la rentabilidad de estrategias con información privada resulta de difícil realización ya que la negociación con información privilegiada (*insider trading*) es una actividad tipificada como delito en todos los mercados. No obstante podemos citar a Jeng et al. (1999) entre los estudios que demuestran que los insiders pueden ganar dinero, incluso dentro de la legalidad.

En forma genérica, podemos decir que cada uno de los sub-tipos es eficiente respecto de un determinado subconjunto de información. En forma equivalente también podemos decir que la diferencia entre el rendimiento

observado y el esperado no puede ser, en promedio, distinto de cero. Así:

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) \quad (2.1)$$

$$E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0 \quad (2.2)$$

donde:

- $r_{j,t+1}$ rendimiento observado del activo j en el momento $t + 1$.
- $\tilde{r}_{j,t+1}$ rendimiento esperado del activo j en el momento $t + 1$.
- Φ_t conjunto de información en el momento t .
- $E(\cdot)$ esperanza matemática.

La expresión anterior implica que la serie z_{jt} es un juego justo (*fair game*) respecto del conjunto de información Φ_t . Hasta el momento no hemos definido cómo se forman los precios (y en consecuencia los rendimientos) en el mercado. No hemos establecido la relación funcional que vincula a $r_{j,t+1}$ con $\tilde{r}_{j,t+1}$. Las expresiones anteriores son válidas independientemente del modelo de equilibrio que se escoja. La afirmación positiva de la última ecuación, radica en que el conjunto de información Φ_t , se encuentra completamente reflejado en $r_{j,t+1}$.

2.2.2. Clasificación de Fama (1991)

Fama (1991) revisa y actualiza su trabajo anterior de 1970, dada las críticas que ha tenido la HME. Estas críticas se han centrado en las desviaciones sobre la versión débil y semi-fuerte de eficiencia que encontraron numerosos estudios empíricos. También reconoce las dificultades para testear la versión mas extrema de eficiencia (eficiencia fuerte), afirmando que: “la eficiencia de Mercado no es testeable *per se*. Debe ser testeada juntamente con algún modelo de equilibrio, un modelo de valoración de activos”.

La nueva clasificación de eficiencia corresponde, en rasgos generales, a las tres categorías enunciadas en la sección 2.2.1:

1. Test de predicción de rendimientos. Estos tests corresponden aproximadamente al concepto que Fama (1970) había denominado eficiencia débil e incluye algunos elementos de la eficiencia semi-fuerte relativa a los tests sobre el modelo de valoración del mercado y sus anomalías: poder predictivo de los dividendos, del tamaño de la empresa, etc. En esta categoría se incluyen los estudios que realizan verificaciones en períodos extensos y que incluyen nuevas variables explicativas como los ratios de beneficio/precio, dividendo, y estructuras temporales de estas variables. En el corto plazo muchos estudios encuentran un rechazo a la HME, lo que supone que es posible prever los rendimientos diarios y semanales teniendo en cuenta los valores pasados. En cambio, para períodos más largos se encuentran autocorrelaciones negativas y

no es fácil distinguir entre burbujas especulativas (irracionales) y variaciones previstas en los rendimientos. El empleo de nuevas variables como la tasa de dividendos o el ratio de beneficio/precio lleva a previsiones de rendimientos futuros donde la fracción de la varianza es mayor para el largo plazo que para el corto plazo. En este ámbito de la predictibilidad se estudian tests de volatilidad y de estacionalidad de los rendimientos; los primeros se vinculan directamente con la eficiencia valorativa y los segundos se originan en regularidades empíricas. Para analizar la predictibilidad los modelos más utilizados para contrastar los rendimientos alcanzados son: el modelo CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), el modelo multifactorial de Merton (1973) y Ross (1976) y el modelo de CAPM intertemporal de Rubinstein (1976), Lucas (1978) y Breeden (1979). La problemática sobre el modelo de valoración a elegir no estaba recogida en Fama (1970) ya que en aquel momento el CAPM era “el modelo de mercado”.

2. Estudios de eventos. Este tipo de estudios comenzó a partir del trabajo seminal de Fama et al. (1969) y tiene que ver con análisis de acontecimientos relevantes que le suceden a una firma: fusiones, adquisiciones, publicación de balances trimestrales, noticias sobre la gerencia, partición de acciones, etc. Según Fama (1991) los estudios de eventos son importantes sobretudo para los rendimientos diarios ya que pueden indicar la velocidad de ajuste del precio a la nueva información. En general, este trabajo afirma que existe la evidencia hasta el momento que indica que el precio se ajusta eficientemente a la información específica de la compañía.
3. Test sobre información privada. Está en línea con la idea de eficiencia fuerte del mercado, estudiando categoría de sujetos que tienen algún tipo de información “monopolizada” como los operadores internos y los administradores de fondos de inversión.

2.2.3. Eficiencia informativa. Implicaciones prácticas

La principal implicación de la Hipótesis del Mercado Eficiente es que es imposible obtener en forma sistemática ganancias extraordinarias en base al conjunto de información disponible. En otras palabras, no existen estrategias de negociación que permitan obtener rendimientos por encima de los costes de transacción y de la prima de riesgo en forma consistente. Podríamos decir que es una aplicación del principio Ricardiano de la ventaja comparativa. La información que está en poder de todos no puede generar beneficios extraordinarios. Solamente estrategias de negociación basados en alguna información diferencial (ventaja comparativa) podrían proporcionarnos estas ganancias. Por tanto el valor de la información depende de forma inversa a

su dispersión. Ross (2005) afirma que los mercados no pueden ser perfectamente eficiente, ya que si fueran eficientes, nadie tendría incentivos para negociar en el mercado utilizando su propia información, y nadie dedicaría esfuerzos a adquirir o recolectar información. Por tanto, deberá haber algunas fricciones y alguna violación a la forma más estricta de eficiencia para inducir a los individuos a adquirir y utilizar información.

En general los costes de transacción y de adquisición de información terminan esfumando cualquier posibilidad de rendimientos extraordinarios provocados por la ineficiencia. Por ejemplo, Cagan (1981) afirma que los precios de los futuros no son un estimador más preciso del futuro precio spot de un activo, respecto de una simple extrapolación del precio actual. Esto significaría que no hay información privada, que toda la información está incorporada a los precios actuales, y por tanto reflejada en dichos precios. Muchas veces se intenta atacar la HME diciendo que tal o cual administradora de fondos batió al mercado en un determinado año. Sin embargo, al analizar detenidamente esta información nos damos cuenta que este tipo de acontecimientos lo predice rigurosamente la estadística. Así, Ruppert (2004) explica que si suponemos que una cartera de acciones elegida al azar tiene un 50 % de probabilidades de mejorar al mercado en un determinado año, y suponemos que un individuo elige cada año durante 10 años una cartera, la probabilidad de superar al mercado consistentemente durante esos 10 años es de casi 1 entre 1000. Sin embargo si 2000 individuos eligen al azar carteras durante 10 años, es probable que al menos uno mejore al mercado en cada uno de esos 10 años⁴. Por tanto el hecho de encontrar algún individuo que mejora en forma consistente al mercado no necesariamente es un indicador de ineficiencia, simplemente se puede deber a un cuestión de azar. La definición de la eficiencia informativa está supeditada a la determinación del proceso estocástico que escojamos como generador de los rendimientos de las acciones. Es en este sentido que se manifiesta la literatura de modo uniforme, advirtiendo que el testeo de la eficiencia informativa es en realidad la validación de una hipótesis conjunta de que los rendimientos y el modelo de equilibrio son los correctos. En caso de un rechazo de la hipótesis conjunta no podemos saber cual de las dos co-hipótesis es la falsa o si las dos lo son.

2.3. Evolución de la hipótesis de los mercados eficientes

De acuerdo a Yen y Lee (2008), la evidencia empírica puede ser dividida en tres etapas temporales: (i) evidencia empírica de respaldo a la HME

⁴El número esperado de individuos que supere al mercado en cada uno de los 10 años será $2000 \cdot 2^{-10} = 1,95$. Es más, la probabilidad de que ningún individuo supere al mercado en alguno de los 10 años es $(1 - 2^{-10})^{2000} = 0,1416$

2.3. EVOLUCIÓN DE LA HIPÓTESIS DE LOS MERCADOS EFICIENTES¹³

durante la década del '60, (ii) evidencia empírica mixta, que aparece hacia fines de la década del '70 y durante la década del '80, y (iii) evidencia empírica que desafía la HME a partir la década de los '90.

En nuestra opinión, y partiendo de la clasificación anterior, la evolución histórica de la hipótesis de los mercados eficientes puede ser dividida en seis etapas históricas:

1. Etapa pre-científica. Esta etapa se refiere a las formulaciones de ideas que aproximan a la HME antes de que las finanzas existieran como disciplina científica. Aquí podemos situar trabajos como los de Gibbon (1889), Bachelier (1900) y Cowles (1933, 1944). Los dos primeros estudios tuvieron difusión limitada.
2. Etapa de gestación. En esta etapa comienza a producirse el nacimiento de la economía financiera. Así podemos situar trabajos como el de Keynes (1936), Markowitz (1952) y Modigliani y Miller (1958).
3. Etapa de definición de la HME. La definición más estándar corre por cuenta de Fama (1965a), basado en Roberts (1959), aunque las bases sobre el movimiento aleatorio de las series temporales ya habían sido en cierto modo anticipado por Kendall (1953) en un clásico estudio estadístico.
4. Etapa de formalización y consolidación. En esta etapa recoge el mayor soporte a la HME por parte de la academia. En particular se destaca la demostración por parte de Samuelson (1965) que bajo un supuesto de predicción correcta y de agentes racionales, los precios deben comportarse aleatoriamente. Quizás las únicas dos excepciones en esta etapa son los trabajos de Niederhoffer y Osborne (1966) y Scholes (1969) que encuentran ciertas evidencias sobre las versiones semi-fuerte y fuerte de eficiencia.
5. Etapa de refutación. Hacia finales de la década de 1970 comenzaron a aparecer determinados artículos que ponían en duda la validez de la HME. En particular se destaca un número especial del *Journal of Financial Economics*, dedicado exclusivamente a anomalías, que marcó un punto de inflexión en la literatura. De acuerdo a Keane (1986) el hecho que esta prestigiosa revista dedicara un número especial a las anomalías hizo que más investigadores se dedicaran a este tema e hizo acelerar la cantidad de evidencia en contra de la HME.
6. Etapa de crisis. Es la etapa actual. Existe un gran volumen de investigación empírica desde diferentes ópticas, que indica que el modelo de la HME y sus derivados (VaR, valuación de opciones, etc.) no es adecuado para describir al mercado. En este campo tienen cabida trabajos del sector de *behavioral finance*, econofísica y la propia economía.

Trabajos tan diversos como Shleifer (2000), Barberis y Thaler (2003), Mandelbrot y Hudson (2004) y Lo (2004), son representativos de esta corriente.

2.4. Un modelo para un mercado eficiente

La HME es una consecuencia del supuesto ausencia de oportunidades de arbitraje y del Teorema Fundamental de Finanzas, desarrollado por Ross (1973, 1978), cuya derivación directa es la ley de un solo precio. La ausencia de arbitraje es un elemento central en el HME ya que ha servido para clarificar la naturaleza de valor en economía, tal como fue expuesto en Modigliani y Miller (1958). En definitiva un mercado es eficiente en términos informativos si los precios son capaces de reflejar un conjunto de información dado, al cual los agentes económicos tienen acceso sin coste alguno. La eficiencia en el procesamiento de la información indica que el precio de una acción debe reflejar de manera insesgada el valor esperado actual de la corriente de futuros dividendos de ese título. También indica que el conjunto de información que conduce a la determinación de ese valor esperado, está disponible a todos los participantes del mercado. Fama (1970) ya había definido que un mercado que refleje completamente la información disponible es eficiente y establecía que las condiciones suficientes para ello eran que no existieran costes de transacción, que la información estuviera disponible sin coste a todos los integrantes del mercado y que todos tuvieran la misma opinión en cuanto a las implicaciones que tiene la información para el precio actual y la distribución de precios futuros. Evidentemente, en esta afirmación subyacen dos supuestos muy fuertes: que los costes de transacción y de obtención de la información son iguales a cero. En realidad, tal como han demostrado Grossman y Stiglitz (1980), un mercado no puede ser nunca 100 % informativamente eficiente, dado que en esas condiciones no es económicamente razonable la búsqueda de información. En realidad, son las pequeñas ineficiencias lo que estimulan a los operadores a buscar oportunidades de arbitraje, que desaparecerán de forma rápida por su propia actividad. En base a esto, podemos afirmar que, bajo el supuesto de mercados eficientes, los cambios de precios reflejan un descuento de nueva información (Grossman y Shiller, 1981). Si bien estas condiciones son suficientes, algunos trabajos posteriores han demostrado que las mismas no son necesarias. Fama (1970) argumenta la posibilidad de tener un mercado eficiente incluso sin cumplir con todas las condiciones necesarias de la siguiente manera:

“desacuerdos entre los inversores sobre las implicaciones de determinada información no son en sí misma una ineficiencia de mercado a menos que haya inversores que puedan consistentemente hacer una mejor evaluación de la información disponible

de la que hay implícita en los precios”

En una versión más débil que la expuesta anteriormente, Jensen (1978) reconcilia la HME con la imposibilidad de un mercado eficiente demostrado en Grossman y Stiglitz (1980), al afirmar que un mercado es eficiente si los precios reflejan la información hasta que el beneficio marginal de operar con esa información (es decir, los beneficios adicionales a obtener) se igualen al coste marginal de obtener esa información. Es decir, seguimos en el viejo principio microeconómico de igualar ingreso marginal con el coste marginal.

Una vez fijada la definición de eficiencia informativa, se necesita establecer un modelo que refleje dicha eficiencia y pueda ser testeable (o en términos más kuhneanos, falsable). Si una de las características relevantes de un mercado eficiente es que los cambios en los precios sean impredecibles, entonces esta variable sigue un proceso estocástico. Los cambios en los precios deberán seguir un recorrido acorde a una distribución de probabilidad⁵. Los procesos estocásticos se describen por su dinámica y su función de distribución de probabilidad.

En las secciones siguientes describiremos los procesos estocásticos más importantes que han sido referenciados en la literatura.

2.4.1. La Prototeoría del mercado eficiente

La predictibilidad de los precios y rendimientos de las acciones ha suscitado la inquietud tanto de académicos como de inversores desde hace mucho tiempo. Tanto es así que se han tratado de encontrar patrones o dinámicas de comportamiento de diversa índole.

El primer trabajo del cual se tiene registro sobre el estudio del proceso estocástico que describe el comportamiento de los precios de activos financieros es Bachelier (1900). En este trabajo, no solo se realiza un estudio teórico sobre procesos estocásticos, sino también un análisis empírico sobre la dinámica de precios de un bono del gobierno francés y la primera formulación de la teoría del movimiento Browniano. El movimiento Browniano es un modelo de movimiento aleatorio de una partícula en el espacio. Su nombre se debe al botánico inglés Robert Brown que, en 1828, fue el primero en observar el movimiento continuo e irregular de las partículas de polen en una solución acuosa. Tal movimiento fue interpretado como consecuencia de los impactos que el polen recibía de las moléculas sujetas a agitación térmica. El estudio del movimiento Browniano fue desarrollado en forma independiente por Bachelier en su tesis doctoral de 1900 y en el celebrado artículo

⁵Una distinción importante entre procesos estocásticos es si el tiempo es tratado como una variable continua o discreta. Nosotros no haremos incidencia en este punto ya que, como veremos más adelante, los modelos utilizados en finanzas tratan con variables continuas

de Einstein (1905). Sin embargo, fue Wiener (1923) el primero en dar una formulación matemática rigurosa a este proceso.

2.4.1.1. Movimiento browniano. Definición

Formalmente el movimiento browniano se define como un proceso estocástico sobre tiempo continuo y variable continua en el cual los cambios consecutivos en la variable Z son estadísticamente independientes y que para cambios infinitesimales en el tiempo se verifica que $dz = \epsilon\sqrt{dt}$ donde $\epsilon \sim N(0, 1)$. En definitiva, lo que implica un movimiento browniano es un proceso sin memoria, donde el valor que adopta la variable no depende de su valor pasado. El movimiento Browniano es una distribución de probabilidad sobre el conjunto de funciones reales, con las siguientes propiedades:

- $Z(0) = 0$ con probabilidad 1.
- Para todo $t > 0, a > 0$, los incrementos $Z(t+a) - Z(t)$ son Gaussianos con media cero y varianza a .
- $Z(t+a) - Z(t)$ es independiente de $\{Z(s), 0 \leq s \leq t\}$.

2.4.1.2. El modelo de Bachelier

El objeto de la tesis de Bachelier era formalizar una expresión que describiera la probabilidad de variación de precios de un instrumento financiero, conociendo su precio de contado (*spot price*). En concreto realizó un modelo para los precios de unos determinados bonos franceses, y estimó las probabilidades de éxito en la especulación con unos derivados *sui generis*, intermedios entre los futuros y opciones que hoy conocemos, sobre esos bonos.

Bachelier (1900) supone que el precio de las acciones es una variable aleatoria, y que los cambios en los precios son independientes e idénticamente distribuidos, tal que:

$$\text{Prob}\{\hat{Z} > Z^* | \hat{Z} = Z\} = F(Z^* - Z, t) \quad (2.3)$$

Donde $F(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de los precios de las acciones. Esta ecuación expresa que la probabilidad de que el precio de la acción dentro de t períodos (\hat{Z}) sea menor o igual a un cierto valor, Z^* , sabiendo que el precio actual es Z , puede ser expresado como una función de la distancia ($Z^* - Z$) y t . El trabajo de Bachelier, a pesar de no haber sido recogido por la teoría económica por más de seis décadas, ha sido pionero en dos aspectos:

- Por un lado, estableció una “prototeoría” de mercados eficientes. Anticipándose a la HME, Bachelier definió que en un mercado especulativo, los precios de los activos deben seguir un juego justo, es decir, una martingala de modo que el rendimiento esperado sea cero. De acuerdo con Bachelier (1900) “Obviamente un jugador no tendrá ni ventaja ni desventaja si la esperanza matemática es cero. Entonces el juego se llama un ‘juego justo’ ... la esperanza matemática del especulador es cero”. De una manera intuitiva, asumió que los cambios en los precios deberían estar idéntica e independientemente distribuidos (i.i.d.). Esta condición i.i.d. garantiza que los precios reflejen toda la información disponible.
- Por otro lado, basándose en la distribución del precio del activo subyacente, establece la primera fórmula conocida para la valoración de opciones europeas. Supuso que los precios de las acciones evolucionaban como en un proceso de Markov en tiempo continuo.

La idea que Bachelier tenía del equilibrio en el mercado recuerda a un equilibrio Walrasiano, al afirmar que:

“de la consideración de precios verdaderos, podríamos decir: en un instante dado, el mercado no cree ni en un aumento ni en una disminución de precios”⁶

En esencia, Bachelier basa su modelo de valuación de derivados en un mercado completo y eficiente. En particular, postula que:

- Los movimientos sucesivos de precios son estadísticamente independientes.
- En un mercado de competencia perfecta, toda la información disponible es incorporada en el precio. En un mercado eficiente, también los precios recogen toda la información disponible, pero se permiten ciertas desviaciones (en la medida que sean menores a los costes de transacción). En este aspecto, un mercado eficiente podría ser definido como un mercado de competencia perfecta con costes de transacción.
- En un mercado completo, siempre hay vendedores y compradores a un determinado precio. Necesariamente tienen opiniones opuestas acerca de futuros movimientos de precios y, por tanto, en promedio el mercado no cree ni en una subida o en una bajada de precios.

⁶Recordemos que por precios verdaderos, Bachelier entendía el valor intrínseco o fundamental.

El trabajo de Bachelier no está exento de limitaciones, en parte debido a la novedad del tema y en parte quizás a no percibir ciertas implicaciones económicas de su modelo. Smith (1976) puntualiza que Bachelier, al suponer un movimiento Browniano aritmético, no se dio cuenta que estaba permitiendo que los precios asuman valores negativos. Asimismo, Bachelier deduce de la ecuación 2.3 que la función de densidad de probabilidad es gaussiana. En realidad esto no es necesariamente cierto, ya que cualquier miembro de la familia de distribuciones Pareto-Lévy estable satisface la ecuación, de la cual la normal es sólo un caso particular⁷. Además, Bachelier supone que la esperanza matemática del rendimiento es cero, lo cual importa indiferencia por la liquidez y neutralidad al riesgo. Contrariamente, los modelos que se desarrollaron en la segunda mitad del siglo XX, suponen que el rendimiento esperado es constante, pero distinto de cero. La noción de “juego justo” que introduce Bachelier (1900) es una novedad que se mantendrá en la literatura económica hasta la actualidad. Sin embargo, hay diferentes procesos estocásticos que conforman un juego justo.

Frankfurter y McGoun (1999) afirman que el uso de las palabras ‘juego justo’ y ‘eficiencia’ está en sí mismo cargado de significado y de éste depende el sentido de las palabras. En efecto, la metáfora de que el mercado es un juego justo puede referirse a dos cuestiones diferentes con consecuencias diferentes. Siguiendo a Frankfurter y McGoun (1999) podemos pensar al mercado como un juego justo de chance o probabilidad: nadie puede realizar predicciones confiables basadas en datos pasados. Aunque también podemos pensar en el mercado como un juego justo de habilidades. Es decir, que esto deja abierto el camino para una posible validez del análisis fundamental o del análisis técnico. Ante igualdad de habilidades dos individuos no podrán obtener rendimientos significativamente diferentes. En forma más general, si un individuo tiene la habilidad promedio del mercado, no podrá obtener un rendimiento superior al mercado. Empero, como afirman Frankfurter y McGoun (1999), con la suficiente inteligencia, diligencia y paciencia una persona se puede convertir en un respetable inversor⁸. Esta postura del juego justo de habilidades rememora en cierta medida el esquema de la ventaja comparativa Ricardiana, según el cual no es la ventaja absoluta, sino la relativa la que importa para obtener beneficios extraordinarios.

⁷En defensa de Bachelier podemos decir que, a la fecha de sus tesis, no se encontraba desarrollada todavía una teoría completa de todas las distribuciones estables. En la sección 2.4.3.1 se expone la importancia de las distribuciones estables en finanzas.

⁸En realidad, la clave estará en el tiempo en que los inversores aprenden de los demás, cuanto demora en pasar la información de un inversor al mercado.

2.4.2. Redescubrimiento del movimiento Browniano

El modelo de Bachelier (1900) no fue ampliamente conocido entre los economistas hasta su publicación⁹ en la compilación realizada por Cootner (1964). Osborne (1959) formalizó, desde la analogía con los procesos físicos y mediante un método inductivo que parte de la evidencia empírica, el modelo de movimiento Browniano en los mercados financieros. Es de destacar que Osborne (1959) no conocía el antecedente de Bachelier (1900). Osborne muestra que los precios de las acciones pueden ser observados como un conjunto de decisiones en equilibrio estadístico, con propiedades análogas al conjunto de partículas en la mecánica estadística. Osborne (1959) introduce una novedad que permanece en la actualidad: trabaja con rendimientos logarítmicos y no con precios, y se justifica en la ley de Weber-Fechner, según la cual a iguales ratios de estímulos físicos, le corresponden iguales intervalos de sensaciones subjetivas¹⁰. El valor de una sensación subjetiva, al igual que la posición absoluta de un objeto en el espacio no es medible; sin embargo, los cambios o diferencias en las sensaciones sí. En forma análoga, el nivel absoluto del precio no tiene ningún significado: lo que sí tiene significado es la variación de los precios. Así, demuestra que la función de distribución de equilibrio de los rendimientos de las acciones (y también de los índices) es la misma que la probabilidad de distribución de una partícula en movimiento Browniano, haciendo que el mercado sea un “justo lugar de encuentro de compradores y vendedores” (Osborne, 1959).

En forma independiente Samuelson (1965) mejoró el modelo de Bachelier (1900), incorporando también el movimiento browniano geométrico, argumentando, como es lógico, que los precios de los títulos o acciones no tomarían nunca valores negativos. La idea principal de Samuelson es demostrar que los movimientos de los precios en la Bolsa pueden tener ciertas regularidades, sin que eso haga posible que alguien pueda ganar, en promedio. Es decir, la Bolsa puede muy bien ser un ‘juego justo’ haciendo que sus índices sigan una martingala. La condición de martingala es más flexible que el movimiento browniano, ya que no exige la independencia. En particular, si es una martingala, su derivada tiene un espectro “blanco”, en el sentido que la covarianza $cov(\tau)$ entre $Z'(t)$ y $Z'(t + \tau)$ tiende a cero. Sin embargo, que un proceso tenga un espectro “blanco” implica que no está correlacionado, pero no es sinónimo de independencia, excepto cuando la distribución conjunta de los precios es gaussiana. Samuelson (1965) basa su prueba en que existe una ley de probabilidad para cualquier precio a plazo y que la forma de esa

⁹En realidad fue Paul Samuelson quien descubrió una copia de la tesis de Bachelier (1900) en la biblioteca de la Universidad de Harvard, a partir de una sugerencia del gran estadístico J. Savage, y lo hizo circular entre algunos economistas. Quizás esta primera circulación fue bastante restringida debido a que el documento se hallaba en francés.

¹⁰En el plano financiero, la utilización de diferencias logarítmicas se explica por el tipo de interés continuo.

ley de probabilidad sólo depende del número de periodos correspondiente a la previsión (es decir, es estacionaria). El elemento central es que esa ley de probabilidad sea la misma para todos los agentes económicos.

2.4.2.1. Movimiento aleatorio y valor fundamental

En una primera lectura, la idea de movimiento Browniano o del paseo aleatorio¹¹ puede causar un poco de confusión a nivel intuitivo ya que el concepto ‘aleatorio’ parecería estar reñido con el hecho de que los precios de los activos deban reflejar su valor fundamental: ¿Si el precio de una acción es el valor actual de sus dividendos futuros, no debería tener cambios suaves, en lugar de cambios aleatorios? Sin embargo, como bien puntualiza Roberts (1959), este modelo precisamente implica el ajuste instantáneo de precios que se espera que ocurra bajo el supuesto de comportamiento racional de los individuos. Campbell et al. (1997) explican que, en realidad, la teoría de paseo aleatorio es absolutamente compatible con el modelo de descuento de dividendos, a través de la ley de las expectativas iteradas. En efecto, supongamos dos conjuntos de información Φ_1 , Φ_2 de modo que $\Phi_1 \subset \Phi_2$, si consideramos el valor esperado de la variable aleatoria X , condicionado a estos conjuntos de información, la ley de las expectativas iteradas nos dice que

$$E[X|\Phi_1] = E[E(X|\Phi_2)|\Phi_1] \quad (2.4)$$

o lo que es equivalente:

$$E[X - E(X|\Phi_2)|\Phi_1] = 0 \quad (2.5)$$

Esto tiene una interpretación muy sencilla: No se puede utilizar el conjunto Φ_1 para predecir el error de estimación que se podría hacer si se tuviera acceso a un conjunto de información superior Φ_2 .

2.4.3. El movimiento Browniano fraccional

Mandelbrot (1963) observa que la serie de diferencias logarítmicas de precios diarios del algodón es más puntiaguda que una distribución Gaussiana. También puntualiza que presentan valores extremos más frecuentes

¹¹El paseo aleatorio y el movimiento Browniano son dos procesos estocásticos íntimamente relacionados, el primero en el intervalo discreto y el segundo en el continuo. Si bien la modelización de Bachelier partió del modelo de paseo aleatorio, éste realizó el pasaje al continuo aplicando el modelo de difusión. A pesar de que se utiliza habitualmente la expresión “paseo aleatorio”, en realidad la literatura se refiere usualmente a movimiento browniano.

de lo que se esperaría de una distribución Gaussiana¹², provocando colas de la distribución más densas. Estas colas densas hacen que los segundos momentos varíen en una forma errática. Estas observaciones le hacen descartar la idea del movimiento Browniano estándar y la distribución normal de la serie temporal¹³. Como alternativa, Mandelbrot propone (en una serie de trabajos¹⁴) un proceso estocástico con memoria de largo plazo y una distribución Pareto-estable.

Su modelo, basado en la idea original de Hurst (1951, 1956), se mueve en dos direcciones. En primer lugar relaja el supuesto de varianza finita, introduciendo el llamado “Efecto Noé”, permitiendo variaciones muy bruscas, generando una suerte de discontinuidad en la serie. En segundo lugar, relaja la hipótesis de independencia, dando lugar al “Efecto José”. El “Efecto José” de Mandelbrot (1972) hace referencia a la historia bíblica en la cual José vaticinó (interpretando el sueño del faraón) que los habitantes de Egipto sufrirían siete años de abundancia y luego siete años de miseria. Con ello, lo que Mandelbrot quiere destacar es la propiedad de algunas series temporales que exhiben más persistencia de lo esperado en una serie absolutamente aleatoria, pero sin mostrar una dependencia de corto plazo (Markoviana) significativa. Esta persistencia es recogida por el movimiento Browniano fraccional, que exhibe una memoria de largo plazo. En este modelo, las variables aleatorias no están incorrelacionadas y por tanto, en lugar de describir un “ruido blanco”, describen un “ruido coloreado”. La modelización parte de un movimiento Browniano ordinario, $dz \equiv dz(t) = \epsilon\sqrt{dt}$ y un parámetro H (llamado coeficiente de Hurst), que satisface $0 < H < 1$. Entonces un movimiento Browniano fraccional de exponente H es esencialmente un promedio móvil sobre $dz(t)$ en el cual los incrementos pasados de $z(t)$ son ponderados por un factor $(t - s)^{H-1/2}$. Mandelbrot y van Ness (1968) definen el movimiento Browniano fraccional de exponente H , como:

¹²En sentido análogo Shiller (1981) concluye que tanto los precios de bonos como de las acciones presentan una volatilidad mayor a la que puede ser justificada por los eventos económicos (por ejemplo, por variaciones en los dividendos). En el mismo sentido se pronuncian LeRoy y Porter (1981)

¹³En particular apunta dos líneas de investigación. Desde un punto de vista meramente geométrico Mandelbrot desarrolla la teoría sobre fractales, surgida de la observación empírica de series temporales de precios del algodón. Los fractales son objetos que son geoméricamente similares una parte de si mismos. Esta noción se relaciona con la invarianza a escala. La propiedad de invarianza a escala hace que las series temporales de datos financieros parezcan las mismas, independientemente de la escala temporal en la que estén medidas. Como contrapartida estocástica de la geometría fractal surge el movimiento Browniano fraccional, que desarrollamos en más detalle.

¹⁴Estos trabajos están compilados en Mandelbrot (1997).

$$B_H(t) = B_H(0) + \frac{1}{\Gamma(H + \frac{1}{2})} \left[\int_{-\infty}^0 \left[(t-s)^{H-1/2} - (-s)^{H-1/2} \right] dz(s) + \int_0^T (t-s)^{H-1/2} dz(s) \right] \quad (2.6)$$

donde $B_H(0)$ es una posición inicial arbitraria. Para el caso particular de $H = 1/2$, se reduce a un movimiento Browniano ordinario. Para $H < 1/2$, las trayectorias del movimiento parecen menos desiguales que en un movimiento Browniano ordinario, y las variaciones son “antipersistentes”. Es decir, variaciones positivas seguidas preferentemente por variaciones negativas (“efecto José”). En cambio con $H > 1/2$, el proceso se torna “persistente”, es decir hay correlaciones positivas y las trayectorias son perceptiblemente más bruscas que en el movimiento Browniano ordinario¹⁵.

2.4.3.1. Distribuciones alternativas de los residuos en el movimiento browniano

En la versión más estándar, el movimiento Browniano (ya sea fraccional o entero) supone una distribución gaussiana sobre los residuos. Sin embargo, como observa buena parte de la literatura, los eventos extremos son más frecuentes de lo que nos indica una distribución normal¹⁶. En cierta manera estos grandes saltos que manifiestan los mercados financieros de vez en cuando (como terremotos o tsunamis)¹⁷, dan una sensación de discontinuidad. Estos eventos extremos más frecuentes se reflejan en un coeficiente de curtosis elevado (mayor a 3) en la serie temporal de rendimientos.

Mandelbrot (1963) denomina estas desviaciones a la normalidad como efecto “Noé”¹⁸. Si en lugar de seguir una distribución gaussiana, los rendimientos siguen otra distribución con colas más densas, se podrá mostrar una varianza mayor. Consecuentemente los eventos más extremos podrán

¹⁵En cualquier caso, debemos notar que el movimiento browniano es un proceso continuo pero no diferenciable.

¹⁶En numerosos estudios empíricos, los tests de normalidad habituales rechazan la hipótesis nula de normalidad.

¹⁷Es llamativo que la prensa especializada utilice vocablos como terremoto, tsunami, sismo, etc, para referirse a grandes movimientos bursátiles (a la baja). Es decir, vocablos que hacen referencia a desastres naturales, dando la idea que son inevitables, de grandes magnitudes y que ocurren no muy frecuentemente. En inglés la palabra crack, es la onomatopeya de la ruptura de un objeto.

¹⁸Este nombre hace referencia al relato bíblico del diluvio universal, indicando sucesos inesperados y de magnitudes fuera de lo habitual, que, llevados al campo de series temporales, implica una varianza infinita.

ser más frecuentes. Así es que, en diversos trabajos, Mandelbrot propone modelar el proceso estocástico con una distribución Lévy-estable.

Matemáticamente la distribución Lévy-estable $\mathcal{L}_\alpha(r)$ es el límite para $m \rightarrow \infty$ de la distribución de la suma de n variables aleatorias independientes tomadas de una distribución de potencia de la forma $p(r) \sim r^{-1-\alpha}$, cuando $0 \leq \alpha \leq 2$. Hasta el trabajo de Mandelbrot (1963) era habitual suponer que la distribución de las variaciones de los precios de series especulativas fueran aproximadamente Gaussianos. Las exposiciones teóricas más destacadas en esta línea son Bachelier (1900), Osborne (1959) y Samuelson (1965), que utilizan argumentos basados en el teorema central del límite para respaldar el supuesto de normalidad. Si los cambios en los precios de transacción en transacción fueran variables aleatorias independientes, idénticamente distribuidas con varianza finita, y si las transacciones estuvieran uniformemente distribuidas en el tiempo, el teorema central del límite nos lleva a concluir que los cambios en los precios en diferentes intervalos de tiempo como día, semanas o meses estarán normalmente distribuidos dado que son simples sumas de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (i.i.d.). Las verificaciones empíricas de Kendall y Hill (1953) respaldan la hipótesis gaussiana. En contrapartida, Mandelbrot (1963) afirma que las evidencias a favor de la hipótesis Gaussiana han sido sobredimensionadas, ya que niegan ciertas evidencias de desviación respecto de la normalidad. En su modelo, Mandelbrot (1963) aboga por un modelo de distribución Lévy estable o Pareto-Lévy estable de la variable aleatoria y que se basa en dos cuestiones fundamentales: (a) la varianza de la distribución se comporta como si fuera infinita, y (b) la distribución de las series de variaciones de precios especulativos se ajustan mejor a la familia de distribuciones Lévy estable ¹⁹.

No obstante, según Campbell et al. (1997), su complejidad en la modelización teórica hizo decaer su uso, que con el avance en los métodos numéricos y la disponibilidad de paquetes computacionales de gran difusión hizo recobrar su uso²⁰.

¹⁹El desarrollo de la mayoría de las propiedades de las distribuciones Lévy-estable se debe a Lévy (1925). La varianza infinita del modelo Lévy estable tiene implicaciones importantes. Desde un punto de vista puramente estadístico, si la varianza de la distribución de la población de rendimientos es infinita, la varianza muestral es de poca ayuda. Es más, afecta herramientas básicas como la regresión por medio de mínimos cuadrados, ya que ésta asume varianza constante y finita. Si bien existen otras alternativas de colas densas a la distribución Gaussiana (como la distribución t de Student, la hiperbólica, la normal inversa, o la estable truncada), hay por lo menos una buena razón a favor de las distribuciones estables: están respaldadas por el Teorema Central de Límite, que establece que las leyes estables son las únicas distribuciones límite posibles para la suma de variables aleatorias correctamente normalizadas, independientes e idénticamente distribuidas.

²⁰Como hemos dicho, un elemento importante de las distribuciones de Lévy es que (debido a que la variable decae en forma potencial) puede presentar primeros momentos divergentes. En física, estos primeros momentos tienen la particularidad de fijar la escala

La dificultad que presentan las distribuciones estables es que la mayoría de ellas no tienen una ecuación explícita. Esto lleva a que para realizar la estimación máxima verosímil, se tenga que realizar una aproximación numérica. En general la estimación de los parámetros se ha realizado bien a través de la transformación rápida de Fourier aplicada sobre la función característica (Mittnik y Rachev, 1989), bien a través de integración numérica directa (Nolan, 1997) o bien por estimación de cuartiles, como lo lleva a cabo el clásico trabajo de Fama y Roll (1968). Mandelbrot y Taylor (1967) muestran que una secuencia con incrementos Pareto-estables con un exponente característico menor a 2, puede ser expresado como un proceso estocástico subordinado con incrementos normales y cuya varianza sigue una distribución Pareto-estable propia, con un exponente característico igual a $H - 1$, lo que implica que el valor esperado de la varianza del proceso es infinita.

Teichmoeller (1971) también realiza la estimación del exponente característico para rendimientos diarios entre julio de 1962 y junio de 1967 de 30 empresas que cotizan en la Bolsa de Nueva York (NYSE). El exponente hallado es menor a 2 y razonablemente estable, a medida que intervalo de tiempo se incrementa de uno a diez días. Esto indicaría que los rendimientos son generados por una distribución estable.

Posteriormente Barnea y Downes (1973) realizan el estudio sobre 81 títulos (sólo acciones comunes) y encuentran que a pesar de que el exponente característico es menor a dos, éste presenta una tendencia creciente a medida que incrementa el intervalo de tiempo. Por ello, Barnea y Downes (1973) infieren que los rendimientos de las acciones son generados o bien por una conjunción de distribuciones estables no Gaussianas con diferentes parámetros de escala o bien por un mix de distribuciones más complejas con varianza finita. De todos modos, y pese a lo sugestivo de la propuesta de Mandelbrot (1963), los estudios recientes, que trabajan con una base de datos extensa y medios computacionales potentes, no son conclusivos, ya que hay varios que rechazan la hipótesis de la distribución Lévy estable.

Jansen y Vries (1991) ponen a prueba la hipótesis de distribución Lévy-estable, estudiando el comportamiento de la distribución de los rendimientos en las colas. Si bien es verdad que la familia de distribuciones Lévy-estable logran capturar el exceso de curtosis de la serie de rendimientos, estas dis-

pertinente. En el movimiento browniano estándar, la escala de tiempo viene dada por el primer momento de la distribución del tiempo de espera; en tanto el segundo momento de la distribución de longitud del salto fija la escala de longitud. El hecho que las distribuciones de Lévy presenten primeros momentos divergentes (si el exponente característico es menor a 1), implica la ausencia de escala física. Esta ausencia de escala nos refiere intuitivamente a la noción de auto-similaridad y fractales. La idea del segundo momento (varianza) infinita, es muy contraintuitiva en economía. Por ello se tiende, dentro de la economía financiera, a modelizar los rendimientos con distribuciones con colas más densas, aunque momentos finitos, como la distribución t , pese a las bondades estadísticas de las distribuciones estables.

tribuciones tienen el inconveniente de tener el segundo momento infinito, lo cual no parece condecirse con lo que muestran las series temporales. El estudio de las colas de la distribución es muy importante, ya que nos dice cuán probables son los eventos extremos (grandes rendimientos positivos y negativos). Jansen y Vries (1991) encuentran evidencia concluyente acerca tanto de la finitud de la media como de la varianza, aunque los momentos de orden superior son infinitos, lo cual, en forma indirecta respalda las distribuciones *t* de Student y ARCH respecto de las distribuciones Lévy-estables o combinación de distribuciones normales. El conocimiento de la función de distribución de los rendimientos es importante en sí mismo ya que permite saber cuán frecuentes pueden ser los rendimientos extremos²¹.

Lillo y Mantegna (2000b) estudian la estabilidad de la distribución de rendimientos en días de muy altos y muy bajos rendimientos (días de euforia y crisis). Para ello, consideran el conjunto de acciones negociadas en la NYSE desde enero de 1987 a diciembre de 1998 y estudian el comportamiento de la distribución en los nueve días con mayor rendimiento y los nueve días con menor rendimiento. El hallazgo más importante es que en los días extremos la asimetría de la distribución cambia completamente. En los días de crisis, la distribución presenta una asimetría negativa, mientras que los días de euforia la asimetría es positiva. El estimador de la asimetría basado en una muestra presenta el problema que no es estadísticamente robusto, ya que los momentos de la distribución de probabilidad superiores al segundo orden, están muy afectados por los valores extremos. A fin de superar esta limitación, toman otra medida de asimetría, basada en la diferencia entre la media aritmética y la mediana. En condiciones de simetría estas dos medidas de tendencia central coinciden. De modo que, cuanto mayor sea la diferencia mayor será la asimetría. Esta medida confirma la diferencia de comportamiento en los días extremos, en contraposición a lo que predeciría el CAPM. De este modo, se prueba que la distribución de un conjunto de diferentes acciones negociadas en forma simultánea cambia en días extremos, condición que no es recogida en el modelo unifactor.

Lillo y Mantegna (2000a) estudian las propiedades estadísticas de las distribuciones de los rendimientos de las acciones según su tamaño. Para ello toman los rendimientos de 2188 acciones del NYSE entre enero de 1987 y diciembre de 1998. Mientras que en las empresas de mayor capitalización, la forma de la distribución es bastante acampanada, a medida que nos movemos hacia una menor capitalización, la distribución se presenta más en punta y más leptocúrtica. El estimador de curtosis no es robusto para muestras pequeñas, de modo que para superar esta dificultad, construye un estimador basado en un cociente de los primeros dos momentos de la distribución, cuyos valores confirman la relación inversa entre la curtosis y

²¹Esta cuestión es de singular importancia para el análisis del riesgo en general y para la técnica de Valor en Riesgo (VaR) en particular.

la capitalización de la acción. Asimismo, a medida que incrementamos el horizonte de los rendimientos (diarios, semanales, mensuales) disminuye la curtosis de la distribución.

Amaral et al.(2000) realiza un estudio de los rendimientos en compañías individuales en diferentes escalas de tiempo, analizando sistemáticamente dos bases de datos diferentes: (a) todas las transacciones de la base Trade and Quote (TAQ²²) y (b) la base de datos del Center for Research in Security Prices (CRSP²³). Las escalas de tiempo varía desde 5 minutos hasta 4 años. De su estudio se puede ver claramente que para lapsos temporales de 5 minutos hasta aproximadamente 16 días, las colas de la distribución siguen una distribución potencial (*power law*), con un coeficiente característico cercano a 3^{24} . Para rendimiento en períodos de más de 16 días se observa una convergencia consistente a una distribución Gaussiana.

Las razones encontradas en la literatura acerca de las causas de la no normalidad en las series temporales financieras son variadas. Así, podemos apuntar como algunas de las posibles causas las siguientes:

- La presencia de endeudamiento limitado en las inversiones de activos puede inducir a asimetrías en la distribución (Black et al., 1972, Nelson, 1991)
- El problema de agencia puede inducir a asimetrías en los rendimientos de los índices (Brennan, 1993). El agente tiene una opción call con respecto al resultado de la inversión de la empresa y por ello prefiere un asimetría positiva.
- La heterocedasticidad condicional puede inducir a colas más densas (Cajueiro y Tabak, 2005a).
- Los cambios de régimen pueden influir tanto a la asimetría como a la curtosis (Bekaert y Harvey, 1995).

Como podemos observar, los estudios en esta línea no son concluyentes. Parece, además, existir una resistencia en la literatura a aceptar la posibilidad de que la distribución de rendimientos tenga varianza infinita. Es por ello que distintas líneas de investigación se han centrado más en examinar la

²²Daily TAQ (Trade and Quote) informa todas las transacciones y precios de todos los títulos transados en el NYSE. En el caso bajo estudio son 40 millones de registros de 1000 compañías durante el período 1994-1995.

²³Esta base de datos recoleciona, y estandariza precios, dividendos y tasas de rendimiento de todos los valores cotizados en la NYSE desde 1926. En el caso estudiado, el conjunto es de 35 millones de registros diarios de aproximadamente 16000 compañías durante el período 1962-1996.

²⁴Este coeficiente es significativamente distinto del que exige una distribución Lévy estable, en el cual el coeficiente característico debe estar entre 0 y 2.

hipótesis de que los rendimientos sigan un proceso estocástico Gaussiano con incrementos independientes, pero cuya varianza sigue un proceso estocástico particular. Es decir, que los rendimientos siguen un proceso estocástico subordinado. En otras palabras, la serie temporal de rendimientos se puede ver como una distribución normal con media constante pero con varianza cambiante a lo largo del tiempo. Un proceso así, si bien es condicionalmente normal, produce una distribución incondicional leptocúrtica. En esta línea, Blattberg y Gonedes (1974) constituyeron los pioneros en distribuciones alternativas, definiendo un proceso estocástico subordinado en el cual la varianza sigue una distribución gamma.

2.4.4. Movimiento Browniano, martingalas y eficiencia

Hasta la década de 1960 los estudios estadísticos de las series temporales financieras fueron realizados sin ahondar en teoría económica²⁵. Fue con los trabajos de Fama (1965a), Samuelson (1965) y otros, que el estudio de la HME comienza a cobrar importancia dentro de la ciencia económica, y por tanto a proporcionarle al conjunto de investigaciones empíricas un sustento teórico.

Un mercado eficiente tiene fuertes implicaciones para la estrategia inversora que los agentes económicos deben seguir. En una estrategia activa, los inversores buscan apropiarse de lo que ellos perciben como un error en la valoración de un activo financiero. En un mercado eficiente, por el contrario, las estrategias activas no pueden generar en forma consistente un rendimiento superior a la estrategia de comprar y esperar (buy and hold). Consecuentemente, cuando se percibe que el mercado de capitales es eficiente, las agencias de inversión persiguen una estrategia de indicación, que consiste simplemente en reproducir el resultado de un índice determinado. La acción de los especuladores produce la ausencia de oportunidades de arbitraje, lo que conlleva a la eficiencia del mercado. El postulado de Fama (1970) sobre la eficiencia informativa es, según LeRoy (1976, 1989), una tautología, ya que en el modelo de Fama no son los rendimientos los que deben seguir un juego justo, sino la variable $y_{t+1} = p_{t+1} - E(p_{t+1}|\Phi_t)$. Sin embargo, esta igualdad es siempre cierta y se deriva de la ley de las expectativas iteradas. Por ello, Fama (1976) modifica la definición de eficiencia e incorpora la noción de expectativas racionales. En este caso la definición tiene dos componentes. El primero, que los precios deben incorporar toda la información relevante. El segundo, que el mercado debe actuar como si los agentes tuvieran expectativas racionales. Esto último implica que las expectativas son insesgadas. En realidad, de acuerdo a Harrison y Kreps (1979), los precios de los activos no deben necesariamente seguir una martingala ba-

²⁵Hasta la formulación de Fama (1965a) no existía una formulación positiva del comportamiento del precio de las acciones.

jo las verdaderas probabilidades, sino bajo la nueva medida de probabilidad que resulta del modelo de valuación de activos: En condiciones de ausencia de arbitraje debe existir una medida de probabilidad bajo la cual los precios sigan una martingala. Es el principio de valoración riesgo-neutral, que también ha sido desarrollado en (Cox y Ross, 1976a,b).

Por tanto, la HME es primaria y fundamentalmente una consecuencia del equilibrio en un mercado competitivo en el cual los inversores son completamente racionales (Shleifer, 2000). Incluso, la HME se mantiene aún si no todos los agentes son racionales. Usualmente se hace el supuesto de que los inversores irracionales negocian en forma aleatoria, lo que indica que sus estrategias están no correlacionadas y sus transacciones (que en promedio son en distinto sentido) se cancelarán entre sí. Incluso si sus estrategias estuvieran correlacionadas, la presencia de arbitadores haría que los precios no se desviarán en forma sostenida de su valor fundamental. Evidentemente, los agentes irracionales perderían dinero en el mercado y como puntualiza Friedman (1953) dado que no puede perder dinero indefinidamente, tendrán menos riqueza y eventualmente desaparecerán. En el largo plazo, la eficiencia prevalece debido a la selección competitiva y al arbitraje (Shleifer, 2000).

Fama (1970 y 1976a) vincula su idea de HME con la formulación de Samuelson (1965) en la cual los precios debían seguir una martingala. Sin embargo, investigaciones posteriores, permitieron separar la HME del movimiento de los precios según una martingala. En efecto, LeRoy (1973) demostró que la modelización de Samuelson (1965) sólo se mantiene bajo el supuesto de agentes neutrales al riesgo. En el caso de agentes aversos al riesgo, la martingala no es ni una condición necesaria ni suficiente para la eficiencia. En efecto la condición de martingala solamente será satisfecha si la dependencia entre el exceso de rendimiento esperado y las funciones de precios implícitas en los dividendos es tal que el ratio entre exceso de rendimiento esperado y precio es constante. Por ello concluye que si los mercados de capitales son eficientes, la propiedad de la martingala es una aproximación, pero no deriva de una necesidad teórica. De este modo, la condición de martingala no es una condición necesaria para la eficiencia del mercado.

Summers (1982) argumenta que la fortaleza de la HME ha sido enormemente exagerada y demuestra que los tipos de tests estadísticos que se han utilizado en los tests no tiene poder suficiente “contra al menos una interesante alternativa a la HME”. Explícitamente, Summers (1982) afirma “en particular, los datos en conjunción con los métodos actuales no proveen evidencia contra la idea de que los precios del mercado financiero se desvían ampliamente y frecuentemente de las valuaciones racionales”. Luego Summers (1982) amplía el concepto, diciendo que “la inhabilidad de un conjunto de datos para rechazar una teoría científica no significa que los tests prueben, demuestren o siquiera respalden su validez”.

Haciendo un paralelismo con lo que representa el movimiento Browniano (homólogo en tiempo continuo del paseo aleatorio) en el campo de la física, Einstein (1905) llegó a la conclusión de que el movimiento de las partículas en suspensión y por tanto la difusión y la presión osmótica eran necesarias en la teoría de la termodinámica, y ahí a partir de esa necesidad nació su formulación. Sin embargo, si bien el paseo aleatorio es una condición suficiente para la eficiencia, no es necesaria. Por tanto, el hecho de que las series de rendimientos no se comporten de acuerdo a este proceso estocástico, no puede llevar al rechazo automático de la eficiencia.

2.5. Estudios empíricos sobre la HME.

A partir de 1970 en la literatura económica surgieron numerosos trabajos con evidencia empírica a favor y en contra de la HME, debido a la disponibilidad de ordenadores capaces de procesar mayor volumen de datos. Los estudios sobre la validez de la HME se basan en que cuando llega una noticia al mercado, ésta debe ser rápida y correctamente incorporada al precio del activo. Por rápida entendemos que un agente que recibe esa noticia tarde, no puede aprovechar económicamente esa información; por correctamente entendemos que la variación en el precio debe ser en promedio ajustada o, en otras palabras, el mercado no debe ni sobrerreaccionar ni infrareaccionar ante las noticias. Asimismo, se entiende que los precios no deben moverse en ausencia de noticias. En el caso que el mercado sea eficiente, no podemos obtener un beneficio sin esfuerzo. A fin de verificar la eficiencia informativa del mercado se deben definir un conjunto de información y un modelo de valuación que defina qué es el ‘beneficio gratis’.

Un modelo de valuación establece una relación justa entre rendimiento y riesgo. Es decir, la HME no es testeable per se, sino en forma conjunta con un modelo de valuación de activos. No siempre el mayor rendimiento es ‘gratis’, sino que puede ser una simple compensación por afrontar un mayor riesgo. En realidad, los activos no pueden tener diferencias de rendimientos, luego de ajustar éstos por riesgo. Uno de los modelos de valuación usualmente más difundidos es el *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desarrollado independientemente por Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966).

Kim et al. (1991) manifiestan que los distintos tests llevados a cabo son sensibles a la elección de los diferentes índices, medidas de rendimientos y a la frecuencia de los datos.

Gillette (2005) expresa que debemos ser conscientes que existe riesgo de sesgos en los tests de eficiencia y por tanto las conclusiones que se extraen del análisis de los resultados deben ser tomadas con la debida cautela. Estos sesgos incluyen: data-snooping, sesgos de selección y sesgo de superviven-

cia. Data-snooping es un sesgo casi imposible de evitar dado el carácter no experimental de la economía financiera. Por ello, siempre se deben considerar explicaciones alternativas a posibles desviaciones del modelo. El sesgo de selección puede ocurrir cuando, debido a la disponibilidad de datos, se excluye algún subconjunto de datos del análisis²⁶. El sesgo de supervivencia es un tipo de sesgo de selección que puede ocurrir, por ejemplo, cuando estudiamos fondos de inversión durante un período extenso. Los fondos que ganan menos que el mercado tienden a desaparecer y los que quedan, por tanto, serán sobreestimados en el modelo.

2.5.1. Modelo de valuación e HME

En forma práctica existen dos posibilidades de testear la eficiencia. La primera sería derivar la medida de martingala equivalente y testear la propiedad de la martingala. La segunda sería testear el modelo de valuación en forma directa. En cualquiera de los dos casos, el test de eficiencia es un test de hipótesis conjunta: de eficiencia y del modelo de valuación. Por ello Fama (1991) manifiesta que no se pueden hacer inferencias precisas sobre el grado de eficiencia del mercado, ya que un rechazo de la hipótesis puede deberse a cualquiera de los dos componentes o a ambos de la hipótesis conjunta bajo examen.

Brenner (1977) indica que la hipótesis nula de eficiencia no cuenta con una alternativa específica de ineficiencia. Por tanto, el poder de los tests no es conocido. Los tests usualmente se apoyan en cierto modelo de mercado sin cuestionar su validez. Sin embargo un modelo mal especificado puede proporcionar tests estadísticos que indican que el mercado es eficiente cuando no lo es o viceversa. Los tests usualmente ponen a prueba la HME en dos etapas: primero estiman los parámetros relevantes utilizando un modelo de mercado; segundo, utilizan los parámetros estimados para la predicción y los errores de predicción para testear la eficiencia del mercado. Debemos recordar que las propiedades de los parámetros estimados en la primera etapa dependen de lo bien que el modelo elegido se adecua al verdadero proceso estocástico subyacente. Una incorrecta especificación del modelo puede resultar en estimadores sesgados. El uso de modelos de mercado alternativos nos puede permitir observar la robustez de los tests contra la HME.

²⁶Incluso, esta omisión puede no conocerla el investigador. Por ejemplo, si estudiamos pronósticos de inversión, el conjunto de pronósticos es usualmente controlado por el pronosticador (una empresa de inversión). Usualmente los pronosticadores proveeran aquellos pronósticos en los cuales ellos hayan sido superiores al mercado. Por ello, un estudio que encuentre un rendimiento superior por parte de los pronosticadores, puede no deberse a una mejor capacidad de estos analistas, sino a un problema de muestra sesgada.

2.5.1.1. El modelo de valuación de activos CAPM

Como hemos explicado anteriormente, toda verificación sobre la adecuación de la HME a la realidad financiera debe basarse en un modelo de mercado. Basado en el modelo de cartera de Markowitz (1952), Sharpe (1964) imaginó un mercado en el cual todos sus participantes buscaran una cartera eficiente. Esto condujo a la formulación de un modelo de equilibrio, que fue desarrollado independientemente por Lintner (1965) y Mossin (1966).

El modelo CAPM ha sido el más utilizado por académicos y profesionales del sector, tanto por su simplicidad como por su aplicabilidad a un amplio rango de cuestiones financieras, tales como valuación y decisión sobre la estructura de capital.

El CAPM es un modelo de equilibrio que cuantifica la relación (o tradeoff) entre rentabilidad y riesgo, suponiendo que los inversores optarán por una cartera eficiente y bajo las hipótesis que:

1. No existen costes de transacción.
2. Los activos son infinitamente divisibles.
3. No hay impuestos a la renta personal. Es decir el inversor es indiferente a la forma en que se produce en rendimiento (dividendos o ganancias de capital).
4. Existe competencia perfecta. Cada inversor es un tomador de precios, no pudiendo alterar los precios de forma significativa por su estrategia.
5. Los inversores basan sus decisiones solamente en base a las desviaciones estándar y los valores esperados de los rendimientos de sus carteras.
6. No hay límite a las ventas en descubierto.
7. Existe la posibilidad ilimitada de prestar y endeudarse a la tasa libre de riesgo.
8. Todos los inversores tienen expectativas homogéneas.
9. Todos los activos son transables. Este es un supuesto muy fuerte ya que implica que incluso el capital humano puede ser transable en el mercado.

El modelo CAPM queda definido en la siguiente igualdad:

$$E[R_i] - R_f = \beta_i(E[R_m] - R_f) \quad (2.7)$$

donde:

$E[R_i]$	rendimiento esperado del activo i .
R_f	rendimiento del activo libre de riesgo.
$E[R_m]$	rendimiento del mercado.
$\beta_i = \frac{cov[R_i, R_m]}{var[R_m]}$	índice de riesgo sistemático, parte de la varianza de los rendimientos que no puede ser quitada por diversificación.

La idea es que existen dos tipos de riesgos. Uno no sistemático, que se puede eliminar por vía de la diversificación. Al ser eliminable, no comporta una remuneración adicional por asumirlo. Por otro lado hay un riesgo sistemático y como es inevitable, este riesgo debe ser recompensado.

El CAPM tiene tres implicaciones que son utilizadas en los tests empíricos. Estas implicaciones son: que la ordenada al origen es igual a cero, que β captura toda la variación transversal de los rendimientos esperados en exceso y que la prima de riesgo, $E[R_m] - R_f$, es positiva.

Dado que el CAPM es un modelo de un solo período, no se incluye la dimensión temporal. A fin de realizar una estimación econométrica del CAPM a lo largo del tiempo, se deben establecer algunos supuestos sobre el comportamiento de la serie temporal de rendimientos. Usualmente se supone que los rendimientos en exceso son i.i.d a lo largo del tiempo y que siguen una distribución normal.

El CAPM ha sido extensamente testado²⁷ y superó la prueba empírica de Black et al. (1972), Blume y Friend (1974) y Fama y MacBeth (1973). Sin embargo, desde los años '80 los investigadores comenzaron encontrar numerosas desviaciones del modelo, que se ha traducido en algunas variaciones al mismo.

Algunos de los argumentos en contra del CAPM pueden estar sobredimensionados debido a un problema de medición de la llamada "cartera de mercado" o por sesgos en la selección de las acciones. En los primeros tests de la HME, no se realizaban correcciones por riesgo y se testeaba la eficiencia asumiendo que una valuación neutral al riesgo, es decir, que la probabilidad de martingala era la probabilidad real. Ross (2005) afirma que en los estudios de eficiencia débil usualmente se considera que en períodos cortos, la volatilidad real de los rendimientos domina a volatilidad de los cambios en el rendimiento esperado, y por tanto estos tests normalmente se realizan usando la hipótesis de expectativas puras (neutralidad al riesgo).

²⁷También recibió críticas teóricas a su verificación empírica, tal como lo demuestra la famosa crítica de Roll (1977). El contenido verificable (o falseable) del CAPM es la afirmación de que el rendimiento del mercado es eficiente (desde el punto de vista de relación media-varianza), lo cual implica la ecuación de la línea de mercado (*security market line*). Precisamente Roll observó que si se utiliza un proxy de la cartera de mercado que no sea eficiente (en sentido media-varianza), el testeo de la relación entre beta y la prima de riesgo no tiene sentido.

Otros autores han hecho correcciones por riesgo tomando, por ejemplo, el modelo de tres factores de Fama y French (1993) o el de cuatro factores de Carhart (1997).

2.5.2. Clasificación conceptual de los estudios empíricos

En las secciones siguientes haremos una revisión de los principales trabajos que se han realizado sobre la HME. Como veremos, su validez (o las condiciones sobre las cuales es válida) es tema de discusión fervorosa. Uno de los argumentos principales de quienes se oponen a la validez de la HME es la existencia de autocorrelación entre rendimientos, que va en contra del modelo de movimiento Browniano. Siguiendo a Boudoukh et al. (1994), podemos clasificar los artículos en función de tres escuelas de pensamiento, que dan una lectura diferente a las evidencias.

Así tenemos una primera escuela de los legitimistas, que enfatizan la argumentación de Samuelson, diciendo que la HME se confirma por la inexistencia de estrategias de negociación que aporten un rendimiento superior al normal (considerando costes de transacción). En esta línea se ubica, por ejemplo, Malkiel (2003). Su argumentación es que las autocorrelaciones en el corto plazo no se deben a fallos en la valoración fundamental, sino más bien a fricciones del mercado. Estas autocorrelaciones se pueden deber a problemas en la medición (por ejemplo, operaciones asincrónicas, spread de compra y venta, o saltos producidos por los valores discretos que toman los precios²⁸), a la estructura institucional (los mecanismos de negociación, los períodos en los cuales el mercado está abierto o cerrado) o a efectos de la microestructura (estructura del flujo de información).

La segunda escuela se puede llamar revisionista e intenta actualizar o remodelar la HME, siempre dentro del paradigma neoclásico, realizando modelos un poco más complejos. Los autores que adscriben a esta escuela, postulan que la autocorrelación (aún en el caso de mercados sin fricciones) puede deberse a variaciones en la prima de riesgo a lo largo del tiempo. Este cambio se puede explicar con el CAPM intertemporal o ICAPM o con el APT. En este sentido se manifiestan Keim y Stambaugh (1984) y Lo y McKinlay (1999), entre otros.

La tercera escuela de pensamiento está compuesta por los herejes. Esta línea rechaza de plano la formulación inicial y propone adoptar modelos que incorporen los sentimientos del inversor. Consideran que los mercados no son racionales, que existen estrategias de negociación redituables y que los factores psicológicos son importantes en la valuación de las acciones. Interpretan la autocorrelación como desviaciones de la racionalidad y de

²⁸Hasta finales de la década de 1990, los precios de las acciones en el NYSE variaban en octavos de dólar.

la actualización Bayesiana de la información. En esta línea se adscriben Shleifer (2000), Thaler (1992) y otros autores vinculados a la *behavioral finance*. Asimismo existe una corriente vinculada a modelos no lineales y/o no gaussianos como Mandelbrot y Hudson (2004) que afirman que el modelo actual es pobre en resultados predictivos y que subestima el riesgo.

A fin de dar un orden expositivo mejor, nuestra clasificación se centrará en el tipo de eficiencia que verifiquemos: débil, semi-fuerte y fuerte. No obstante, en cada una de estas clases podremos advertir la adscripción de los estudios a una de las escuelas de pensamiento antes indicadas.

2.5.3. Tests sobre la versión débil de eficiencia

Los estudios que intentan testear la eficiencia en su forma débil se basan en análisis econométricos de las series temporales de precios que tienen por objeto verificar la hipótesis del paseo aleatorio. Algunas de estas verificaciones apuntan a la estructura aleatoria de los signos de la serie (test de rachas), a condiciones necesarias para la existencia de un paseo aleatorio (como el ratio de varianzas), a la existencia de una estrategia de negociación redituable (test de filtros) o a la presencia de memoria de largo plazo en el mercado (test de Hurst).

2.5.3.1. Test de rachas

Una primera serie de estudios centra su atención en los cambios de signos de una serie temporal, mediante el test de rachas. Así, el objetivo es determinar si la serie temporal es aleatoria o tiene elementos predictivos. Es decir, si la sucesión de signos de una serie temporal posee menos o más rachas (cambios de signos) de lo esperado bajo la hipótesis nula de aleatoriedad. El uso de este test fue iniciado por Cowles y Jones (1937) y Cowles (1960) y posteriormente se siguió utilizando en la literatura como un primer test para verificar la aleatoriedad de la serie, aunque su uso actual es marginal ya que existen tests más potentes que prueban de manera más directa la hipótesis de paseo aleatorio.

Cowles y Jones (1937) realizan un test de rachas sobre varios índices de acciones del mercado norteamericano entre los años 1835 y 1935, hallando que el número de secuencias superó al número de reversamientos. Es decir que se producen menos rachas de las esperadas. Empero, esta persistencia no puede ser traducida en una estrategia de negociación exitosa, luego de tomar en cuenta los costes de transacción. Así, afirma en cierto modo el carácter aleatorio de los precios y la futilidad de las teorías chartistas como la Dow.

Cowles (1960) hace una revisión de sus investigaciones anteriores referentes al estudio de la persistencia que había encontrado en los precios de las acciones. En especial, revisa los cálculos realizados en Cowles y Jones (1937) con índices mensuales promedio, debido a que estos promedios producen una correlación positiva en la serie de índices mensuales, a pesar de que las series originales sean un suceso aleatorio. En este punto reconoce que, una vez tomados en consideración los costes de transacción, nada parece indicar que el mercado de acciones no se comporte en forma plenamente competitiva. Debemos considerar que estos primeros desarrollos se realizaron sin contar con una teoría subyacente de formación de precios en los mercados financieros. Sin embargo todos estos trabajos se realizaron bajo el supuesto de mercados competitivos y eficientes. Aunque sin formalizar explícitamente, el supuesto de eficiencia informativa aflora por sus consecuencias: estos estudios consideran nulas las posibilidades de arbitraje.

Urrutia (1995) realiza un test de rachas para índices mensuales de Argentina, Brasil, Chile y México en el período 1975-1991 concluyendo que no se puede rechazar la hipótesis de independencia de los sucesivos rendimientos. Rossi (2000) estudia la eficiencia débil para el mercado argentino entre los años 1988 y 1998 y el test de rachas le lleva a rechazar la eficiencia, encontrando un nivel de rachas inferior a las esperadas. Worthington y Higgs (2004) encuentran menos rachas de las esperadas en Portugal y Grecia en el período 1995-2003. En el mismo sentido, Borges (2010) computa el test de rachas para varios mercados europeos en el período 1993-2007 y rechaza la eficiencia para Portugal y Grecia, mientras que para Alemania y España no se puede rechazar la hipótesis de comportamiento aleatorio.

2.5.3.2. Test de autocorrelaciones

Una de las formas de verificar si existe memoria en un mercado, es examinar la independencia de las observaciones de la serie temporal. Es así que en algunos estudios se realizan análisis de la función de autocorrelación. Esta autocorrelación puede ser estudiada no sólo para uno o varios rezagos en forma individual, sino también para un conjunto de rezagos en forma conjunta, a través del estadístico de Ljung y Box (1978).

El primer estudio de autocorrelaciones fue llevado a cabo por Kendall y Hill (1953), no encontrando dependencia serial significativa. Cowles (1960) también estudio la correlación serial de los rendimientos de algunos índices del mercado normamericano, encontrando una autocorrelación positiva, aunque ésta no alcanza a ser suficiente para producir ganancias extraordinarias luego de sufragar los costes de transacción.

No obstante es con el estudio de por Fama (1965a) cuando se inicia de forma sistemática el análisis de las autocorrelaciones para determinar la

HME. Este procedimiento tiende a verificar la versión menos restrictiva de la hipótesis del paseo aleatorio, que lo único que requiere es la inexistencia de correlación serial.

Lo y Mackinlay (1988) encuentran autocorrelación positiva en los rendimientos semanales del NYSE, sin embargo estas correlaciones no son lo suficientemente grandes como para ofrecer una oportunidad de negociación provechosa. En cambio Jegadeesh y Titman (1993) encuentran autocorrelación positiva para períodos de inversión más largos, permitiendo obtener rendimientos extraordinarios. Para horizontes de tres a cinco años, Fama y French (1988) y Poterba y Summers (1988) encuentran correlación serial negativa. Sin embargo, al tomar períodos más largos se reducen las observaciones y puede conducir a reducir la robustez de los resultados.

Lee et al. (2000), analizan el mercado de futuros francés en el período 1986-1997, no encontrando evidencia en contra del modelo de paseo aleatorio.

Rossi (2000) estudia la eficiencia débil para el mercado argentino entre los años 1988 y 1998. De acuerdo al análisis de autocorrelaciones de la serie temporal, éstas no resultaron significativas, por lo que no puede rechazarse la hipótesis nula de martingala. En el análisis no paramétrico, el test de rachas concluye que no se puede rechazar la aleatoriedad de los rendimientos mensuales, aunque la serie de rendimientos diarios se encuentra sobre el límite de aceptación de la hipótesis nula (al 95%), lo que indicaría una cierta autocorrelación positiva en los rendimientos diarios.

Worthington y Higgs (2004) encuentran autocorrelaciones positivas en Francia y Reino Unido, negativas en Grecia y España y ausencia de autocorrelaciones en Alemania y Portugal, en su estudio para el período 1995-2003.

Lim y Brooks (2011) hacen un estudio de 92 artículos que realizan estudios sobre correlación serial, ya sea para un solo mercado o para varios mercados en forma comparativa. En forma genérica, la evidencia no es concluyente, ya que si bien en los mercados desarrollados la ausencia de autocorrelación parece ser la norma, no podemos decir lo mismo para mercados emergentes. En este sentido hay casi tantos mercados emergentes con autocorrelación positiva como negativa.

2.5.3.3. Test de raíces unitarias

Una de las formas más directas para comprobar si una serie de rendimientos es un paseo aleatorio es detectar la presencia de una raíz unitaria, que es una característica de este proceso no estacionario. Un proceso es estacionario si la distribución conjunta y marginal son invariantes a través del tiempo. Por tanto un proceso estocástico se dice que es estacionario cuando

su media, varianza y covarianza no cambian a través del tiempo. Es decir, las siguientes ecuaciones deben ser ciertas:

$$\begin{aligned} E(y_t) &= \mu \quad \forall t \\ \text{Var}(y_t) &= \sigma^2 \quad \forall t \\ \text{Cov}(y_t, y_{t-k}) &= \gamma_k \quad \forall t, k \end{aligned} \tag{2.8}$$

En el caso particular del testeo de la HME, nos interesa saber si el proceso es estacionario en diferencia. Es decir, verificamos la estacionariedad en los rendimientos y no en los precios.

Existen varios tests que indagan la existencia de raíces unitarias en una serie temporal, como característica intrínseca del modelo de paseo aleatorio. Dentro de los tests de raíces unitarias encontramos dos tipos de tests principales. Por un lado encontramos tests como el de Dickey y Fuller (1979), conocido como ADF, o el de Phillips y Perron (1988), conocido como PP, que testean la hipótesis nula de que la serie tiene una raíz unitaria, contra la hipótesis alternativa que la serie es estacionaria. Por otro lado se encuentra el test de Kwiatkowski et al. (1992), conocido como KPSS, en el cual la hipótesis nula es la estacionariedad contra la alternativa de presencia de una raíz unitaria. Dado que dichos tests trabajan con hipótesis nulas complementarias, realizando ambos tests se puede distinguir series que aparentemente son estacionarias, series que aparentemente tienen una raíz unitaria y series sin resultados definitivos en relación a la existencia de raíces unitarias.

Park y Switzer (1995) analiza el mercado de futuros norteamericano y canadiense en el período 1988-1991, utilizando tests de raíces unitarias y encuentra que las series temporales son no estacionarias.

Tabak (2003) rechaza la existencia de una raíz unitaria de la serie de rendimientos diarios del índice Bovespa en el período 1986-1998, mediante los tests ADF y PP. Resultados similares fueron hallados por Awad y Daraghma (2009) para el mercado de Palestina en el período 2003-2008 y por Al-Jafari (2011) para el mercado de Bahrein en el período 2003-2010.

Worthington y Higgs (2004) realiza un estudio detallado sobre 20 mercados europeos en el período 1995-2003 aplicando el ADF no pudiendo rechazar la hipótesis nula del paseo aleatorio solo en Alemania, Irlanda, Portugal, Suecia y Reino Unido.

Awad y Daraghma (2009) rechazan la eficiencia débil aplicando los test de raíces unitarias ADF y PP para el mercado de acciones palestino en el período 2003-2008. Un resultado similar ha sido hallado por Al-Jafari (2011) para el mercado de acciones de Bahrein en el período 2003-2010.

Narayan y Smyth (2007) encuentran la presencia de raíces unitarias para los índices de acciones de los países del G7. También Cooray y Wickremasinghe (2007) encuentran evidencia a favor del modelo de paseo aleatorio,

basado en los tests ADF y PP en los mercados de Bangladesh, India, Pakistán y Sri Lanka durante el período 1996-2005.

Ling (2011) estudia el mercado de acciones de Japón y Corea en el período 1978-2010 y los tests ADF y PP le impiden rechazar la no estacionariedad de la serie, resultado que se ve reforzado en el mismo sentido por el test KPSS.

2.5.3.4. Ratio de varianzas

Una de las propiedades del paseo aleatorio es que la varianza es proporcional a la longitud del período de estudio. Así, los rendimientos semanales deberían tener una varianza cinco veces superior a la varianza diaria. Los test de varianzas tienen dos versiones: una paramétrica y otra no paramétrica. El test del ratio de varianza paramétrico explota la propiedad lineal de la varianza realizando el cociente entre varianzas (controlando por período). Consecuentemente, bajo el supuesto de un comportamiento aleatorio, el ratio de varianza debería ser unitario.

Lo y MacKinlay (1988) desarrollan unos estadísticos para medir el ratio de varianza ya sea para paseos aleatorios homocedásticos como heterocedásticos, a fin de tomar en cuenta el posible cambio en la volatilidad a lo largo del tiempo y evitar que se rechace la hipótesis nula por causa de la heterocedasticidad. A fin de permitir formas generales de heterocedasticidad, utilizan el enfoque de White (1980), que permite relajar el supuesto de que los incrementos son i.i.d. gaussianos, dada la abundante literatura rechazando la normalidad en la distribución de rendimientos. Sin embargo, estos autores suponen que la varianza es finita, lo cual excluye aquellos tipos de distribuciones con varianzas infinitas, tal como la distribución Pareto estable, propuesta por Mandelbrot (1963) y Fama (1965). Sin embargo, este test no excluye otras formas de distribución leptocúrtica como las generadas por los modelos de la familia ARCH propuestos por Engle (1982).

La mayor innovación en este tipo de tests se produjo con Wright (2000), quien introdujo unos ratios de varianzas no paramétricos, que evitan el rechazo de la hipótesis nula por la presencia de la heterocedasticidad y son más robustos a la no normalidad de los datos.

2.5.3.4.1. Test de varianza paramétrico El ratio de varianza es definido como:

$$RV(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (2.9)$$

Entonces el modelo del paseo aleatorio predice que $RV(q)$ será igual a 1 para todos los valores de q . Si el valor hallado es mayor a uno implica una aversión a la media, mientras que valores menores a la unidad será una

2.5. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA HME.

39

consecuencia de la reversión a la media. Los valores de $\sigma^2(q)$ y $\sigma^2(1)$ son estimados mediante:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (y_t - y_{t-1} - \hat{\mu})^2 \quad (2.10)$$

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (y_t - y_{t-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (2.11)$$

donde

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (y_{nq} - y_0)$$

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

y_0, y_{nq} son la primera y la última observación de la serie.

Si asumimos una serie i.i.d. homocedástica, el estadístico $z(q)$ testeará la hipótesis nula del paseo aleatorio y se obtendrá en el siguiente formato:

$$z(q) = \frac{RV(q) - 1}{\sqrt{\phi(q)}} \sim N(0, 1) \quad (2.12)$$

donde

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

En el supuesto de heterocedasticidad (algo habitual en las series financieras) deberíamos utilizar el estadístico z^* , desarrollado por Lo y MacKinlay (1988) y que permite evitar el rechazo de la hipótesis nula a causa de la heterocedasticidad. El estadístico z^* es robusto a varios tipos de heterocedasticidad, incluso la condicional que asumen los modelos GARCH, de gran uso en la modelización de la varianza en finanzas. Así:

$$z^*(q) = \frac{RV(q) - 1}{\sqrt{\phi^*(q)}} \sim N(0, 1) \quad (2.13)$$

donde

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

$$\delta(\hat{j}) = \frac{\sum_{t=1}^{nq} ((y_t - y_{t-1} - \hat{\mu}))^2 (y_{t-j} - y_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (y_t - y_{t-1} - \mu)^2 \right]}$$

Chow y Denning (1993) proponen un test de varianzas múltiple para verificar la hipótesis conjunta de que todos los ratios de varianza de los períodos considerados son iguales a 1. Es decir, verifican la hipótesis nula que $RV(q_i) = 1$, para $i = 1 \dots, l$, contra la hipótesis alternativa que $RV(q_i) \neq 1$. El estadístico por el cual se verifica la hipótesis conjunta es:

$$M_z = \max_{1 \leq i \leq l} |z(x; q_i)| \quad (2.14)$$

La idea de este test es que la decisión sobre la hipótesis nula se puede realizar en base al valor absoluto máximo individual del ratio de varianzas. Este test cobra relevancia cuando el estadístico de Lo y MacKinlay rechaza la hipótesis de paseo aleatorio para algunos períodos y no para otros. De esta forma, podemos dar una conclusión única para cada acción o índice considerado.

En su estudio, Lo y Mackinlay (1988) rechazan la hipótesis nula del paseo aleatorio a los niveles de significación usual para el período 1962-1985 y para los dos subperíodos 1962-1974 y 1974-1985, tanto para el índice equiponderado como para el índice ponderado por capitalización del NYSE, mediante un estadístico robusto a la heterocedasticidad. En el caso del índice ponderado por capitalización el rechazo de la hipótesis nula es más débil. Además encuentran una autocorrelación positiva para rendimientos semanales, contrariamente a lo documentado por Fama y French (1988).

El rechazo de la HME impone restricciones sobre los modelos económicos viables para la determinación de precios, ya que el modelo seleccionado deberá explicar la autocorrelación encontrada en los rendimientos semanales. En efecto, si la evidencia de la autocorrelación positiva resulta correcta, no es viable el modelo propuesto por Summers (1985) y Fama y French (1988), en el cual se suponía que los rendimientos revertían a la media, ya que ello importa una autocorrelación negativa. Por tanto, Lo y MacKinlay (1988) afirman no sólo que los rendimientos semanales no siguen un paseo aleatorio, sino que tampoco comportan un movimiento con reversión a la media. Por otro lado, la autocorrelación negativa para períodos largos (tres a cinco años) como los encontrados en Fama y French (1988), no es necesariamente inconsistente con la autocorrelación positiva para rendimientos semanales.

Sin embargo, afirman que sin un modelo más explícito de generación de precios, el rechazo de la hipótesis del paseo aleatorio no tiene implicaciones significativas contra la eficiencia del mercado. Esta afirmación es consistente con lo sostenido por LeRoy (1973) y Lucas (1978), en el sentido que (bajo el supuesto de expectativas racionales) los precios de equilibrio no necesitan ni siquiera seguir una martingala, de la cual el paseo aleatorio es un caso particular.

El test de varianzas desarrollado por Lo y MacKinlay (1988) necesita que el investigador decida sobre los períodos entre los cuales realizará el ratio de

2.5. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA HME.

41

varianza. A fin de evitar un exceso de rechazos con la elección de diferentes períodos, Chow y Denning (1993) desarrollan un test conjunto para testear en forma simultánea todos los ratios de varianza.

Urrutia (1995) estudia, utilizando el ratio de varianzas de Lo y Mackinlay (1988), la eficiencia de índices mensuales de cuatro mercados latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile y México) en el período 1975-1991. Su estudio reporta un rechazo de la hipótesis de paseo aleatorio para Brasil, Chile y México, pero no para Argentina. Contrariamente Claessens et al. (1995) rechaza sólo la hipótesis nula del camino aleatorio para Chile. Es posible que, tal como manifiesta Urrutia (1995), la diferencia se deba a los datos utilizados, ya que Claessens et al. (1995) utiliza rendimientos en dólares, mientras que Urrutia (1995) mide los rendimientos en las monedas domésticas.

Dado que los ratios de varianza mayores a la unidad importan una correlación positiva de los rendimientos, los resultados de Urrutia (1995) son consistentes con Lo y Mackinlay (1988) y Poterba y Summers (1988) que encuentran autocorrelación positiva para acciones del New York Stock Exchange (NYSE) y del American Stock Exchange (AMEX). Grieb y Reyes (1999) realizan un análisis de los rendimientos semanales de los índices de acciones y de acciones individuales de Brasil y México en el período 1988-1995 y también rechaza la hipótesis de paseo aleatorio. Buguk y Wade Brorsen (2003) calculan ratios de varianza paramétricos y no paramétricos para mercado de valores de Turquía en el período 1992-1999 y encuentran que, mientras el test de Lo y Mackinlay (1988) no permite rechazar el modelo de paseo aleatorio, el ratio de varianza basado en rangos y signos de Wright (2000) rechaza la hipótesis nula, concluyendo que, debido a la no normalidad, los test paramétricos podrían tener un poder de rechazo menor. Smith y Ryoo (2003) realizan el test de varianza de Chow-Denning para el período 1991-1998, sobre distintos mercados europeos y rechazan la hipótesis de paseo aleatorio para Grecia, Hungría, Polonia y Portugal, pero no pueden rechazar la hipótesis nula para Turquía. Hoque et al. (2007), encuentra que en los ocho mercados estudiados (Hong Kong, Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Singapur, Taiwan y Tailandia), se rechaza la hipótesis del paseo aleatorio, basado en los estadísticos de Wright (2000), aunque el test de Lo y Mackinlay (1988) no lo rechaza en el caso de Malasia. En concreto encuentra un proceso de reversión a la media y un comportamiento predictivo del mercado. Righi y Ceretta (2011) realiza tests de varianza sobre los índices de acciones de Brasil, Argentina y México en el período 2005-2010, y de acuerdo a dichos tests no puede ser rechazada la hipótesis nula de paseo aleatorio.

2.5.3.4.2. Test de varianza no paramétrico Uno de los inconvenientes que tiene el test de varianzas es que no conocemos con exactitud la

distribución de la serie temporal. Además del efecto de la heterocedasticidad, algunas series exhiben correlación serial que afecta también a los estimadores. Por ello, Wright (2000) propuso el uso de signos y rangos de las diferencias en lugar de las diferencias tomadas en los tests de Lo y MacKinlay (1988). Wright demuestra que sus tests no paramétricos basados en los rangos R_1 y R_2 y los signos S_1 y S_2 puede tener más potencia que los tests paramétricos de varianzas clásicos. Son robustos a una amplia gama de modelos que tengan correlación serial, incluyendo series integradas fraccionalmente. Adicionalmente, Wright muestra que los tests basados en rangos muestran baja distorsión por tamaño de muestra, bajo el supuesto de heterocedasticidad condicional. Finalmente, una ventaja adicional de los estadísticos basados en rangos y signos es que su distribución muestral no se basa en aproximaciones asintóticas como los estadísticos propuestos por Lo y Mackinlay (1988).

Dadas T observaciones de rendimientos $\{y_1, \dots, y_T\}$, Wright propone dos rangos:

$$R_1(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + \dots + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \phi(k)^{-1/2} \quad (2.15)$$

$$R_2(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + \dots + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \phi(k)^{-1/2} \quad (2.16)$$

donde:

$$r_{1t} = \frac{r(y_t) - \frac{T+1}{2}}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}}$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1} \left(\frac{r(t)}{T+1} \right)$$

$$phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}$$

$r(y_t)$ es el rango de y_t , en y_1, \dots, y_T , y Φ^{-1} es la inversa de la función de distribución estándar acumulada.

Los test basados en los signos de los rendimientos vienen dados por los estadísticos:

$$S_1(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t + \dots + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \phi(k)^{-1/2} \quad (2.17)$$

$$S_2(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t(\bar{\mu}) + \dots + s_{t-k+1}(\bar{\mu}))^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t(\bar{\mu})^2} - 1 \right) \phi(k)^{-1/2} \quad (2.18)$$

2.5. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA HME.

43

donde:

$$s = 2u(y_t, 0)$$
$$s_t(\bar{\mu}) = 2u(y_t, \bar{\mu})$$
$$u(x_t, q) = \begin{cases} 0,5 & x_t > q \\ -0,5 & x_t \leq q \end{cases}$$

2.5.3.5. Dependencia no lineal

Dado que el supuesto de normalidad es muy restrictivo, algunos autores critican el uso de dependencia lineal para validar la HME. La razón es que las series de ruido blanco puro (por ejemplo un paseo aleatorio con incrementos i.i.d.) son ruido blanco (porque tiene incorrelación serial) pero el recíproco no es cierto a menos que la serie siga una distribución normal. Por ello se han desarrollado diversos test de dependencia no lineal, como el test de biespectro de Hinich (1982), el test de Tsay (1986), el de McLeod y Li (1983) o el test BDS de Broock et al. (1996). Este campo es creciente en la literatura financiera y hay test más precisos para verificar la existencia de este tipo de dependencias. Una revisión sobre este tipo de metodologías se realiza en Lim et al. (2006), donde se realiza una revisión de los artículos publicados entre 1985 y 2005 y encuentra una abundante evidencia de dependencia no lineal en diferentes mercados internacionales.

2.5.3.6. Análisis espectral

Una serie de métodos también utilizados para verificar la hipótesis de martingala es el examen de la silueta espectral de la serie temporal. Este tipo de test es similar a un test de bondad del ajuste. Se supone que las primeras diferencias de las series temporales de precios siguen una martingala. De ser esto correcto, la función de densidad espectral debería ser una línea recta. Es así que mediante diversos estadísticos (que ponderan las diferencias a lo largo de todo el espectro de frecuencias con distinto grado de ponderación) se puede rechazar o aceptar la hipótesis nula de martingala. A diferencia del ratio de varianzas que se concentra en desviaciones a una frecuencia específica, el test de silueta espectral mira a las desviaciones en todo el espectro de frecuencias²⁹.

Como apunta Durlauf (1991), mientras los tests de varianzas centran su atención en las desviaciones de frecuencia en el origen (o sea en la parte inferior del espectro o frecuencia cero), los tests de silueta espectral verifican

²⁹Técnicamente, en lugar de trabajar en el dominio tiempo, trabaja en el dominio frecuencia. Por tanto, el ratio de varianzas, produce rechazos sólo cuando la serie exhibe memoria de largo plazo, pero no detecta otras desviaciones del ruido blanco.

las desviaciones a lo largo de todas las frecuencias del espectro. Esto significa que la hipótesis nula de martingala puede ser contrastada contra una clase más amplia de alternativas que las que están implícitas en el ratio de varianzas. Esto se logra mediante la aplicación de la transformada de Fourier de la secuencia de autocorrelación y que provee una visión alternativa a dependencia serial.

El análisis se centra en el estudio de la función de autocorrelación $x(j)$ y es completamente dependiente de los datos, no requiriendo que el investigador seleccione ningún parámetro (Choi, 1999). Durlauf (1991) establece la siguiente métrica que permite construir una serie de estadísticos derivados para contrastar la hipótesis de martingala:

$$U_T(r) = \sqrt{2T}^{1/2} \left[\frac{2\pi}{T} \sigma_{s_1}^{Tr/2} I \left(\frac{2\pi s}{T} \right) - \frac{r}{2} \sum_{t=2}^T \Delta r_t^2 / T \right] / \left[\sum_{t=2}^T \Delta r_t^2 / T \right] \quad (2.19)$$

donde,

$$I(\lambda) = (2\pi T)^{-1} \left| \sum_{t=0}^{T-1} \Delta r_t \exp(-i\lambda t) \right|^2$$

$U_T(t)$ describe las desviaciones acumuladas del periodograma normalizado desde cero. En base a $U_T(t)$ Durlauf (1991) y Choi (1999) desarrollaron los siguientes estadísticos: Estadístico de Anderson-Darling (AD):

$$AD_T = \int_0^1 \frac{U_T(r)^2}{t(r-1)} dr$$

Estadístico de Cramer-Von Mises (CVM):

$$CVM_T = \int_0^1 U_T(r)^2 dr$$

Estadístico de Mallow (M):

$$M_T = \int_0^1 |U_T(r)| dr$$

Los valores críticos de estos tests no son estándares y están tabulados en Shorack y Wellner (1986) para el caso asintótico. Asimismo Fong y Ouliaris (1995) han recogido los valores críticos para conjuntos finitos confirmando, mediante simulaciones de Monte Carlo, que tienen una gran potencia, incluso para muestras pequeñas. Adicionalmente estos autores afirman que los estadísticos AD y CVM tiene más potencia que el clásico estadístico de Kolmogorov-Smirnov.

2.5. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA HME.

45

El primer artículo que encontramos sobre análisis espectral aplicado a los mercados financieros es Granger y Morgenstern (1963). Sin embargo no fue hasta Durlauf (1991) que esta metodología vuelve a cobrar fuerza. En este artículo se realiza el análisis espectral sobre los mismos datos de Lo y Mackinlay (1988) rechazando, al igual que éstos, la hipótesis nula de martingala tanto para el índice equiponderado como para el índice ponderado por capitalización. El rechazo es aún más rotundo para el índice equiponderado. Durlauf (1991) también realiza el análisis espectral de los datos contenidos en Poterba y Summers (1988) y también rechaza la hipótesis de martingala. Fong y Ouliaris (1995) realizan el análisis espectral para verificar la hipótesis de martingala en los rendimientos semanales del mercado de divisas en el período 1974-1989. En su estudio se rechaza la hipótesis de martingala para las cotizaciones del dólar canadiense, el marco alemán, el franco francés, la libra esterlina y el yen.

2.5.3.7. Análisis mediante filtros

Las técnicas de filtro tratan de medir si una estrategia de negociación puede ganar a la estrategia *naïve* de *buy-and-hold*. Un filtro de $x\%$ funciona así: si el cambio relativo del precio de una acción $\Delta P/P > x\%$, luego de un mínimo local, entonces compre la acción y manténgala hasta que $\Delta P/P < x\%$. En este punto, venda la acción y simultáneamente venda en descubierto hasta que $\Delta P/P > x\%$ luego de un mínimo local. Cierre la posición en descubierto, y continúe operando según esta regla. Alexander (1961) tomó índices los generales del NYSE Dow-Jones Industrials y Standard and Poor's, para los períodos 1897-1929 y 1929-1959 respectivamente. Dado que estos índices eran difíciles de ajustar por el pago de dividendos, sus cálculos estaban sesgados hacia un mayor rendimiento. Además, suponía que el inversor siempre podría invertir al valor del índice más el $x\%$ del filtro, lo cual supondría otro eventual sesgo hacia el alza en el rendimiento, ya que las acciones en el NYSE no se negocian por precios en un intervalo continuo. Su cálculo podría sobrestimar el precio de venta y subvaluar el precio de compra. Su estudio concluye en una clara superioridad de la estrategia de inversión por medio de filtros sobre la estrategia de inversión pasiva o *buy-and-hold*. Posteriormente Alexander (1964) corrigió el efecto de considerar los cambios en los precios en un intervalo continuo, aunque no así el sesgo provocado por la falta de corrección por dividendos, provocando una drástica reducción de la rentabilidad de la estrategia de filtros.

Cootner (1962) realiza un estudio empírico para 45 acciones del NYSE en el período 1956-1961 y encuentra que su filtro es más redituable que una simple estrategia de *buy-and-hold*. (inversión pasiva). Empero, Cootner (1962) advierte que una limitación a la interpretación de los resultados consiste en que el período bajo análisis fue especialmente satisfactorio pa-

ra simples políticas de inversión y que la muestra se baso en acciones de grandes empresas.

Fama y Blume (1966) realizan simulaciones con diversos filtros aplicados a una muestra de las cotizaciones diarias de 30 acciones individuales. Luego de tomar en cuenta los gastos de transacción solo cuatro acciones registran un rendimiento positivo para el promedio de todos los filtros. Incluso sin computar los costes de transacción, la estrategia de filtros es en promedio siempre inferior a la estrategia *buy-and-hold* en todas las acciones excepto dos. Incluso si se restringen de la estrategia de filtros las ventas en descubierto, no supera en promedio a la estrategia de inversión pasiva. Si miramos con detenimiento el resultado hallado por Fama y Blume (1966) para los filtros más pequeños, para las posiciones sin ventas en descubierto, la estrategia de filtros se presenta algo más redituable que la estrategia *buy-and-hold*. Sin embargo, la estrategia de filtros supone que los fondos nunca estarán ociosos y no considera el mayor coste de búsqueda de información que suponen una mayor intensidad de transacciones provocada por los filtros pequeños, por lo que el modelo de paseo aleatorio constituye una adecuada descripción del comportamiento de los precios del mercado de acciones.

Brock et al. (1992) también constituye un estudio relevante sobre técnicas de filtro y negociación, y encuentran que un filtro simple de medias móviles mejora la estrategia pasiva de *buy-and-hold*. Sullivan et al. (1999) confirma los resultados del anterior anterior (para un período extendido entre 1987 y 1996), aunque Day y Wang (2002) y Bokhari et al. (2005) cuestionan que estas estrategias de negociación puedan ser redituables después de tener en cuenta los costes de transacción. Gunasekarage y Power (2001) reproducen el estudio de Brock et al. (1992) para los mercados de India, Sri Lanka, Bangladesh y Pakistan en el período 1990-2000 y encuentran que una simple técnica de filtro basada en medias móviles supera la estrategia de inversión pasiva.

2.5.3.8. Hipótesis del mercado fractal

Una de las formas de verificar la existencia del paseo aleatorio es mediante el cálculo de exponente de Hurst y tiene vinculación con la estructura fractal del mercado.

El estudio del coeficiente de Hurst es relevante ya que mide la memoria de largo plazo de una serie temporal. Aunque la autocorrelación (a diferentes rezagos) sea poco significativa, indicando una débil memoria de corto plazo, las series temporales puede “acumular” pequeñas informaciones o desvíos y generar una memoria de largo plazo. Esto es precisamente lo que mide el coeficiente de Hurst³⁰.

³⁰Hurst (1951, 1956) inició el estudio de memoria de largo plazo con sus estudios sobre

En principio, si la HME funciona correctamente, es decir si los precios incorporan toda la información relevante en forma inmediata, la predictibilidad es imposible. Sin embargo, a veces las series temporales presentan comportamientos diferentes en el corto y en el largo plazo. Por más que las autocorrelaciones de los primeros n rezagos sean pequeñas e indistinguibles de cero, la serie puede presentar una memoria de largo plazo. La persistencia a largo plazo fue estudiada originalmente por Hurst (1951 y 1956) para fenómenos físicos y naturales, e introducida en economía por Mandelbrot (1963) Mandelbrot y Taylor (1967) y Mandelbrot y Van Ness (1968).

El método utilizado usualmente en la literatura económica para calcular el exponente de Hurst (1951) es el de la rango reescalado (R/S). Este método calcula las desviaciones acumuladas desde la media a lo largo de t períodos, y los normaliza. Estas desviaciones normalizadas, en principio dependerán de t en forma potencial. Es decir $R/S(t) = t^H$, indicando que R/S sigue una ley de escala con t . Esto nos indica una autosimilitud: si realizamos un gráfico del rango modificado en función de t , con distintos rangos de valores de t , observaremos el mismo aspecto. Precisamente el exponente H es el llamado exponente de Hurst. Cuando $H = 0,5$ estamos frente a un paseo aleatorio. Por el contrario, nos encontraremos frente a un proceso estocástico persistente o anti-persistente, según el valor de H sea mayor o menor a 0,5 respectivamente.

Si bien el estudio de la memoria de largo plazo fue iniciado por Hurst (1951, 1956)³¹ e introducido para el estudio de series de precios del algodón por Mandelbrot (1963), no tuvo cabida dentro de la literatura económica hasta avanzada la década de 1990, mediante una disciplina emergente llamada econofísica, que hace un uso extensivo e intensivo de técnicas de mecánica estadística sobre series temporales financieras.

Serinaldi (2010) hace una revisión exhaustiva de los distintos métodos para estimar el exponente de Hurst. Una de las formas más habituales de estudiar la memoria de largo plazo de una serie temporal es mediante el estudio del exponente de Hurst. Existen varios métodos para calcular este exponente. En Taqqu et al. (1995), Montanari et al. (1999) y Serinaldi (2010) se discuten los diferentes métodos y su aplicabilidad según el tipo de series temporales.

Consideremos la serie de rendimientos $\{r_1, r_2, \dots, r_\tau\}$, y sea \bar{r}_τ la media

los requerimientos de almacenamiento de agua en las represas del río Nilo, en base a una serie temporal de 690 años

³¹Una serie completamente aleatoria, y sin memoria de largo plazo, debería tener un coeficiente de Hurst de 0,5. Por tanto, si en el estudio temporal, se verifica que el exponente tiende hacia 0,5 se puede afirmar que el mercado se mueve hacia la eficiencia.

del intervalo τ . Entonces el estadístico R/S será:

$$(R/S)_\tau \equiv \frac{1}{s_\tau} \left[\max_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) \right] \quad (2.20)$$

donde s_τ es la desviación estándar

$$s_\tau \equiv \left[\frac{1}{\tau} \sum_t (r_t - \bar{r}_\tau)^2 \right]^{1/2} \quad (2.21)$$

Básicamente, el rango modificado compara el mayor cambio que ocurre sobre los n períodos con respecto a lo que debería ser el cambio esperado de acuerdo a su varianza. Hurst (1951) encontró que la siguiente relación

$$(R/S)_\tau = (\tau/2)^H \quad (2.22)$$

se verifica en muchos fenómenos naturales.

Para una serie de N datos, la estimación del rango modificado se realiza dividiendo a la serie en subseries de n elementos, $n \leq N$. Así se estima el rango para distintos n . Dado que se obtienen varios rangos para un mismo n , siguiendo la metodología propuesta por Peters (1989), se calcula el promedio para cada n . Con los rangos así obtenidos (un valor promedio para cada n), se realiza una regresión mínimo cuadrática de:

$$\ln(R/S)_n = \alpha + \beta \ln(n) + \epsilon$$

Precisamente la pendiente β de esta regresión lineal es el coeficiente de Hurst. Su valor se encuentra entre cero y uno. Un coeficiente igual a 0,5 implica la ausencia de dependencia de largo plazo, mientras que un coeficiente entre 0 y 0,50 (0,50 y 1) implica un comportamiento antipersistente (persistente). Es esperable que el rango crezca, a medida que crece n .

Cajueiro y Tabak (2004) estudian la condición dinámica de la eficiencia a través de la evolución en el tiempo del exponente de Hurst, utilizando una ventana móvil. Una afirmación repetida en la literatura es que los mercados emergentes están deviniendo más eficientes. Testear esta afirmación puede ser relevante ya que los mercados emergentes cuentan con elementos singulares respecto de los mercados desarrollados. En efecto, la apertura a capitales extranjeros (globalización financiera) producida durante la década de 1990 puede hacer que fondos de inversión basados en países europeos o Estados Unidos, inviertan en mercados emergentes, incrementando la velocidad en que la información se incorpora en los precios. Sin embargo, y debido a la poca profundidad del mercado, es posible que se produzcan mayor cantidad de negociaciones asíncronas (nonsynchronous trading). Los autores estudian

2.5. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA HME.

49

mercados emergentes tan diversos como Argentina, Brasil, Chile, India, Indonesia, Malasia, México, Filipinas, Corea del Sur, Taiwán y Tailandia, y sus resultados sugieren que, en general, hay una reducción del exponente de Hurst, aunque siempre se ubica por encima de 0,5 que indica una dependencia de largo plazo. Comparando *vis-à-vis* los resultados con los que se obtienen para mercados desarrollados, como Estados Unidos o Japón, se puede apreciar que los mercados emergentes son menos eficientes, aunque la tendencia de los emergentes sea hacia la eficiencia.

Cajueiro y Tabak (2005b) calculan el coeficiente de Hurst para 41 mercados de diferentes países para el período 1999-2005. En su estudio encuentran una cierta evidencia de dependencia en los rendimientos a largo plazo en varios mercados. Lo que sí es un hallazgo sorprendente es que encuentran una dependencia de largo plazo muy importante en la volatilidad a largo plazo en los mercados y que esta dependencia es más importante para los mercados de economías desarrolladas.

Zunino et al. (2007, 2008) también estudian la memoria de largo plazo de distintos mercados latinoamericanos mediante el exponente de Hurst, calculado con diferentes metodologías y en forma dinámica para ver su evolución a través del tiempo.

Bariviera (2011) estudia la dinámica de la memoria de largo plazo en el mercado tailandés y encuentra que el nivel de eficiencia informativa está influenciado por la liquidez, aunque no por el comportamiento de los inversores extranjeros.

Bariviera et al. (2012) estudia el efecto de la crisis financiera del 2008 en la eficiencia informativa de bonos corporativos y bonos soberanos en siete países de la Unión Europea, y detecta que la dinámica estocástica de ambos activos financieros difiere a partir de la crisis. En particular, la crisis deteriora la eficiencia informativa de los bonos corporativos y mejora la eficiencia de los bonos soberanos, indicando un cierto efecto de vuelo a la liquidez y vuelo a la calidad.

Finalmente, Bariviera et al. (2014) encuentran que la eficiencia informativa del mercado de bonos corporativos europeo ha sido afectada de una manera singular. Tan sólo los índices de bonos corporativos, cuyos sectores están más vinculados a las finanzas (Bancos, Servicios Financieros, Seguros) ha visto mermada su eficiencia informativa de manera importante. En cambio para los otros sectores, el efecto de la crisis financiera del 2008 ha supuesto un shock transitorio en su eficiencia.

2.5.3.9. Cuantificadores derivados de la Teoría de la Información

Los mercados financieros pueden ser considerados como sistemas dinámicos, cuyo comportamiento se registra en las series temporales de precios, rendimientos, y otros datos financieros. Estas series temporales deben ser analizadas cuidadosamente para entender el fenómeno subyacente.

Cuantificadores derivados de teoría de la información pueden ser candidatos ideales para esta tarea, ya que nos permiten extraer algunas propiedades de las distribuciones de probabilidad estimada a partir de las observaciones. Una de las métricas clave es la entropía de información de Shannon y Weaver (1949).

Dada cualquier distribución discreta de probabilidad $P = \{p_i\}$ con $i = \{1, \dots, M\}$, la entropía de Shannon se define como

$$\mathcal{S}[P] = - \sum_{i=1}^M p_i \ln p_i \quad (2.23)$$

Es igual a cero si la estructura subyacente es completamente determinista ($p_k = 1 \wedge p_i = 0, \forall i \neq k$). En este caso estamos en condiciones de predecir con absoluta certeza cuál estado de la naturaleza tendrá lugar. Asimismo, alcanza un valor máximo para un proceso estocástico no correlacionado (distribución uniforme, es decir, $p_i = 1/M, \forall i = 1, \dots, M$). En este caso nuestro conocimiento es mínimo para esta distribución.

Los artículos pioneros en el uso de la entropía de información para estudiar los fenómenos económicos son los de Theil y Leenders (1965), Fama (1965b) y Dryden (1968), que utilizan la entropía de Shannon como métrica para predecir fluctuaciones en los precios de acciones en diversos mercados. La entropía dejó de ser utilizada en la literatura económica por varias décadas, aunque sí se ha utilizado para el estudio de series temporales en otros campos científicos. En la literatura reciente encontramos los artículos Risso (2008, 2009) donde se utiliza la entropía con el fin cuantificar la eficiencia informativa y la probabilidad de tener un colapso económico. Más tarde, Risso (2009) también utiliza la entropía de Shannon para clasificar u ordenar varios mercados de valores de todo el mundo mediante la eficiencia informativa. Otros autores implementan un concepto de entropía multiescala para monitorear la evolución de la eficiencia informativa sobre diferentes horizontes de tiempos. Esta metodología se ha aplicado a los precios del petróleo crudo (Martina et al., 2011) y al índice Dow Jones (Alvarez-Ramirez et al., 2012).

Sin embargo, el análisis de series temporales utilizando sólo la estimación de la entropía de Shannon podría ser insuficiente ya que, como ha recordado Feldman y Crutchfield (1998), una medida de la entropía no cuantifica el

grado de estructura presente en un proceso. De hecho, es necesario medir la complejidad estadística para caracterizar completamente la dinámica del sistema. Esta es la razón por la que se ha propuesto tener en cuenta junto a la entropía, la complejidad estadística para el análisis de series temporales financieras (Zunino et al., 2010a). La medida de complejidad estadística trata de cuantificar la estructura organizativa subyacente. En ese sentido, el orden y la máxima aleatoriedad perfecta (por ejemplo, una secuencia periódica y el lanzamiento de una moneda³²) se definen con cero complejidad, ya que son las más fáciles de describir y comprender. A una distancia dada de estos extremos, existe una amplia gama de posibles grados de la estructura física. La medida de complejidad permite la cuantificación de este comportamiento (Feldman et al., 2008). Por supuesto, existen muchas otras medidas de complejidad. Para obtener una comparación entre ellas, véase el artículo de Wackerbauer et al. (1994).

La complejidad estadística se define a partir de la propuesta de López-Ruiz et al. (1995), a través del producto:

$$C_{JS} = Q_J[P, P_e] \mathcal{H}[P] \quad (2.24)$$

donde $\mathcal{H}[P] = S[P]/S_{\max}$ es la entropía de Shannon normalizada, con $S_{\max} = \mathcal{S}P_e = \ln M$ y P_e es la distribución uniforme. En consecuencia $0 \leq \mathcal{H} \leq 1$. El desequilibrio Q_J se define en términos de la divergencia Jensen-Shannon. Es decir:

$$Q_J[P, P_e] = Q_0 \cdot \mathcal{J}[P, P_e], \quad (2.25)$$

donde,

$$\mathcal{J}[P, P_e] = S[(P + P_e)/2] - S[P]/2 - S[P_e]/2. \quad (2.26)$$

es la divergencia de Jensen-Shannon y

$$Q_0 = -2 \left\{ \left(\frac{M+1}{M} \right) \ln(M+1) - 2 \ln(2M) + \ln M \right\}^{-1}. \quad (2.27)$$

Q_0 es una constante de normalización, igual al recíproco del valor máximo de $\mathcal{J}[P, P_e]$. Este valor se obtiene cuando uno de los componentes de P , digamos p_m , es igual a uno y los p_i restantes son iguales a cero.

Se debe destacar que la medida de complejidad estadística C_{JS} depende de dos diferentes distribuciones de probabilidad, la asociada con el sistema bajo análisis, P , y la distribución uniforme, P_e . Más aún, Martín et al. (2006) han demostrado que para un valor dado de \mathcal{H}_S , C_{JS} puede asumir un rango de valores que varía entre un mínimo C_{\min} y un máximo C_{\max} .

³²En el campo de la física los ejemplos clásicos de orden perfecto y aleatoriedad perfecta son un cristal y un gas ideal. En ambos casos las estructuras no presentan complejidad de acuerdo a la definición que hemos adoptado.

El uso simultáneo de cuantificadores de entropía y de complejidad estadística da una mejor descripción de sistemas dinámicos. Así, queda definido el plano causal complejidad-entropía (PCCE), es decir, el espacio de representación con la entropía de las permutaciones del sistema en el eje horizontal y una medida de complejidad estadística de la permutación en el eje vertical.

La ubicación en el PCCE permite la cuantificación de la ineficiencia del sistema bajo análisis, medido como la desviación de la posición ideal asociada a un proceso totalmente aleatorio. En este último caso, la complejidad debería ser cero y la entropía uno. Por consiguiente, la distancia a este lugar ideal del plano se puede utilizar para definir un ranking de eficiencia.

Para el cálculo de los dos cuantificadores antes mencionados, debe estimarse una distribución de probabilidad a partir de la serie temporal asociada al sistema bajo análisis. Se han propuesto muchos métodos para una estimación adecuada de la misma. Podemos mencionar, sin intentar ser exhaustivos: (i) la frecuencia de aparición (Rosso et al., 2009), (ii) procedimientos basados en amplitud (De Micco et al., 2008), (iii) la dinámica simbólica binaria (Mischaikow et al., 1999), (iv) análisis de Fourier (Powell y Percival, 1979), y (v) la transformación por medio de onduletas o *wavelets* (Rosso et al., 2001), entre otros. Su aplicabilidad depende de las características particulares de los datos, tales como la estacionariedad, la longitud de las series, la variación de los parámetros, el nivel de contaminación por ruido, etc. En todos estos casos aspectos globales de la dinámica pueden ser capturados de alguna manera, pero los diferentes enfoques no son equivalentes en su capacidad para discernir todos los detalles físicos pertinentes.

Los métodos para el análisis simbólico de series temporales discretizan la serie y la transforman en una secuencia de símbolos. Estos métodos permiten analizar eficazmente datos con dinámicas no lineales y presentan baja sensibilidad al ruido (Keller y Sinn, 2005). Una cuestión de cierta importancia es la de determinar si el orden temporal en que aparecen los valores (símbolos) de la serie temporal se considera o no. Si se tiene en cuenta el orden de aparición, se dice que la información causal se ha tenido en cuenta. Si se limita a asignar un símbolo \mathfrak{S} del alfabeto finito \mathfrak{A} a cada valor de la serie temporal, la serie simbólica se considera no causal. Es decir la función de densidad de probabilidad extraída no tendrá ninguna información causal. La técnica habitual para este último caso es el histograma de frecuencias. La información causal puede ser incorporada en el proceso de construcción que produce P si un símbolo de un alfabeto finito \mathfrak{A} se asigna a la porción en lugar de una trayectoria (phase-space), es decir, se le asignan “palabras” a cada porción de trayectoria. La metodología Bandt y Pompe (2002), en adelante BP, para la extracción de una función de densidad de probabilidad a partir de una serie temporal corresponde con el tipo causal de la asignación

Las “Particiones” se conciben comparando el orden de los valores relativos vecinos en lugar de mediante el prorratio de amplitudes de acuerdo a los diferentes niveles. La secuencia de símbolo apropiado surge de forma natural a partir de la serie temporal. No se necesitan suposiciones basadas en modelos econométricos.

Dada una serie de $\mathcal{S}(t) = \{x_t; t = 1, \dots, N\}$, una longitud del patrón $D > 1$ ($D \in \mathbb{N}$), y una frecuencia de muestreo τ ($\tau \in \mathbb{N}$), el patrón de Bandt y Pompe considerado es aquel generado por:

$$s \mapsto (x_s, x_{s+\tau}, \dots, x_{s+(D-2)\tau}, x_{s+(D-1)\tau}), \quad (2.28)$$

A cada s , la metodología de BP asigna un vector de dimensión D que resulta de la evaluación de la serie temporal en los momentos $s, s + \tau, \dots, s + (D - 2)\tau, s + (D - 1)\tau$. Es claro que cuanto mayor sea el valor de D , más información sobre “el pasado” se incorpora en el patrón. BP construyen a partir del patrón hallado en la serie temporal un patrón ordinal, ordenando de forma creciente los valores hallados en cada patrón. El vector s hallado se convierte entonces en un símbolo. Dado que se trata de ordenar en forma creciente D elementos, existen $D!$ formas de disponerlos. La distribución de probabilidad emerge naturalmente contando la frecuencia de aparición de dichos patrones ordinales.

A fin de ilustrar el método de BP, consideremos el siguiente ejemplo: sea una serie temporal con siete elementos ($N = 7$), cuyos valores son $\{4, 7, 9, 10, 6, 11, 3\}$. Evaluamos la serie de acuerdo al método BP para $D = 4$ y $\tau = 1$. La terna $(4, 7, 9)$ y $(7, 9, 10)$ representa el patrón $\{012\}$ porque los valores son crecientes. En cambio las ternas $(9, 10, 6)$ y $(6, 11, 3)$ corresponden a $\{201\}$, mientras que $(10, 6, 11)$ es el patrón $\{102\}$. Por tanto, la probabilidad asociada a los 6 patrones son: $p(\{012\}) = 2/5$, $p(\{201\}) = 2/5$, $p(\{102\}) = 1/5$, $p(\{021\}) = p(\{120\}) = p(\{210\}) = 0$.

Una revisión de las principales aplicaciones a los campos de las ciencias económicas y las ciencias biomédicas se puede ver en Zanin et al. (2012).

Una de las ventajas que ofrece esta técnica es que permite generar una escala o ránking de eficiencia. Es decir, a diferencia de los métodos estudiados anteriormente, en las cuales se valida o invalida la HME, aquí se puede generar un intervalo de eficiencia de diferentes instrumentosso bajo estudio.

Una limitación que tiene esta técnica es que es muy intensiva en el uso de datos. Por tanto se necesita una serie suficientemente larga (al menos mil observaciones) para poder tener estimadores consistentes.

Rosso et al. (2007) mostraron que el PCCE es capaz de detectar los detalles esenciales de la dinámica y diferenciar diferentes grados de periodicidad y caos. Así, esta representación cartesiana ha sido recientemente utilizada con éxito y ha demostrado ser una práctica y robusta manera de discriminar

las correlaciones lineales y no lineales presentes en los mercados de acciones (Zunino et al., 2010b), productos básicos o commodities (Zunino et al., 2011), bonos soberanos (Zunino et al., 2012) y bonos corporativos (Bariviera et al., 2013b).

Utilizando esta técnica Zunino et al. (2012) analizan la eficiencia informativa de índices de bonos soberanos mediante el PCCE. Dicha representación permite discriminar gráficamente el comportamiento estocástico de índices de países emergentes y desarrollados, y dentro de estos últimos, aquellos que corresponden a la Unión Europea. Además este estudio encontró una correlación significativa entre la entropía de las permutaciones, el nivel de desarrollo económico (medido en términos del PIB) y el tamaño de mercado (medido por medio de la capitalización). En el artículo de Bariviera et al. (2013a) se relacionan los niveles de eficiencia informativa reflejados en el PCCE con los ratings o calificaciones de crediticias asignadas por las calificadoras Moody's y Standard & Poors. Los resultados apuntan a una correlación positiva entre eficiencia y calificación crediticia. En el caso de Bariviera et al. (2013b), el estudio de la eficiencia informativa mediante el PCCE está dirigido a detectar las alteraciones en la eficiencia de series temporales de bonos corporativos, producidos por fenómenos como la crisis económica del 2008 y el procesos de integración económico y monetario europeo.

2.6. Desafíos teóricos a la HME

Jensen (1978) afirmó que no hay otra proposición en economía que tenga más sólida evidencia empírica a su favor que la HME. Esta afirmación, quizás, era cierta en aquel momento. Empero, los trabajos empíricos surgidos en la década de 1980 enturbian su validez. En particular, se puso en duda el supuesto de racionalidad de los inversores. La formación de expectativas podría ser no Bayesiana. Posiblemente uno de los desarrollos teóricos que desafía con más solidez el supuesto de racionalidad es Kahneman y Tversky (1979), con el desarrollo de la teoría de loterías, ya que demuestran que el comportamiento real de los individuos difiere del que suponen los modelos económicos. En particular en diversos trabajos estos autores muestran cómo la forma en la que se plantea una pregunta, puede inducir a diferentes respuestas, aunque la decisión de fondo sea la misma. Asimismo confirmaron la paradoja de Allais (1953), indicando que las preferencias de los individuos no cumplen necesariamente la propiedad transitiva. Posteriormente, se desarrolló una corriente llamada finanzas del comportamiento o *behavioral finance* que recoge el guante de la teoría de las loterías y relativiza los supuestos del aprendizaje bayesiano y del agente racional maximizador de utilidad esperada.

El impacto de factores psicológicos en los mercados ha sido argumentado en numerosas ocasiones. A continuación se presenta varios trabajos que analizan dicho impacto.

2.6.1. Finanzas del comportamiento

Las finanzas del comportamiento o *behavioral finance* constituyen un nuevo enfoque sobre los mercados financieros. Mediante la introducción de teorías conductuales³³, desarrolladas a partir de la psicología cognitiva, tratan de explicar las desviaciones a la teoría financiera ortodoxa. Esto tiene el problema de un potencial *theory dredging*³⁴. Por tanto, para afirmar la habilidad predictiva de la *behavioral finance* se deberían utilizar datos fuera de la muestra (*“out of sample”*). Es decir, a partir de las observaciones sobre un determinado conjunto de datos, se debe evaluar el poder predictivo de la teoría sobre un conjunto de datos independiente.

En términos generales, Barberis y Thaler (2003) argumentan que algunos fenómenos financieros pueden ser entendidos mejor utilizando modelos en los cuales algunos agentes no son completamente racionales. La mayoría de los modelos de valuación suponen un ambiente de expectativas racionales, que tal como afirma Sargent (1993), no sólo supone racionalidad individual sino también consistencia en las creencias de los agentes³⁵. Consistencia significa que, a fin de proyectar las realizaciones futuras de la variable aleatoria, los agentes utilizan la función de distribución de probabilidad correcta. Para que esto sea cierto, no solo los agentes deben actualizar su información en forma correcta (mediante la ley de Bayes), sino que deben tener suficiente información acerca de la estructura de la economía para poder deducir la distribución acertada de la variable aleatoria a estimar. En forma específica, los modelos de *behavioral finance* suponen o bien que los agentes no actualizan sus preferencias en forma bayesiana o bien que sus preferencias son incompatibles con la noción de la utilidad esperada subjetiva. En cierto modo, la *behavioral finance* intenta añadir un elemento más ‘humano’ a las finanzas, donde el sujeto maximizador de utilidad no siempre funciona. Quizás uno de sus mayores hallazgos es que en diversos trabajos se demuestra que la interacción entre agentes racionales e irracionales no es indiferente para el

³³Las teorías conductuales describen un conjunto (aparentemente no acotado) de sesgos psicológicos de los agentes económicos.

³⁴Fama (1991) utiliza el término *theory dredging* para describir la práctica de sobre-especificar (o forzar el acomodo de) las observaciones a las teorías. Es, en palabras de Sherlock Holmes: *“It is a capital mistake to theorise before one has data. Insensibly one begins to twist facts to suit theories, instead of theories to suit facts”* (*A Scandal in Bohemia*, Sir Arthur Conan Doyle, 1910)

³⁵Es importante destacar que la diferencia de opinión por sí solo, en el sentido planteado por Varian (1985) no produce un alejamiento significativo del modelo de expectativas racionales. Más bien, el problema está en la consistencia.

equilibrio del mercado. La irracionalidad de ciertos agentes puede tener un efecto sustantivo y duradero en los precios de los activos.

2.6.1.1. Teoría prospectiva

A pesar de que Lichtenstein y Slovic (1971) cuestiona el comportamiento de aprendizaje Bayesiano, no es hasta finales de la década de 1970 cuando, en una serie de artículos Kahneman y Tversky (1979) y Tversky y Kahneman (1986), entre otros, se realizan una crítica a la teoría de la utilidad esperada como modelo normativo de toma de decisiones en un contexto de incertidumbre. La crítica se basa en que la teoría de la utilidad esperada no resiste la prueba experimental³⁶.

Los cuestionamientos al esquema de la utilidad esperada presentan dos aspectos. Por una parte se cuestiona que los individuos tengan un aprendizaje Bayesiano, es decir que realicen un uso consistente de las probabilidades condicionadas, cambiando su posición en base a nueva información. Por otra parte, desde el punto de vista de la psicología cognitiva, se cuestiona la capacidad de los seres humanos para procesar percepciones y realizar juicios. En particular, se destaca la diferencia de elección dependiendo de la forma en que se plantea la alternativa.

Kahneman y Tversky (1979) encuentran que las preferencias reveladas a través de encuestas no son consistentes con la teoría, ni en el caso de loterías positivas ni negativas. En general se muestra que los resultados seguros están sobreponderados, en proporción a los resultados inciertos y hace que se refuerce la aversión al riesgo en caso de ganancias y la propensión al riesgo en caso de pérdidas. Así, en el caso de loterías de ganancia, el efecto certeza contribuye a una preferencia de la aversión al riesgo, que hace que se prefiera una ganancia segura a una ganancia esperada más grande. En el caso de loterías de pérdida, el mismo efecto contribuye a una preferencia al riesgo, haciendo que se prefiera una pérdida esperada más grande a una pérdida segura más pequeña. En el caso de decisiones múltiples, los agentes económicos parecen descartar los elementos comunes que tienen las distintas estrategias, llegado a resultados inconsistentes, cuando se presentan las mismas alternativas en diferente forma. También la teoría prospectiva o *prospect theory* establece una función de valor (utilidad) definida en base a desviaciones de un punto de referencia, cóncava para las ganancias y convexa y con pendiente mayor para las pérdidas. La teoría de Kahneman y Tversky (1979) podría llegar a explicar la motivación de los operadores que actúan en base a ruido y no en base a la información en el sentido descrito en

³⁶La teoría de la utilidad esperada ya había sufrido su primera crítica teórica con la llamada paradoja de Allais (1953), ya que las preferencias de los individuos no necesariamente cumplen la propiedad transitiva. Es decir, sus resultados son inconsistentes con sus predicciones.

2.6. DESAFÍOS TEÓRICOS A LA HME

57

Black (1986).

Arrow (1982) recoge el avance la *prospect theory*, afirmando que:

La extracción de inferencias depende entonces en preconcepciones, las cuales podrían ser verdaderas o falsas. Los psicólogos cognitivos se refieren al encuadre de las preguntas, el efecto de la forma en la cual se las formula en las repuestas

Tal como hemos indicado cuando definimos eficiencia, todo cambio en los precios, bajo la HME, deberá estar provocado por un cambio en el conjunto de información. Arrow (1982) dice: “parece intuitivamente claro que las variaciones diarias en los mercados de futuros y de acciones son excesivas en relación con los cambios diarios en la información”. En una forma similar Shiller (1981) afirma que los precios de las acciones varían más de lo explicado por cambios subsecuentes en dividendos.

Las finanzas del comportamiento centran sus críticas a la HME en la presencia de anomalías que no son corregidas a lo largo del tiempo. Dos ejemplos de estas anomalías son: la paradoja de la prima de las acciones y la predictibilidad de los precios de las acciones.

Mehra y Prescott (1985) identificaron la existencia de una anomalía llamada paradoja de la prima de las acciones (*equity premium puzzle*). Esta anomalía se define como la diferencia entre los rendimientos de las acciones y el tipo libre de riesgo, normalmente identificado con el rendimiento de las letras del tesoro. Mehra y Prescott (1985) estudian el rendimiento anual del índice S&P500 comparado con el rendimiento de las letras del tesoro norteamericano para el período 1889-1978, encontrando una diferencia del 7% entre ambos rendimientos. Esta diferencia parece difícil de explicar dentro del paradigma de valuación neoclásico, ya que requeriría un coeficiente de aversión al riesgo mayor a 30, cuando estimaciones de diversos autores la sitúan alrededor de 1.

Benartzi y Thaler (1995) ofrecen una explicación conductual de esta paradoja, basados en la teoría de loterías y la aversión al riesgo miópica. Esta teoría del comportamiento describe el entorno en el cual los individuos toman las decisiones y cómo enmarcan las decisiones, el horizonte de planeamiento que realizan y la frecuencia con la que reciben la información. El exceso de ponderación del corto plazo (miopía) hace que se realicen reposicionamientos de cartera más frecuentemente de lo que se debería, provocando finalmente rendimientos menores al final de un período largo.

Otra de las críticas a la HME es la evidencia que respalda la hipótesis de predictibilidad de rendimientos, encontrada por Poterba y Summers (1988). Esta predictibilidad había sido explicada ya por De Bondt y Thaler (1985), mediante una estrategia de inversión llamada “contraria”: venta de títulos

que han tenido rendimientos elevados en el pasado (ganadores) y compra de títulos de bajo rendimiento en el pasado (perdedores). La reversión hace que la cartera con títulos perdedores supere en rendimiento a la cartera de títulos ganadores. De Bondt y Thaler (1985) atribuyen esto a un comportamiento irracional de los inversores que denominan *sobrerreacción*. Es decir, los inversores reaccionan en exceso a información basada en precios pasados, informes de resultados, etc. y provocan un *sobrerreacción* en los precios. Sin embargo otros estudios revelan que la *sobrerreacción* puede no ser el resultado de una respuesta irracional. Ball y Kothari (1989) argumentan que durante los períodos que siguen a la formación de una cartera, se producen asimetrías de riesgo entre ganadores y perdedores. Particularmente, las betas de las carteras perdedoras son mayores que las de las carteras ganadoras. Por ello, sugieren que cualquier rendimiento anormal observado para carteras ganadoras o perdedoras son el resultado de cambios en los factores de riesgo relativo y no de un comportamiento irracional.

En la línea crítica de la teoría tradicional de la utilidad esperada, Thaler et al. (1997), establecen el concepto de *aversión al riesgo miópica*. Esto es, la combinación de una sensibilidad mayor a las pérdidas que a las ganancias, y una tendencia a evaluar los resultados en forma frecuente.

De acuerdo Shleifer (2000), en el marco de la *behavioral finance*, las desviaciones de los precios respecto de los valores fundamentales pueden ser significativas y prolongadas en el tiempo y se basa en dos cuestiones. La primera es el *arbitraje limitado*, ya que éste en el mundo real es arriesgado teniendo en cuenta que los precios no convergen a su valor fundamental en forma inmediata. La segunda es el *sentimiento del inverso*. Esto es, cómo los inversores reales forman su opinión y crean sus demandas de títulos. Estas dos cuestiones asociadas pueden ayudar a generar una predicción del comportamiento de los precios de los activos financieros y sus rendimientos.

2.6.1.2. Teorías cognitivas y las limitaciones a las respuestas racionales

A diferencia de la escuela neoclásica, la escuela cognitiva piensa que los individuos realizan juicios sesgados en condiciones de incertidumbre porque tienen un tiempo y unos recursos cognitivos limitados, que los conducen a aplicar *heurísticas*³⁷ (Hirshleifer, 2001). Una *heurística* importante que subyace en muchas teorías conductuales es la *“representatividad”* (Daniel et al. 2002). La *representatividad* puede ser definida como la tendencia de los individuos a clasificar cosas en grupos discretos con elementos de características similares. Kahneman y Tversky (1974) notan que focalizándose en

³⁷Manera de buscar la solución de un problema mediante métodos no rigurosos, como el tanteo, las reglas empíricas, etc.

similaridades, los individuos pueden alejarse del razonamiento Bayesiano en muchos aspectos. Primero, los individuos yerran al considerar probabilidades. Por ejemplo, pueden pensar que una piedra es oro por su color y peso, y al hacerlo no piensan en la baja probabilidad de encontrar oro. Segundo, los individuos fallan en incorporar el tamaño de la muestra o precisión en la información cualitativa en sus clasificaciones y predicciones. Por tanto, pueden creer firmemente que dos empresas tienen perspectivas económicas muy diferentes a pesar de tener una muestra limitada de su performance anterior. Finalmente, en su deseo de mantener distintas categorías, los sujetos que realizan predicciones fallan al no tener en cuenta que es difícil que los eventos extremos se repitan. Por tanto, luego de un período de performance muy buenas, los inversores son propensos a sentirse decepcionados cuando la performance revierte hacia la media. En resumidas cuentas, la representatividad implica que las secuencias de performance pasada hace que el individuo sitúe a una firma en un categoría dada, y forme una expectativa de predicción sesgada sobre performance futura. La importancia de la heurística de la representatividad en la teoría conductual puede ser vista por el número de sesgos. Por ejemplo, el “efecto halo”: los individuos que observan una característica positiva de una firma, se forman expectativas acerca de otras expectativas. La ilusión del cluster o de la “mano caliente”³⁸ hace que individuos, viendo una secuencia de rendimientos repetidos, caractericen incorrectamente los mismos como una tendencia. En consistencia con este sesgo, Sirri y Tufano (1998) encuentran flujos crecientes hacia fondos mutuos con performance pasada muy buena. Lakonishok et al. (1991) citan este sesgo y la tendencia de los inversores a hacer predicciones categóricas para explicar la rentabilidad de las estrategias de inversión contrarias.

Otros sesgos conductuales tienen que ver con la forma en que las categorías representativas se establecen en las mentes de los individuos. Por ejemplo, el sesgo de disponibilidad (Tversky y Kahneman, 1974) tiene que ver con la forma en que los sujetos toman información relevante. De acuerdo al sesgo de disponibilidad conocido como “prominencia” (*saliency*) los eventos más recientes y dramáticos tienen un efecto mayor en los “prejuicios” del sujeto. En forma similar el “contexto” (*framing*), puede determinar como un individuo utiliza información relevante para tomar decisiones (Tversky y Kahneman, 1986).

En base a esto podemos decir que el sesgo de representatividad puede conducir a los inversores a extrapolar incorrectamente tendencias (Daniel

³⁸En baloncesto, los jugadores creen que deben “alimentar la mano caliente”, dando la pelota al jugador que ha encestado un número de tiros seguidos. Sin embargo Gilovich et al. (1985) analizaron los encestes sucesivos de jugadores, demostrando que eran sucesos independientes. Para cada jugador individual, la proporción de bolas encestadas no estaba relacionada con la cantidad de encestes seguidos realizados. Por tanto, la “mano caliente” parece ser una falacia.

et al., 2002). Esta extrapolación puede conducir a reversamientos una vez que las conclusiones incorrectas han sido corregidas. Las teorías conductuales más recientes han intentado en forma más rigurosa de examinar la interacción entre la aceleración y los reversamientos basándose en pensamiento representativo. Por ejemplo, Barberis et al. (1998) explícitamente combinan representatividad con conservadurismo en un modelo donde los inversores intentan predecir los resultados de una firma. La representatividad causa que los inversores clasifiquen la firma en 2 conjuntos basados en su performances: las firmas que siguen la tendencia y las que revierten a la media. Los inversores pueden cambiar su opinión acerca de una firma basado en los resultados observados. Si el patrón es crecimiento sostenido, son más propensos a creer que la firma sigue la tendencia. Si el patrón es volátil, pensarán que la firma es de las que revierte a la media. En realidad puede ser que el propio proceso aleatorio de generación de rendimientos de paseo aleatorio cause estos sesgos predecibles.

En forma consistente con el modelo de Barberis et al. (1998), Tversky y Kahneman (1974) habían notado que la consistencia en los datos pasados afecta la formación de categorías: “La gente tiene más confianza en predecir el promedio final de un estudiante cuyo primer año obtuvo siempre B, que en predecir el promedio final de carrera de un estudiante cuyo primer año incluyó varias A y varias C”. Adicionalmente la importancia de la “prominencia” en la formación de las categorías sugiere que la performance consistente es probable que influya en el juicio del inversor, porque es una información repetitiva y positiva que ha incrementado la “disponibilidad”. Específicamente, lo que sugiere es que si una empresa tiene una performance contable repetitiva, debería tener rendimientos predecibles³⁹.

2.7. La Hipótesis del Mercado Adaptativo

De acuerdo a Farmer y Lo (1999), una de las tendencias más prometedoras en la investigación financiera es la modelización del mercado desde una perspectiva biológica, concretamente dentro de un entorno evolutivo, donde mercados, instrumentos e inversores interactúan y evolucionan dinámicamente de acuerdo a una regla de selección económica. Desde esta perspectiva, los agentes compiten y se adaptan, pero no necesariamente en una forma óptima. Tomando en cuenta los estudios referidos en las secciones anteriores, parece ser que los precios no se comportan de un modo completamente aleatorio. Sin embargo los economistas no están de acuerdo en si este comportamiento constituye o no una violación a la HME.

³⁹En sentido contrario se manifiestan Ball y Watts (1972) que, al igual que Little (1962), encuentran que los resultados contables siguen una submartingala o un proceso estocástico similar.

2.7. LA HIPÓTESIS DEL MERCADO ADAPTATIVO

61

Los modelos psicológicos, citados en la sección anterior focalizan su interés en el modo en que la psicología humana influye el proceso de toma de decisiones, como una explicación a los aparentes desvíos del comportamiento racional. Junto con los modelos basados en el agente (*agent-based models*) pueden aportar una nueva vía de investigación. Estos modelos intentan capturar el proceso de aprendizaje y las dinámicas de los mercados financieros utilizando estructuras más realistas. Si bien los modelos evolutivos todavía están en sus inicios⁴⁰, éstos permiten inferir que las estrategias de los agentes evolucionan y, a medida que éstas evolucionan, los mercados se vuelven más eficientes.

La aplicación de la metáfora evolutiva no es nueva en economía. La teoría Schumpeteriana de ciclos económicos, innovación y destrucción creativa tiene un aire evolucionista. Sin embargo Wilson (1975) fue de los primeros en aplicar los principios de competencia, reproducción y selección natural a las interacciones sociales. Estas ideas han trascendido a los mercados financieros y en el libro de Niederhofer (1997) hay un capítulo titulado “La Ecología de los Mercados”. En dicho capítulo describe a los dealers como hervívoros, los especuladores como carnívoros y los inversores comunes como descomponedores. La idea central de la perspectiva evolutiva es que los individuos no maximizan una utilidad esperada, sino que maximizan la supervivencia de su material genético. El comportamiento de los individuos depende del entorno en que se muevan. Esta teoría evolutiva también se hace eco de la idea de racionalidad limitada desarrollada por Simon (1955). De acuerdo a Lo (2004), los principios sobre los cuales se deriva la Hipótesis del Mercado Adaptativo son:

- Los individuos actúan en su propio interés.
- Los individuos cometen errores.
- Los individuos aprenden y se adaptan.
- La competencia conduce a la adaptación y la innovación.
- La selección natural modela la ecología del mercado.
- La evolución determina las dinámicas del mercado.

Debemos pensar que muchas veces los agentes económicos deben operar en el mercado, independientemente de su visión de la eficiencia, independientemente de los riesgos asociados. Así como una manada de cebras se adentra en la sabana abierta para pastar, aún sabiendo que existen leones al acecho, hay

⁴⁰Según Farmer y Geanakoplos (2008) la caracterización adecuada del comportamiento humano es una parte esencial de la economía en el futuro, aunque de momento sus resultados son difíciles de expresarlos en una forma matemática explícita.

individuos que deben operar, aún sabiendo que hay arbitradorees al acecho. Su comportamiento puede no ser el óptimo, pero será un comportamiento que satisface una necesidad. Por tanto estamos ante comportamientos satisfactorios, aunque no necesariamente óptimos.

Además la visión biológica de los mercados nos permite ampliar el horizonte de investigación. Farmer y Geanakoplos (2008) afirma que, desde un punto de vista biológico, las diferentes estrategias de los individuos no necesariamente serán relaciones de competencia. Al igual que en la naturaleza, algunas estrategias podrán ser relaciones simbióticas. Hasta hace muy poco, no se contaba con información para poner en práctica estas ideas. Sin embargo, las bases de datos que cuentan con información detallada de inversores individuales o corporativos, pueden ser de gran utilidad para avanzar en esta línea.

De este modo, podemos ver que las finanzas no se agotan en el paradigma de la HME. Esta nueva vía de investigación biológica puede permitir, mediante modelos más complejos y con nuevos paradigmas llegar a resultados más satisfactorios, siempre que se pueda sobreponer a las dificultades cuantitativas enunciadas.

2.8. Conclusión

La introducción de la HME hace ya unos cincuenta años fue un avance intelectual importante. Esta hipótesis proveyó de un marco analítico potente para entender el comportamiento de los precios de los activos y fue la responsable de la apertura de una línea de investigación entorno a su validez.

En menos de una década de formulada, la HME parecía tan bien asentada, que Jensen (1978) llegó a afirmar que “no hay otra proposición en economía que tiene evidencia empírica más sólida”. Esta confianza en su solidez no tardó mucho en cuestionarse y en los treinta años siguientes la investigación, apoyada en la abundancia de datos y en una mejor disponibilidad de medios computacionales, comenzó a ver la HME como una proposición de validez objetable.

En algunos aspectos, la evidencia empírica sugiere que la HME da unas respuestas correctas, lo que indica es una aproximación a la realidad, aunque no su más fiel reflejo. Los movimientos de los precios de los activos en el corto plazo son bastante parecidos a un paseo aleatorio, la nueva información se incorpora de manera bastante rápida en los precios y los administradores de fondos no superan al mercado en su conjunto en forma consistente.

Sin embargo, otras situaciones del comportamiento del mercado parecen más difíciles de encajar dentro de la HME. Algunas anomalías parecen bastante robustas, sobreviviendo incluso el testeo en diferentes períodos

2.8. CONCLUSIÓN

63

muestrales y distintas metodologías econométricas. En general los estudios empíricos parecen establecer una cierta relación entre la eficiencia y el grado de desarrollo del mercado. Así, en diferentes artículos citados, se encuentran más violaciones al modelo de paseo aleatorio en mercados emergentes que en los mercados desarrollados (Cajueiro y Tabak, 2004, Zunino et al., 2007, 2008).

Quienes defienden la HME argumentan que muchas de las aparentes violaciones de la hipótesis se deben a una mala definición del modelo de equilibrio, dado que como referimos antes, todo testeo de la HME es la verificación de la hipótesis conjunta de que la HME y el modelo de equilibrio son correctos. Así, bajo esta interpretación, la existencia de rendimientos por encima de lo normal de forma predecible, representa una compensación por riesgo, que está medida de forma incorrecta en el modelo de equilibrio de activos elegido.

También tenemos que tener en cuenta la recomendación de Merton (1987), Black (1986) y Lo y McKinlay (1999), entre otros, que advierten de los riesgos del data mining, que puede llevar a reportar como genuinas violaciones a la HME, lo que en realidad son simples meras variaciones aleatorias, que pueden ser rápidamente borradas una vez incorporados los costes de transacción⁴¹. Asimismo Kim et al. (1991) advierte sobre la sensibilidad que los distintos tests llevados a cabo tienen respecto a la elección de los diferentes índices, medidas de rendimientos y a la frecuencia de los datos. Esto ha quedado en evidencia cuando los estudios sobre un mismo mercado arrojan resultados contrapuestos.

Sin dudas lo que parece poner más en cuestionamiento la HME es el desmarque del precio de los activos con respecto a su valor fundamental. Es sobre este tipo de desalineamientos que la *behavioral finance* ponen su énfasis explicativo.

El crack bursátil de 1987, la burbuja de las “punto.com” a fines de los noventa (y la posterior explosión de la burbuja), así como la más reciente expansión del mercado bursátil e inmobiliario que culminó en la crisis *sub-prime*, son ejemplos de cómo las valuaciones del mercado que se alejaron en forma consistente de sus valores fundamentales. Estos fallos explicativos de la HME han minado, en cierto modo la credibilidad de la misma.

Creemos que la HME es un punto de partida relevante para pensar sobre el modo de formación de precios en un mercado. Sin embargo, la experiencia de cuatro décadas de investigación empírica sugiere que esta hipótesis no ex-

⁴¹En particular, hasta bien entrada la década de 1990, las acciones del NYSE se negociaban en precios que variaban en octavos de dólar. De este modo, una diferencia de un tick (un octavo de dólar) en el margen bid-ask para una acción que cotice a 50 dólares representa 0,25 %. Este porcentaje haría desaparecer, sin lugar a dudas, muchas (sí no todas) oportunidades de ganancias extraordinarias.

plica totalmente algunos sucesos importantes del mercado. Si bien el avance empírico ha hecho mucho para poner al descubierto las debilidades de la HME, consideramos que se debería avanzar en un cuerpo teórico alternativo que pueda incluir los comportamientos de los mercados que hoy vemos como anómalos. Como afirma Shiller (2006), “lo que ofrece la *behavioral finance* puede ser pensado, en efecto, como la salvación de las finanzas neoclásicas. Poniendo las finanzas neoclásicas en su correcta perspectiva, deviene posible aplicar ese modelo de manera mucho más constructiva”. En este sentido tanto la *behavioral finance* como la Hipótesis del Mercado Adaptativo, pueden ser opciones teóricas válidas, aunque todavía les falte un poco de madurez y cohesión interna.

Finalmente, estamos convencidos que, dado que la disponibilidad de datos y la frecuencia de los mismos es cada vez mayor, el uso de nuevas técnicas estadísticas permitirán extraer nueva información sobre las características intrínsecas de las series temporales.

Capítulo 3

Análisis Empírico

3.1. Introducción

En este capítulo presenta las publicaciones que se realizaron en el desarrollo de la tesis. Se tratan de cuatro artículos publicados en revistas internacionales con referato e incluidas en el *Web of Science* y en *Scopus*. A lo largo de estos cuatro artículos se desarrollan los objetivos de la tesis, aplicando diferentes técnicas cuantitativas que serán analizadas en cada uno de los apartados siguientes.

3.2. Eficiencia y liquidez

El primer artículo de esta tesis, titulado *The influence of liquidity on informational efficiency: The case of the Thai Stock Market*, fue publicado en noviembre de 2011 en la revista *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*¹.

El presente ensayo analizó la eficiencia informativa, medida por medio del exponente de Hurst, del mercado de acciones de Tailandia. La presencia de memoria de largo plazo en un mercado financiero resulta más llamativa que la de corto plazo, ya que, para explotar económicamente patrones de negociación que surgen de la memoria de corto plazo se necesita una negociación muy activa y frecuente. Esta negociación frecuente hace que, una vez considerados los costes de transacción, desaparezcan los rendimientos extraordinarios.

En cambio, si un mercado exhibe memoria de largo plazo, algunos inversores institucionales que operan fundamentalmente en horizontes amplios

¹ *Science Citation Index* IF 1,722 cuartil 2
SCImago Lab (Scopus) SJR 0,733 cuartil 2

(por ejemplo, los fondos de pensión) podrían obtener rendimientos superiores que en una estrategia *buy-and-hold*.

La elección del mercado tailandés se debió fundamentalmente a dos razones: (i) ofrecía una extensa serie temporal y (ii) contaba con el volumen de transacciones realizado por inversores extranjeros.

El objetivo de este primer artículo ha sido analizar la evolución de la memoria de largo plazo y su relación con la liquidez. Las contribuciones son por un lado, explorar empíricamente un mercado que no ha sido estudiado en detalle anteriormente por la literatura; por otro lado relacionamos la evolución de la memoria de largo plazo con distintos *proxies* de liquidez mediante tests no paramétricos.

Los rendimientos diarios del mercado de acciones tailandés sigue la pauta común de muchos mercados, cuyas series temporales tienen una elevada curtosis, una leve asimetría y una marcada no normalidad en su distribución.

En el artículo se ha calculado el exponente de Hurst de acuerdo al método tradicional desarrollado por Hurst (1951) y la versión conocida como *Detrended Fluctuation Analysis* (DFA), desarrollada por Peng et al. (1994). Tal como fue explicado en la Sección 2.5.3.8, esta última forma de cálculo resulta una mejor medición de la memoria de largo plazo ya que evita la contaminación del estimador por perturbaciones de corto plazo.

A fin de observar el carácter dinámico y variante en el tiempo de la eficiencia informativa hemos utilizado un conjunto de ventanas móviles de datos y hemos calculado el exponente de Hurst para cada una de dichas ventana. Se obtuvieron 8283 exponentes de Hurst. Las estimaciones realizadas con el método R/S arrojan una media superior a las estimaciones realizadas con el método DFA, ya que, como hemos dicho anteriormente, este último método depura la influencia de las correlaciones de corto plazo.

Asimismo, hemos relacionado los niveles de eficiencia informativa con diversos estimadores de liquidez y de presencia de inversores extranjeros.

En nuestro trabajo hemos seleccionado tres variables que actúan como indicadores de liquidez: la capitalización de mercado, el volumen promedio diario de negociación y el volumen negociado por parte de operadores extranjeros. Hemos considerado interesante tomar en cuenta las actividades de los inversores extranjeros, ya que consideramos que podrían incorporar la información adicional en el mercado. Mediante esta variable, sería posible explorar si la presencia de inversores extranjeros afecta a la eficiencia del mercado.

Para evaluar la relación entre la eficiencia informativa (medida por el exponente de Hurst) y la liquidez (medida por las variables citadas en el párrafo anterior) se utilizaron los tests de correlación no paramétricos de rho de Spearman y tau de Kendall. La elección de estos métodos no paramétricos

3.2. EFICIENCIA Y LIQUIDEZ

67

se debió a la no normalidad de los datos.

Se obtuvieron dos resultados principales:

- Existe una relación débil, pero estadísticamente significativa, entre eficiencia y liquidez, medida tanto mediante la capitalización como por el volumen de negociación diaria.
- La negociación realizada por los inversores extranjeros no tiene una correlación significativa con la eficiencia. Esto podría indicar que los inversores extranjeros no tienen mejor información que los inversores locales.



Contents lists available at SciVerse ScienceDirect

Physica A

journal homepage: www.elsevier.com/locate/physa



The influence of liquidity on informational efficiency: The case of the Thai Stock Market

Aurelio Fernández Bariviera*

Department of Business, Universitat Rovira i Virgili, Av. Universitat 1, 43204 Reus, Spain

ARTICLE INFO

Article history:

Received 1 March 2011
Received in revised form 13 June 2011
Available online 2 August 2011

Keywords:

Long-range dependence
Thailand
Hurst's exponent
Detrended fluctuation analysis

ABSTRACT

The presence of long-range memory in financial time series is a puzzling fact that challenges the established financial theory. We study the effect of liquidity on the efficiency (measured by the Hurst's exponent) of the Thai Stock Market. According to our study, we find that: (i) the R/S method could generate spurious long-range dependence, giving the DFA method more reliable estimates of the Hurst's exponent and (ii) there is a weak relationship between market capitalization and the efficiency of the market, and that the latter is not significantly affected by the presence of foreign investors.

© 2011 Elsevier B.V. All rights reserved.

1. Introduction

The efficient market hypothesis (EMH) has been shrouded in controversy almost from its inception. The first clue of what can be called “a prototheory of efficient markets” can be found in Ref. [1], where the price of an option was related to its expected payoff, so that traders engage in a fair game. This work remained outside the economics literature until it was published in Ref. [2]. The pathbreaking model in Ref. [1] used an arithmetic brownian motion to explain the behavior of speculative prices, having as a drawback that prices can become negative. This model was enhanced in Ref. [3] which uses a geometric brownian motion, avoiding, thus, the negativity problem.

The traditional definition of informational efficiency is in Ref. [4] and corresponds to a market where prices fully reflect all available information. Therefore, the key element in assessing efficiency is to determine the information set against which prices should be tested. Following Refs. [5,6] classify informational efficiency into three broad categories, depending on the information set that conveys signals to prices. The first category is weak efficiency, where stock prices reflect all the information contained in the history of past prices. The second category is semi-strong efficiency, where the information set is all public known information. Finally, the third category is strong efficiency, where prices reflect all kinds of information, public and private. Although it may seem, at first sight, a sign of irrationality, random changes in stock prices reflect the quest of rational investors to catch mispriced securities in the market.

A corollary of the EMH is the absence of arbitrage opportunities, since the information sets of the different investors tend to be the same. In an attempt to relax such strict assumptions, Grossman and Stiglitz [7] expand the concept of efficiency, arguing that when information is costly, prices will reflect the information of informed individuals, but only partially, so that information gathering is rewarded.

The presence of long memory is even more disturbing for the EMH rather than the presence of short memory. The reason for this is because exploiting short memory patterns usually implies a very active trading strategy and superior returns derived from it can disappear due to transaction costs. However, if a market exhibits long memory, some institutional

* Tel.: +34 977759833; fax: +34 977759810.
E-mail address: aurelio.fernandez@urv.net.

investors, e.g. pension funds, can earn consistent higher returns than in a buy-and-hold strategy. An important part of the literature consider the presence of long memory as an stylized fact of financial time series in both developed and developing markets. In fact, [8] finds evidence of long and intermediate memory in time series of some individual stocks on the New York Stock Exchange. The analysis made by Ref. [9] finds long memory in the daily returns of the Athens Stock Exchange. Regarding emerging markets, [10] finds considerable serial correlation in emerging markets in addition to long memory. This contrasts with developed markets, where serial auto-correlation is negligible. This argument is reinforced by Ref. [11], who finds long-range dependence in the time series of index returns of 10 transition economies in central and east Europe. Cajueiro and Tabak [12] studies the Chinese stock market and finds that liquidity plays a role in explaining the evolution of the Hurst exponent. Additionally Ref. [13] finds that specific variables of Brazilian firms can explain partially long-range dependence.

The aim of this paper is to analyze the evolution of the long memory in the Thai Stock Market. In particular, we are interested in analyzing the effects of liquidity in long range dependence. This article contributes to the literature on EMH in two important aspects. In the first place, the data set is up to date (December 2010), and has not been covered by previous studies on the Thai market. In the second place, the paper studies the evolution of long-range memory and links it with changing levels of liquidity by means of non-parametric tests.

The paper is organized as follows. In the next section we introduce the Hurst's exponent as a measure for long-range dependence. Section 3 presents the data and methodology that will be used in this paper. Section 4 exposes the empirical results. Finally, Section 5 draws the main conclusions.

2. Long range dependence

One of the most common and classic measures of long-range dependence was proposed by Ref. [14]. The Hurst's exponent H characterizes the scaling behavior of the range of cumulative departures of a time series from its mean. There are several methods (both parametric and non parametric) to calculate the Hurst exponent. For a survey on the different methods for estimating long range dependences see Refs. [15,16]. Among these methods there is the R/S analysis, used in Refs. [14,17]. This method uses the range of the partial sums of deviations of a time series from its mean, rescaled by its standard deviation. If we have a sequence of continuous compounded returns $\{r_1, r_2, \dots, r_\tau\}$, τ is the length of the estimation period and \bar{r}_τ is the sample mean, the R/S statistic is given by

$$(R/S)_\tau \equiv \frac{1}{s_\tau} \left[\max_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) \right] \quad (1)$$

where s_τ is the standard deviation

$$s_\tau \equiv \left[\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau)^2 \right]^{1/2}. \quad (2)$$

Hurst [14], found that the following relation

$$(R/S)_\tau = (\tau/2)^H \quad (3)$$

is verified by many time series in natural phenomena. The use of the R/S analysis in economic time series was pioneered by Ref. [18], and became very popular with the development of econophysics.

In a recent paper, Serinaldi [19] makes a review on the use and misuse of different estimation methods of the Hurst exponent, concluding that an inappropriate application of the estimation method can lead to incorrect conclusions about the persistence or anti-persistence of financial series. In this sense, Peng et al. [20] develops a method call Detrended Fluctuation Analysis (DFA) that is more appropriate when dealing with nonstationary data. As recognized by Ref. [21], this method avoids spurious detection of long-range dependence due to nonstationary data. The algorithm is described in detail in Ref. [22].

There are other alternatives to assess the evolution of efficiency. Rosso et al. [23] introduced the complexity-causality plane in order to discriminate between Gaussian from non-Gaussian processes. Zunino et al. [24] shows that this innovative approach results very useful to distinguish the stage of stock market development. In particular it allows to quantify the influence of two sources of inefficiency that are present in the underlying stochastic process: long-range correlation and fat tails. In Ref. [25], the application of the complexity-entropy causality plane was extended to the study of the efficiency of commodity prices. This method reveals that it is not only useful to produce a ranking of efficiency of different commodities, but it also allows to identify periods of increasing and decreasing randomness in the price dynamics. This analysis has important implications in economic policy decisions.

3. Data and methodology

We calculate the Hurst's exponent for the daily returns of the Bangkok S.E.T. Price Index form May 1975 until December 2010. The continuous compounded return r_t is computed as follows:

$$r_{t+1} = \ln \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right) 100. \quad (4)$$

Table 1
 Descriptive statistics, 1975–2010.

Statistic	r_t	$H_{R/S}$	H_{DFA}
N	9307	8283	8283
Mean	0.0252	0.6663	0.5796
Median	0.0000	0.6685	0.5752
Max.	11.3495	0.7063	0.7728
Min.	-16.0633	0.6259	0.3985
Std. dev.	1.4472	0.0165	0.0516
Skewness	-0.0755	-0.1690	0.3816
Kurtosis	12.4492	2.1473	4.4917
Jarque–Bera	34637.97	290.3640	968.9313

Since stock returns can exhibit not only long memory but also short memory, we filter returns (when using the R/S method) in order to deparure the latter effect. The filter we use, following Ref. [26], is an AR(1)–GARCH(1,1) model, very common in financial econometrics. This filter reduces the effect of short dependence using an autoregressive term and making the conditional variance to depend on previous innovations. Explicitly, the model is:

$$r_t = c + \phi r_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$h_t = \bar{\omega} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}. \quad (6)$$

Table 1 tells us about an excess of kurtosis in the data under analysis, which is a stylized fact in many financial time series (see Ref. [27]). Consequently, we make the residuals to follow a t distribution, since it allows more leptokurtic distributions. We also compute the Hurst's exponent using the DFA method.

Following Refs. [26,28], we use a four year sliding window (1024 datapoints) to assess the evolution through time of the Hurst's exponent. The rolling sample approach works as follows: we compute the Hurst's exponent for the first 1024 filtered returns, then we discard the first return and add the following return of the time series, and continue this way until the end of data. Thus, each H estimate is calculated from data samples of the same size. The last H estimate covers the period from January 30 2007 until 31 December 2010.

All data used in this paper was taken from DataStream, except the data for foreign trading that was directly downloaded from the Bangkok Stock Exchange website.

4. Results

In Table 1 we present the descriptive statistics of the time series. In particular we can highlight the presence of large kurtosis and left skewness in returns, which cause the non-normality reported by the Jarque–Bera statistic. The histogram and normal distribution of the returns are depicted in Fig. 1. We can observe that extreme events are more frequent than predicted by a normal distribution. This distribution of returns is line with other studies in worldwide stock markets.

As stated in the previous section, we computed the Hurst exponent for the rolling sample using the R/S and DFA methods. We obtained 8283 Hurst's exponents. We can observe in Fig. 3 that during all the period under analysis the H estimate is above 0.5, reflecting a persistent behavior. The estimates of the Hurst's exponent using the R/S method are larger than those computed by the DFA method. It is likely that non-stationarities in data produce spurious long-range correlation. In this sense, we believe that DFA method is more reliable. However, the Thai market is becoming more efficient, since we observe a downward trend in the rolling estimations. The distribution of the H estimate gives a non-normal and leptokurtic distribution (see Fig. 2).

The flight toward efficiency seems to speed up after the Asian crisis of 1997 (see Fig. 3). We would like to explore if this shift toward efficiency is due to variations in liquidity and/or the presence of foreign investors in the Thai market.

Cajueiro and Tabak [29] studies the Hurst exponent of three stock markets and finds that liquidity (using market capitalization as a proxy) can be used to rank the degree of efficiency. We would like to validate this conjecture by studying jointly the evolution of both Hurst's exponent and liquidity through time for a single market.

In our paper we select three variables that act as proxies for liquidity: market capitalization, average daily turnover and foreign trading. The market capitalization of a stock exchange reflects the comprehensive value of the market at a given date, i.e. total number of issued shares multiplied by their respective prices. The average daily turnover is calculated by dividing the total value of share trading by the number of trading days during the period. The foreign trading reflects the activity of foreign investors in the Thai market. In our case we consider the aggregate of buying and selling activities of foreign investors, since we consider that both activities impel information into market. We select market capitalization since it is a broad measure of market liquidity and was used in Ref. [29]. However, we believe that the average daily turnover gives better and more precise information about the trading activity and liquidity in a given market. In addition we include the foreign trading data since we would like to explore if the presence of foreign investors affects the efficiency of the market.

Since liquidity proxies are expressed in monthly basis, we average all Hurst exponents with estimation period beginning in the same month, in order to have an estimate of the Hurst exponent for each month of the period under analysis. Using this process, we have 205 Hurst's estimates.

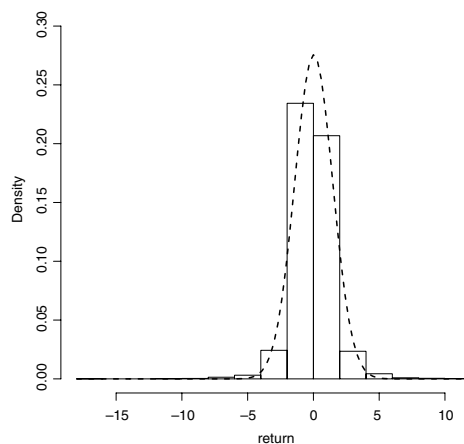


Fig. 1. Histogram of SET returns 1975–2010.

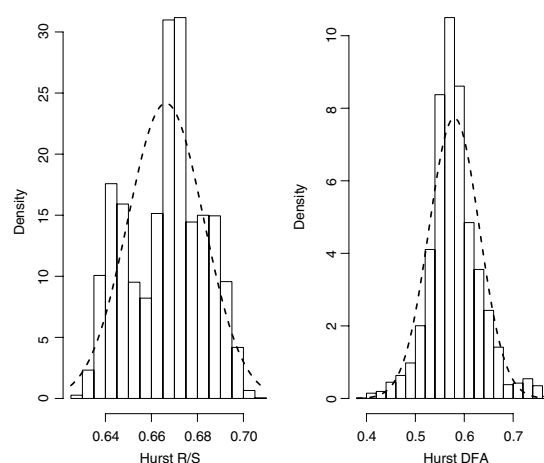


Fig. 2. Histogram of the Hurst exponent over time, computed using the R/S and DFA methods.

To assess the relationship between efficiency and liquidity we use two non-parametric measures of statistical dependence: Spearman's rho and Kendall's tau rank correlation coefficients. The selection of these correlation measures are based on their simplicity, although recognizing that the Detrended Cross-Correlation Analysis (DCCA) developed by Refs. [30,31] could be more appropriate to estimate cross-correlation with non-stationary data.

In spite of the fact that we compute the evolution of the Hurst exponent since 1975, due to a lack of availability of data we can assess the relationship of efficiency and liquidity only since 1990. We compute the correlation between the Hurst exponent and market capitalization/average daily turnover for monthly data between January 1990 and January 2007, when the last rolling sample for the calculation of the Hurst exponent begins. In the case of the correlation between the Hurst exponent and foreign trading, the period is reduced to January 1995–January 2007, due to a lack of previous data on this liquidity proxy.

We present our results in Tables 2 and 3 and Fig. 4. If we consider the estimations made by means of the R/S method, we can observe that there is a statistically significant relationship, albeit weak, between market and liquidity, as measured by either market capitalization or average daily turnover. This relation is in the expected direction: Hurst exponent and liquidity are negatively correlated. Actually, the correlation with the daily average turnover is stronger than with capitalization. This result is not surprising since the former captures more closely the trading floor activity than the latter. One remarkable thing is that foreign trading is not significantly related to the degree of efficiency. This means that foreign investors do not have a better information set than local investors.

4430

A.F. Bariviera / Physica A 390 (2011) 4426-4432

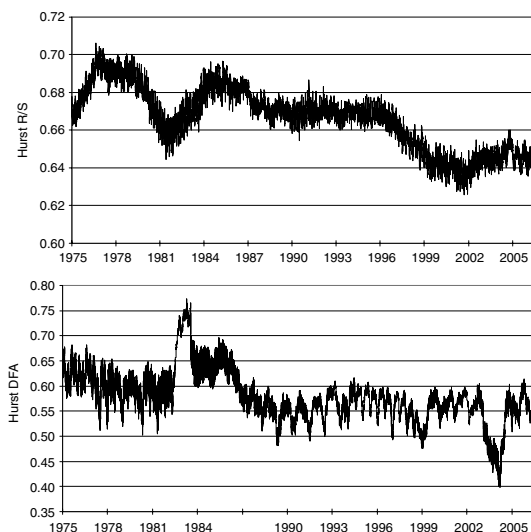


Fig. 3. Evolution of the Hurst exponent over time, computed using the R/S and DFA methods.

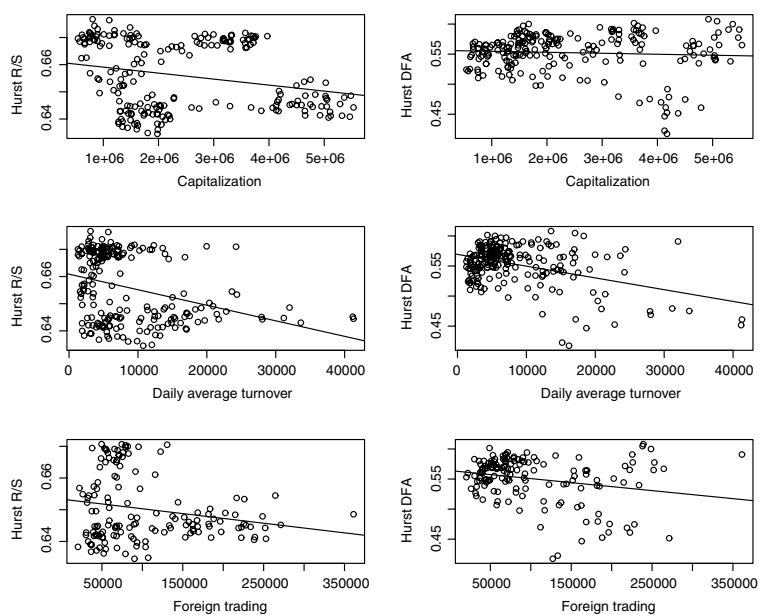


Fig. 4. Correlation between liquidity proxies and Hurst exponent calculated by R/S and DFA methods.

When we analyze the correlation using the estimates of the Hurst's exponent using the DFA method, the conclusions are slightly different. On the one hand, market capitalization is positively correlated with the Hurst exponent. This result implies that an increase in market size (measured by the capitalization) does not reduce the inefficiency. On the other hand, neither average daily turnover, nor foreign trading significantly influences the levels of efficiency.

According to our results, changes in efficiency only partially respond to changes in liquidity, indicating that either there may be other variables that influence efficiency or the liquidity proxies chosen in this paper do not reflect it as accurately as expected.

Table 2
 Nonparametric rank correlation between Hurst exponent computed using the *R/S* method and liquidity proxies.

Variable	Method	N	Value	Probability
Market capitalization	Kendall's tau-b	205	-0.161	0.001
	Spearman's rho	205	-0.256	0.000
Average daily turnover	Kendall's tau-b	205	-0.171	0.000
	Spearman's rho	205	-0.284	0.000
Foreign trading	Kendall's tau-b	145	-0.027	0.632
	Spearman's rho	145	-0.047	0.574

Table 3
 Nonparametric rank correlation between Hurst exponent computed using the DFA method and liquidity proxies.

Variable	Method	N	Value	Probability
Market capitalization	Kendall's tau-b	205	0.091	0.053
	Spearman's rho	205	0.119	0.088
Average daily turnover	Kendall's tau-b	205	-0.049	0.300
	Spearman's rho	205	-0.086	0.218
Foreign trading	Kendall's tau-b	145	-0.082	0.143
	Spearman's rho	145	-0.138	0.099

5. Conclusions

This paper sheds light on the variables that affect efficiency. In particular, we study the evolution over time of the Hurst's exponent as a measure of long-range memory, using the *R/S* and DFA methods. We link the evolution of efficiency with market capitalization, average daily turnover and foreign trading. Using the *R/S* method, we detect an statistical significant, albeit weak, negative relation between the Hurst's exponent and market capitalization and the daily turnover. On the other hand, the relation between the Hurst's exponent and foreign trading is not statistically significant, reflecting that foreign investors neither have better information nor can influence in the level of efficiency of the Thai market. Using the DFA method, the conclusions are different. We detect a positive correlation between the Hurst exponent and market capitalization, and a negative (albeit not significant) correlation between the average daily turnover and foreign trading. The divergent conclusions could be due to the improper use of the *R/S* analysis under the presence of non-stationary data. In both cases the correlation between the efficiency and liquidity proxies is weak, indicating that either there may be other variables that influence efficiency or the liquidity proxies are not appropriate. Our results cannot be extrapolated to other markets and we understand that more research on this topic should be conducted for different stock markets in order to validate the possible causes of long-range dependence.

Acknowledgments

The opinions expressed in the paper do not necessarily reflect those of Universitat Rovira i Virgili. I am very grateful to three anonymous reviewers, whose comments and suggestions helped to improve an earlier version of the paper. Any remaining errors, however, are mine alone.

References

- [1] L. Bachelier, Théorie de la spéculation, *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure* (1900).
- [2] P.H. Cootner, *The Random Character of Stock Market Prices*, M.I.T. Press, Cambridge, MA, 1967.
- [3] P.A. Samuelson, Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review* 6 (1965) 41–49.
- [4] E.F. Fama, *Foundations of Finance : Portfolio Decisions and Securities Prices*, Basic Books, New York, 1976.
- [5] H.V. Roberts, Stock-market "pattern" and financial analysis: methodological suggestions, *The Journal of Finance* 14 (1959) 1–10.
- [6] E.F. Fama, Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25 (1970) 383–417.
- [7] S.J. Grossman, J.E. Stiglitz, On the impossibility of informationally efficient markets, *The American Economic Review* 70 (1980) 393–408.
- [8] J.T. Barkoulas, C.F. Baum, Long-term dependence in stock returns, *Economics Letters* 53 (1996) 253–259.
- [9] E. Panas, Estimating fractal dimension using stable distributions and exploring long memory through arfima models in athens stock exchange, *Applied Financial Economics* 11 (2001) 395–402.
- [10] J. Wright, Long memory in emerging market stock returns, *Emerging Markets Quarterly* 5 (2001) 50–55.
- [11] B. Podobnik, D. Fu, T. Jagric, I. Grosse, H.E. Stanley, Fractionally integrated process for transition economics, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 362 (2006) 465–470.
- [12] D.O. Cajueiro, B.M. Tabak, The long-range dependence phenomena in asset returns: the Chinese case, *Applied Economics Letters* 13 (2006) 131–133.
- [13] D.O. Cajueiro, B.M. Tabak, Possible causes of long-range dependence in the Brazilian stock market, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 345 (2005) 635–645.
- [14] H.E. Hurst, Long-term storage capacity of reservoirs, *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116 (1951) 770–808.
- [15] M.S. Taqqu, V. Teverovsky, W. Willinger, Estimators for long-range dependence: an empirical study, *Fractals* 3 (1995) 785–798.
- [16] A. Montanari, M.S. Taqqu, V. Teverovsky, Estimating long-range dependence in the presence of periodicity: an empirical study, *Mathematical and Computer Modelling* 29 (1999) 217–228.
- [17] B.B. Mandelbrot, J.R. Wallis, Noah, Joseph, and operational hydrology, *Water Resources Research* 4 (1968) 909–918.

- [18] B.B. Mandelbrot, Statistical methodology for nonperiodic cycles: from the covariance to R_s analysis, in: NBER Chapters, in: *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 1, National Bureau of Economic Research, Inc., 1972, pp. 259–290 (Number 3).
- [19] F. Serinaldi, Use and misuse of some hurst parameter estimators applied to stationary and non-stationary financial time series, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 389 (2010) 2770–2781.
- [20] C.-K. Peng, S.V. Buldyrev, S. Havlin, M. Simons, H.E. Stanley, A.L. Goldberger, Mosaic organization of dna nucleotides, *Physical Review E* 49 (1994) 1685–1689.
- [21] P. Grau-Carles, Empirical evidence of long-range correlations in stock returns, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 287 (2000) 396–404.
- [22] C.-K. Peng, S. Havlin, H.E. Stanley, A.L. Goldberger, Quantification of scaling exponents and crossover phenomena in nonstationary heartbeat time series, *Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science* 5 (1995) 82–87.
- [23] O.A. Rosso, H.A. Larrondo, M.T. Martin, A. Plastino, M.A. Fuentes, Distinguishing noise from chaos, *Physical Review Letters* 99 (2007) 154102.
- [24] L. Zunino, M. Zanin, B.M. Tabak, D.G. Pérez, O.A. Rosso, Complexity-entropy causality plane: a useful approach to quantify the stock market inefficiency, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 389 (2010) 1891–1901.
- [25] L. Zunino, B.M. Tabak, F. Serinaldi, M. Zanin, D.G. Pérez, O.A. Rosso, Commodity predictability analysis with a permutation information theory approach, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 390 (2011) 876–890.
- [26] D.O. Cajueiro, B.M. Tabak, The hurst exponent over time: testing the assertion that emerging markets are becoming more efficient, *Physica A: Statistical and Theoretical Physics* 336 (2004) 521–537.
- [27] R. Cont, Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues, *Quantitative Finance* 1 (2001) 223–236.
- [28] L. Zunino, B.M. Tabak, D.G. Pérez, M. Garavaglia, O.A. Rosso, Inefficiency in latin-american market indices, *The European Physical Journal B. Condensed Matter and Complex Systems* 60 (2007) 111–121.
- [29] D.O. Cajueiro, B.M. Tabak, Evidence of long range dependence in asian equity markets: the role of liquidity and market restrictions, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 342 (2004) 656–664.
- [30] B. Podobnik, H.E. Stanley, Detrended cross-correlation analysis: a new method for analyzing two nonstationary time series, *Physical Review Letters* 100 (2008) 084102.
- [31] B. Podobnik, D. Horvatic, A.M. Petersen, H.E. Stanley, Cross-correlations between volume change and price change, *Proceedings of the National Academy of Sciences* 106 (2009) 22079–22084.

3.3. Eficiencia y crisis financiera

El presente artículo, titulado *A comparative analysis of the informational efficiency of the fixed income market in seven European countries*, fue publicado en septiembre de 2012 en la revista *Economics Letters*².

El objetivo de este artículo ha sido analizar la evolución de la memoria de largo plazo en índices de bonos corporativos y soberanos de siete países de la Unión Europea. Nuestra contribución ha sido novedosa en tres aspectos. En primer lugar, se encontró evidencia de la influencia de la crisis financiera sobre la eficiencia informativa del mercado de renta fija. En segundo lugar, hemos encontrado un comportamiento diferente de los mercados de bonos soberanos y corporativos desde la creación del euro. En tercer lugar, se puede considerar que el artículo expande la literatura empírica sobre la dependencia a largo plazo en los mercados de renta fija, que usualmente son dejados de lado en este tipo de estudios.

En forma similar al artículo anterior, hemos medido la memoria de largo plazo mediante el exponente de Hurst, calculado con el método DFA.

Nuestro análisis detectó que la crisis financiera del 2008 afectó los mercados de renta fija de una manera asimétrica. De esta forma los resultados evidencian la mejora de la eficiencia de los bonos soberanos y el deterioro de la eficiencia informativa de los bonos corporativos. Este hallazgo vislumbra el comportamiento de los agentes y los mercados financieros ante una crisis financiera. En primer lugar, los resultados estarían mostrando que los inversores prefieren los instrumentos financieros más líquidos y seguros. Estos efectos se conocen comúnmente como huida hacia la calidad y a la liquidez. En segundo lugar, se observa que, a pesar de la integración económica y monetaria de la Unión Europea, durante la crisis se produce una integración asimétrica de los mercados de renta fija, ya que las series temporales de deuda soberana parecen acoplarse recién después de la crisis. En tercer lugar, las diferencias en los resultados entre los bonos soberanos y corporativos puede deberse a que los bonos soberanos suelen ser más homogéneos que los bonos corporativos en sus características de emisión, los cuales no sólo son diferentes en cuanto a la calidad del emisor, sino también a las características del propio bono.

² *Social Science Citation Index*
SCImago Lab (Scopus)

IF 0,509 cuartil 3
SJR 0,733 cuartil 2



Contents lists available at SciVerse ScienceDirect

Economics Letters

journal homepage: www.elsevier.com/locate/econlet



A comparative analysis of the informational efficiency of the fixed income market in seven European countries

A.F. Bariviera^{a,b,*}, M. Belén Guercio^a, Lisana B. Martinez^a

^a Department of Business, Universitat Rovira i Virgili, Av. Universitat 1, 43204 Reus, Spain

^b Centro de Estudios Científicos y Técnicos, FACPCE, Av. Córdoba 1367, C1055AAD Buenos Aires, Argentina

ARTICLE INFO

Article history:

Received 27 December 2011
Received in revised form
16 April 2012
Accepted 19 April 2012
Available online 26 April 2012

JEL classification:

G01
G14

Keywords:

Financial crisis
Long range dependence
Corporate bonds
Sovereign bonds

ABSTRACT

This letter investigates the time-varying behavior of long memory in sovereign and corporate bond indices of seven European Union countries from July 1998 to November 2011. We compute the Hurst exponent and detect that the current financial crisis affects more the informational efficiency of the corporate bond market than the sovereign bond market.

© 2012 Elsevier B.V. All rights reserved.

1. Introduction

Over a century ago Bachelier (1900) developed the first mathematical model of security prices, applying the arithmetic Brownian motion model to French bonds. The formalization of the Efficient Market Hypothesis (EMH) remained latent until the development of Samuelson (1965) and the definition and classification by Fama (1970). Briefly, the EMH requires that returns of financial assets follow a memoryless stochastic process with respect to the underlying information set.

The weak form of informational efficiency excludes the possibility of finding, systematically, profitable trading strategies. As a corollary, returns time series cannot exhibit predictable memory content. However, there are several studies that find long memory in financial time series, using different methods. For example, Barkoulas et al. (2000) and Blasco and Santamaría (1996) find long memory in the Greek Stock Exchange and Spanish Stock Exchange respectively. Cheung and Lai (1995) find empirical evidence of long memory in 5 out of 18 developed stock markets and Barkoulas and Baum (1996) do not find strong convincing evidence

against the random walk model in US stock returns. In spite of the fact that fixed income instruments are very important in the composition of investment portfolios and in firm and government financing, they have been less studied than stocks. Carbone et al. (2004) find long memory in German stock and sovereign bond markets and McCarthy et al. (2009) find long memory in yields of corporate bonds and in the spread of returns of corporate bonds and treasury bonds.

Another issue in the literature is the time varying behavior of the market efficiency. The reasons for the varying memory remains a puzzle. In this aspect Ito and Sugiyama (2009) find that inefficiency varies through time in the US stock market. Bariviera (2011) finds that time varying long-range dependence in the Thai Stock Market is weakly influenced by the liquidity level and market size. Cajueiro et al. (2009) find that financial market liberalization increases the informational efficiency in the Greek Stock Market. Kim et al. (2011) find that return predictability is altered by political and economic crises but not during market crashes.

The aim of this letter is to analyze the evolution of the long memory in corporate and sovereign bonds indices of seven EU countries. This letter contributes to the literature in several aspects. First, it finds evidence of the influence of the financial crisis on the informational efficiency of the fixed income market. Second, it shows the different behavior of the sovereign and corporate bond markets since the inception of the Euro. Third, it expands the

* Corresponding author at: Department of Business, Universitat Rovira i Virgili, Av. Universitat 1, 43204 Reus, Spain. Tel.: +34 977759833; fax: +34 977759810.

E-mail addresses: aurelio.fernandez@urv.net (A.F. Bariviera), mariabelen.guercio@urv.net (M.B. Guercio), lisanabelen.martinez@urv.net (L.B. Martinez).

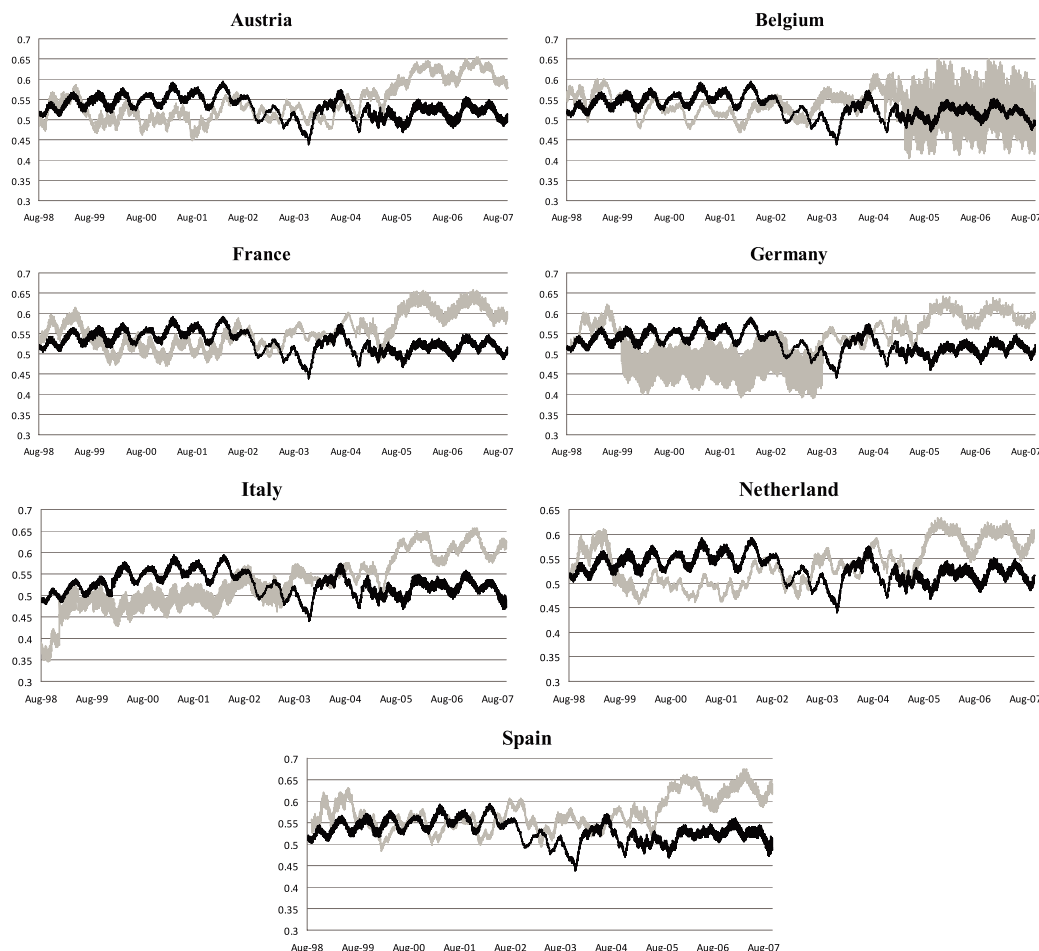


Fig. 1. Rolling Hurst exponent of sovereign bond indices (black) and corporate bond indices (gray).

empirical literature on the long-term dependence in fixed income markets.

The letter is organized as follows. Section 2 presents the data and methodology. Section 3 shows the results. Finally Section 4 presents the main conclusion of our analysis.

2. Data and methodology

We used daily data for sovereign bond indices (WBG1, Citigroup) and corporate bond indices (Euro Aggregate Corporate, Barclays) of seven European Union countries: Austria, Belgium, France, Germany, Italy, Netherlands and Spain. All data used in this paper was retrieved from DataStream. The period under examination is from 31/07/1998 to 04/11/2011, except for government bond indices for Germany and Spain which begins on 03/09/1998, for a total of 3460 observations. The period under analysis is relevant because it includes a major financial turmoil.

The Hurst exponent H characterizes the scaling behavior of the range of cumulative departures of a time series from its mean. Since the seminal paper of Hurst (1951), several methods (both parametric and non-parametric) have been developed to

calculate the Hurst exponent. For a survey on the different methods for estimating long range dependences see Taqqu et al. (1995), Montanari et al. (1999) and Serinaldi (2010). We use the Detrended Fluctuation Analysis (DFA) method developed by Peng et al. (1994) because, as highlighted by Grau-Carles (2000), it avoids the spurious detection of long-range dependence due to nonstationary data. The algorithm is described in detail in Peng et al. (1995).

Departing from daily returns¹, and following Cajueiro and Tabak (2004), we estimate the Hurst exponent using a four year sliding window (1024 datapoints). This rolling sample approach works as follows: we compute the Hurst exponent for the first 1024 returns, then we discard the first return and add the following return of the time series, and continue this way until the end of data. Thus, each H estimate is calculated from data samples of the same size. The last H estimate covers the period from 04/12/2007 until 04/11/2011. We obtained an average of 2430 Hurst estimates. In Fig. 1 we can observe the evolution through time of the Hurst exponents of sovereign and corporate indices.

¹ As usual, daily returns are the logarithmic difference of two consecutive indices

Table 1
 Efficiency *t*-test of the Hurst estimates of corporate bond indices.

Country	Before crisis			After crisis		
	H_{mean}	s.d.	<i>t</i>	H_{mean}	s.d.	<i>t</i>
Austria	0.516	0.025	0.649	0.600	0.033	2.997 ^{***}
Belgium	0.535	0.027	1.299	0.505	0.067	0.078
France	0.534	0.029	1.170	0.598	0.034	2.883 ^{***}
Germany	0.494	0.058	-0.105	0.585	0.028	3.070 ^{***}
Italy	0.495	0.042	-0.099	0.599	0.034	2.846 ^{***}
Netherlands	0.518	0.033	0.565	0.579	0.031	2.537 ^{***}
Spain	0.553	0.027	1.975 ^{**}	0.607	0.035	3.064 ^{***}

^{**} Null hypothesis rejection significant at the 5% level.

^{***} Null hypothesis rejection significant at the 1% level.

Table 2
 Efficiency *t*-test of the Hurst estimates of sovereign bond indices.

Country	Before crisis			After crisis		
	H_{mean}	s.d.	<i>t</i>	H_{mean}	s.d.	<i>t</i>
Austria	0.536	0.026	1.360	0.516	0.018	0.898
Belgium	0.536	0.027	1.347	0.515	0.017	0.888
France	0.535	0.026	1.331	0.513	0.016	0.821
Germany	0.534	0.026	1.310	0.510	0.015	0.652
Italy	0.531	0.028	1.085	0.516	0.018	0.906
Netherlands	0.535	0.026	1.351	0.515	0.016	0.909
Spain	0.535	0.027	1.313	0.518	0.018	1.026

3. Results

From a simple visual inspection of Fig. 1 we detect diversity in the behavior of the Hurst estimates of sovereign and corporate bonds indices. The time series of Hurst exponents can be divided into two subperiods: before and after August 2004. The change begins when the Hurst exponent incorporates returns that corresponds to year 2008, just at the beginning of the financial turmoil.² This is a breaking point in both markets. In order to verify this assertion, we performed a *t*-test on the Hurst estimates (see Tables 1 and 2). Regarding corporate bonds, the Hurst exponent is not significantly different from 0.5 in the first subperiod, except for Spain. In the second subperiod the Hurst exponent is greater than 0.5, which is an evidence of non-random behavior. With respect to the sovereign market, we observe that for both subperiods we cannot reject the null hypothesis that $H = 0.5$. However, we observe that in the second subperiod the standard deviation is smaller. This is reflected, graphically, in a more compact and synchronized evolution of the Hurst exponents for all countries.

Our results show that the 2008 financial crisis affected differently both markets, enhancing the efficiency of sovereign bonds and deteriorating the informational efficiency of corporate bonds. This finding could be a consequence of several concurring forces. First, the behavior of market participants during the financial turmoil, in which they prefer safer and more liquid financial instruments. These effects are commonly known as flight to quality and flight to liquidity. Second, the asymmetric integration of fixed income markets within the monetary union, since the sovereign market seems to couple after the crisis. Third, sovereign bonds are more homogeneous in issuance characteristics

than corporate bonds, which are different not only in the quality of the issuer but also in the characteristics of the each bond.

4. Conclusions

This paper sheds light on the informational efficiency of the corporate and sovereign bond markets of seven EU countries. In particular, we study the evolution over time of the Hurst exponent as a measure of long-range memory using the DFA method. We detect different memory dynamics in corporate and sovereign bond series after the financial crisis. In particular, the crisis deteriorates the informational efficiency of corporate bonds and enhances the efficiency of the sovereign bond markets. More research on this topic could be of interest for policy makers.

References

Bachelier, L., 1900. Théorie de la spéculation. Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure, Paris.

Bariviera, A.F., 2011. The influence of liquidity on informational efficiency: the case of the thai stock market. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications 390, 4426–4432.

Barkoulas, J.T., Baum, C.F., 1996. Long-term dependence in stock returns. Economics Letters 53, 253–259.

Barkoulas, J.T., Baum, C.F., Travlos, N., 2000. Long memory in the Greek stock market. Applied Financial Economics 10, 177–184.

Blasco, N., Santamaría, R., 1996. Testing memory patterns in the Spanish stock market. Applied Financial Economics 6, 401–411.

Cajueiro, D.O., Gogas, P., Tabak, B.M., 2009. Does financial market liberalization increase the degree of market efficiency? The case of the Athens stock exchange. International Review of Financial Analysis 18, 50–57.

Cajueiro, D.O., Tabak, B.M., 2004. Evidence of long range dependence in Asian equity markets: the role of liquidity and market restrictions. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications 342, 656–664.

Carbone, A., Castelli, G., Stanley, H.E., 2004. Time-dependent Hurst exponent in financial time series. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications 344, 267–271.

Cheung, Y., Lai, K.S., 1995. A search for long memory in international stock market returns. Journal of International Money and Finance 14, 597–615.

Fama, E.F., 1970. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. The Journal of Finance 25, 383–417.

Grau-Carles, P., 2000. Empirical evidence of long-range correlations in stock returns. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications 287, 396–404.

Hurst, H.E., 1951. Long-term storage capacity of reservoirs. Transactions of the American Society of Civil Engineers 116, 770–808.

Ito, M., Sugiyama, S., 2009. Measuring the degree of time varying market inefficiency. Economics Letters 103, 62–64.

Kim, J.H., Shamsuddin, A., Lim, K.P., 2011. Stock return predictability and the adaptive markets hypothesis: evidence from century-long US data. Journal of Empirical Finance 18, 868–879.

McCarthy, J., Pantalone, C., Li, H.C., 2009. Investigating long memory in yield spreads. Journal of Fixed Income 19, 73–81.

Montanari, A., Taqqu, M.S., Teverovsky, V., 1999. Estimating long-range dependence in the presence of periodicity: an empirical study. Mathematical and Computer Modelling 29, 217–228.

Peng, C.K., Buldyrev, S.V., Havlin, S., Simons, M., Stanley, H.E., Goldberger, A.L., 1994. Mosaic organization of DNA nucleotides. Physical Review E 49, 1685–1689.

Peng, C.K., Havlin, S., Stanley, H.E., Goldberger, A.L., 1995. Quantification of scaling exponents and crossover phenomena in nonstationary heartbeat time series. Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science 5, 82–87.

Samuelson, P.A., 1965. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. Industrial Management Review 6, 41–49.

Serinaldi, F., 2010. Use and misuse of some Hurst parameter estimators applied to stationary and non-stationary financial time series. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications 389, 2770–2781.

Taqqu, M.S., Teverovsky, V., Willinger, W., 1995. Estimators for long-range dependence: an empirical study. Fractals 3, 785–798.

² The sliding window is approximately 4 years

3.4. Eficiencia y calificación crediticia

El presente artículo lleva por título *Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis* y fue publicado en agosto de 2013 en el *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*³.

Desde el inicio de la crisis financiera del 2008, el rol de las agencias calificadoras de riesgo ha estado en debate. En particular se ha cuestionado su poca capacidad de anticipación a situaciones de bancarrota. Es conocido que, por ejemplo, Enron o Lehman Brothers estaban calificadas como *investment grade* hasta pocos días antes de su declaración de quiebra.

La calificación crediticia lleva realizándose desde principios del siglo 20 y está concentrada en unas pocas compañías. Sin embargo sus procedimientos suelen ser vistos como opacos. No existe un baremo público y objetivo, ni tampoco un modelo econométrico explícito que adjudique las distintas calificaciones. En realidad, las calificadoras realizan un análisis cualitativo y cuantitativo de información de las empresas.

Uno de los mayores cuestionamientos tiene que ver con su modelo de negocio. En sus inicios, las calificadoras obtenían sus ingresos de la venta de sus informes a inversores. Sin embargo a partir de la década de 1970, su modelo de negocio fue cambiando hacia 'el emisor paga'. Este cambio puede conducir a un conflicto de intereses, en donde los emisores paguen a la calificadora que les conceda una mejor calificación.

Existe una numerosa literatura que analiza la relación entre la calificación crediticia y el riesgo. Es decir, entre la comparación de la calificación y diferentes métricas contables de riesgo.

En nuestro artículo hemos intentado establecer una relación entre la calificación crediticia y la eficiencia informativa. Para ello, hemos medido la eficiencia informativa utilizando dos métricas derivadas de la teoría de la información explicadas en detalle en la Sección 2.5.3.9

Con el fin de tener una muestra homogénea, se seleccionaron 39 bonos de empresas del sector petrolero y energético de Estados Unidos, con cupones periódicos, emitidos a largo plazo y con calificación crediticia disponible. Se seleccionó un bono por empresa, a efectos de evitar un sesgo de sobrerepresentación. También se seleccionaron bonos que representan toda la gama de calificaciones utilizada por Moody's.

Los resultados obtenidos permitieron diferenciar dos conglomerados correspondiente a las categorías globales de *investment grade* y *speculative grade*. A su vez esta segunda categoría permite ser subdividida en dos subgrupos: aquellos bonos que están en la parte superior y aquellos que están

³ *Science Citation Index* IF 2,056 cuartil 1
SCImago Lab (Scopus) SJR 0,272 cuartil 4

en al parte inferior del *speculative grade*.

En vista de estos resultados se realizó un análisis de correlación no paramétrico entre los niveles de eficiencia y algunos ratios contables. Si bien dichos ratios no exhibieron una correlación significativa con la eficiencia informativa, sí se encontró una correlación entre las calificaciones crediticias y los niveles de eficiencia. Esto puede indicar que los cuantificadores provenientes de la teoría de la información que se utilizan para medir la eficiencia informativa, aportan un poder explicativo adicional para justificar la clasificación de bonos.

Entendemos que, a pesar de su originalidad, este estudio debería ser ampliado para incorporar una mayor cantidad de bonos y de sectores, incluyendo en el análisis un conjunto mayor de ratios contables, para poder obtener conclusiones extrapolables a otras situaciones.

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

Aurelio Fernandez Bariviera^{1,8}, Luciano Zunino^{2,3,4},
M Belén Guercio^{4,5}, Lisana B Martinez¹ and
Osvaldo A Rosso^{4,6,7}

¹ Department of Business, Universitat Rovira i Virgili, Avenida Universitat 1,
E-43204 Reus, Spain

² Centro de Investigaciones Ópticas (CONICET La Plata—CIC), C.C. 3,
1897 Gonnet, Argentina

³ Departamento de Ciencias Básicas, Facultad de Ingeniería, Universidad
Nacional de La Plata (UNLP), 1900 La Plata, Argentina

⁴ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET),
Argentina

⁵ Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET)
and Universidad Provincial del Sudoeste (UPSO), Bahía Blanca, Argentina

⁶ Laboratorio de Sistemas Complejos, Facultad de Ingeniería, Universidad de
Buenos Aires, 1063 Avenida Paseo Colón 840, Ciudad Autónoma de Buenos
Aires, Argentina

⁷ LaCCAN/CPMAT—Instituto de Computação, Universidade Federal de
Alagoas, BR 104 Norte km 97, 57072-970 Maceió, AL, Brazil
E-mail: aurelio.fernandez@urv.net, lucianoz@ciop.unlp.edu.ar,
guerciomb@gmail.com, lisanabelen.martinez@urv.net
and oarosso@gmail.com

Received 5 April 2013

Accepted 23 July 2013

Published 21 August 2013

Online at stacks.iop.org/JSTAT/2013/P08007

doi:10.1088/1742-5468/2013/08/P08007

Abstract. The role of credit rating agencies has been under severe scrutiny after the subprime crisis. In this paper we explore the relationship between credit ratings and informational efficiency of a sample of thirty nine corporate bonds of US oil and energy companies from April 2008 to November 2012. For this purpose we use a powerful statistical tool, relatively new in the financial literature: the *complexity-entropy causality plane*. This representation space allows us to

⁸ Author to whom any correspondence should be addressed.

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

graphically classify the different bonds according to their degree of informational efficiency. We find that this classification agrees with the credit ratings assigned by Moody's. In particular, we detect the formation of two clusters, which correspond to the global categories of investment and speculative grades. Regarding the latter cluster, two subgroups reflect distinct levels of efficiency. Additionally, we also find an intriguing absence of correlation between informational efficiency and firm characteristics. This allows us to conclude that the proposed permutation-information-theory approach provides an alternative practical way to justify bond classification.

Keywords: models of financial markets, nonlinear dynamics, stochastic processes, risk measure and management

Contents

1. Introduction	2
2. Credit ratings	3
3. Informational efficiency and the complexity–entropy causality plane	5
4. Data and results	6
5. Conclusions	12
Acknowledgments	13
Appendix. Permutation-information-theory based quantifiers	14
A.1. Entropy and statistical complexity	14
A.2. Complexity–entropy plane	15
A.3. Estimation of the probability distribution function	15
References	18

1. Introduction

In his classical definition, Fama [1] establishes that a market is informationally efficient if prices reflect all available information, and classifies efficiency into three broad categories: (i) *weak efficiency* if today's price reflects the information embedded in the series of past prices, (ii) *semi-strong efficiency* if prices reflect all public information, beyond past prices, and (iii) *strong efficiency* if prices reflect all public and private information. We will center our study in the weak form of informational efficiency. Prices are in fact a mechanism of signaling. Hayek [2] says that the price system can be regarded as a platform for communicating information, and its functioning is based on the economy of knowledge where 'by a kind of symbol, only the most essential information is passed on, and passed on only to those concerned'. In fact such a definition was anticipated by Gibson [3], who wrote 'when shares become publicly known in an open market, the value which they

acquire there may be regarded as the judgment of the best intelligence concerning them'. Later, Bachelier [4] formalized the first mathematical model of security prices, considering a stochastic process without memory. In fact, as recognized by LeRoy [5], the efficient market hypothesis (EMH) is the theory of competitive equilibrium applied to securities markets. There is a vast literature on empirical research related to weak informational efficiency. It is worth mentioning here that deviations from the EMH have been confirmed for oil and energy markets—see, for instance, results obtained in [6]–[12].

Since the subprime crisis, the activities of credit rating agencies (CRAs) are under scrutiny, due to their difficulties in ranking financial securities, especially collateralized debt obligations (CDOs). There are some paradigmatic examples of the slow reaction of CRAs to market movements: Enron was rated investment grade by both Moody's and Standard and Poor's, four days prior to its bankruptcy on 2 December 2001, and more recently Lehman Brothers was still rated investment grade by both agencies on the day of its bankruptcy filing, on 15 September 2008.

The aim of this paper is to build a bridge between credit ratings and a market derived measure, i.e. informational efficiency. Specifically, we explore the link between the correlated stochastic behavior of the bond yield time series (quantified by a combination of entropy and complexity measures) and bond ratings. We want to: (i) classify corporate bonds by means of the complexity–entropy causality plane, (ii) establish a correspondence between credit ratings and levels of informational efficiency, and (iii) analyze the potential link between market efficiency and firm ratios. It is worth remarking here that we are not trying to analyze causality between credit rating and informational efficiency. Probably, a better rating induces market participants to trade more actively this bond, increasing the informative flow to the market and, consequently, the associated informational efficiency. In contrast, it could be thought that better informational efficiency reflects an intrinsic quality of the firm that is captured by CRAs.

This paper is organized as follows. Section 2 presents a review about credit ratings. Section 3 describes the study of informational efficiency by using tools derived from Information Theory. Section 4 details the data analyzed and the results obtained. Section 5 draws together the main findings of our work. Finally, the appendix includes a thorough explanation of the permutation-information-theory based quantifiers applied in this paper.

2. Credit ratings

The credit rating industry was born at the beginning of the twentieth century. In fact, Moody's, the oldest of the rating agencies, began operations in 1909, publishing ratings of railroad companies. Credit ratings are intended to measure the likelihood of a firm fulfilling its debt obligations. According to the European Parliament and Council of the European Union⁹, 'credit rating means an opinion regarding the creditworthiness of an entity, a debt or financial obligation, debt security, preferred share or other financial instrument, or of an issuer of such a debt or financial obligation, debt security, preferred share or other financial instrument, issued using an established and defined ranking system of rating categories'.

⁹ European Parliament and Council of the European Union, Regulation (EC) No. 1060/2009 of the European Parliament and of the Council of 16 September 2009 on Credit Rating Agencies, 17 Nov 2009 <http://eu.vlex.com/vid/parliament-council-credit-rating-agencies-70257218>.

Nevertheless, credit ratings should not be understood as a buy or sell recommendation or a warranty of payment.

Credit ratings are based on the opinions of analysts who, after examining quantitative data (e.g. financial statements, financial ratios, macroeconomic data, etc) and qualitative data (interviewing the firm's senior managers), reach a decision about the rating. These ratings are usually materialized in a letter grade or a combination of letters and figures. The best rating is Aaa and the worst is C. Between them, there are twenty categories, which are intended to fine tune the credit appraisal. They can be divided into two global categories: investment (the upper half) and speculative (the bottom half) grades. The first category represents instruments issued by companies that have solid financial indicators and have a high payment capacity. The second category represents instruments issued by companies whose financial strength is questioned, and default on debt or late repayment is likely to occur.

At the beginning, credit ratings were mostly focused on utility companies. Later, financial regulations increased the importance of CRAs. The Federal Reserve was created in 1913 and the Securities and Exchange Commission (SEC) of the United States in 1934. These two institutions rapidly began to issue financial regulations to standardize the format of financial information disclosure and to limit the risk exposure of banks. In order to promote a safer and more transparent financial system, bank regulators in many countries link the minimum capital requirements to bond rating, as a standard measure of the riskiness of the bonds. Although there are a significant number of CRAs, three of them, namely Moody's, Standard and Poor's and Fitch, comprise about 80% of the market share. Successive regulations in the US and other countries favor this concentration and, as White [13] recognizes, 'creditworthiness judgments of these third-party raters attained the force of law'. In this line, Tichy [14] states that these three big rating agencies are regarded as all-powerful and unregulated elements of the financial markets.

A main criticism of the CRAs' assessment is their lack of transparency. They do not disclose any of the criteria upon which their ratings are based, or the methods applied. In addition, their business model is questioned. At the beginning of their activities, CRAs raised money from investors who were interested in an independent credit risk appraisal. However, in the 1970s, the revenue source shifted from 'investor pays' to 'issuer pays'. This change casts some doubts about the independence of opinions and, consequently, gives rise to potential conflicts of interest. CRAs face two important forces: on the one hand they are interested in giving their best opinion on the credit quality of a firm, but, on the other hand, they want to give 'good news' to the firm that pays for the service. This situation is relevant because in most markets it is mandatory for a firm to contract one of the CRAs in order to be authorized to issue new debts. Nevertheless, the fact that investors pay for rating information does not prevent big mistakes. Ross [15] remembers that 11% of investment grade corporate issues and 78% of the municipal bonds that had been rated as Aaa or Aa defaulted during the Great Depression. This situation reflects the fact that credit rating is not a trivial task.

Most of the analyses on ratings in the literature focused their attention on guessing the variables that mainly affect or determine the assignation of rating categories, and on investigating the influence of rating changes in prices and yields. There are several papers that analyze the relationship between rating and firm risk, i.e. the comparison between ratings and market based measures to assess the risk of firms. In other words, they try

to figure out whether ratings inject new information to the market or whether, on the contrary, the market has already incorporated that information before the disclosure of ratings. Weinstein [16] finds empirical evidence that prices change before rating change announcements. In the same line of thinking, Geske and Delianedis [17] conclude that markets anticipate to rating changes independently that the change is within or between speculative and investment grade categories. Elton *et al* [18] analyze the corporate bond price behaviors, taking into account that the credit rating qualifications given by Moody's and Standard and Poor's determine homogeneous groups related to the yield curve. However, they recognize the existence of other important factors that affect the price bond evolution such as the default risk, liquidity, tax liability, recovery rate and maturity. Perraudin and Taylor [19] find 'that bond prices and credit ratings generally embed similar views on relative credit risk, and any difference in views that do arise are often temporary'. In a recent work, May [20] detects that changes in credit ratings produce a significant reaction in bond prices. Lu *et al* [21] study the effect of uncertainty and asymmetry of information over corporate bond spreads and find that yield spread of bonds with short maturities are partially explained by corporate credit rating. Abad *et al* [22] find evidence that negative announcements of ratings convey relevant information to the market.

In this paper we are particularly interested in exploring a potential relationship between credit ratings and informational efficiency from a physical viewpoint. This link could help to find a more objective and unbiased way to classify credit ratings.

3. Informational efficiency and the complexity–entropy causality plane

The study of weak informational efficiency is about the possibility of unveiling information from prices or return time series. Financial markets can be regarded as dynamical systems, whose behavior is recorded in time series of prices, yields, turnover, etc. These time series should be carefully analyzed in order to understand the underlying phenomenon. Quantifiers derived from Information Theory can be particularly suitable candidates for this task since they allow us to extract some properties of the probability distributions estimated from the observed data. One of the key metrics is Shannon entropy. Given any arbitrary discrete probability distribution $P = \{p_i \geq 0, i = 1, \dots, M\}$ for which $\sum_{i=1}^M p_i = 1$, Shannon entropy is defined as $S[P] = -\sum_{i=1}^M p_i \ln p_i$ [23]. It is equal to zero if the underlying structure is fully deterministic ($p_k = 1 \wedge p_i = 0, \forall i \neq k$) and reaches a maximum value for an uncorrelated stochastic process (uniform distribution, i.e. $p_i = 1/M, \forall i = 1, \dots, M$). It is remarkable that this amount of information is computed in terms of state probabilities and does not depend on a particular distribution.

The use of informational entropy to study economic phenomena can be traced back to the paper by Theil and Leenders [24], where entropy is used to predict short-term price fluctuations in the Amsterdam Stock Exchange. Fama [25] and Dryden [26] perform a similar study for the New York and London Stock Exchanges, respectively. Philippatos and Nawrocki [27] analyze the proportions of securities with positive, negative and null returns on the American Stock Exchange using Information Theory methodologies, and conclude that they are dependent on the previous day and are not significantly influenced by the proportion of untraded securities. Philippatos and Wilson [28] propose the average mutual information or shared entropy as a proxy for systematic risk. Much more recently, Risso [29] combines an entropy quantifier and symbolic time series analysis in order to relate informational efficiency and the probability of having an economic crash. Later, the

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

same author [30] also uses Shannon entropy to rank the informational efficiency of several stock markets around the world. Alvarez-Ramirez and coworkers implement a multiscale entropy concept to monitor the evolution of the informational efficiency over different time horizons. By applying this methodology to crude oil prices [31, 32] and the Dow Jones index (DJI) [33], the presence of some particular cyclic dynamics is unveiled.

However, analyzing time series by only estimating the Shannon entropy could be insufficient since, as recalled by Feldman and Crutchfield [34], an entropy measure does not quantify the degree of structure present in a process. In fact, it is necessary to measure the statistical complexity in order to fully characterize the system's dynamics. This is why we have proposed considering also the statistical complexity for the analysis of financial time series [35]. Measures of statistical complexities try to quantify the underlying hidden organizational structure. In that sense, perfect order and maximal randomness (a periodic sequence and a fair coin toss, for example) are defined with zero complexity because they are the easiest to describe and understand. At a given distance from these extremes, a wide range of possible degrees of physical structure exists. The complexity measure allows us to quantify this array of behavior [36].

In the present paper we employ the *complexity-entropy causality plane* (CECP), i.e. the representation space with the *permutation entropy* of the system in the horizontal axis and an appropriate *permutation statistical complexity* measure in the vertical one, for the analysis. This novel information-theory-tool was recently shown to be a practical and robust way to discriminate the linear and nonlinear correlations present in stock [35], commodity [37] and sovereign bond [38] markets. The location in the CECP allows us to quantify the inefficiency of the system under analysis, because the presence of temporal patterns derives in deviations from the ideal position associated with a totally random process, i.e. normalized entropy and statistical complexity equal to one and zero, respectively. Consequently, the distance to this random ideal planar location can be used to define a ranking of efficiency. Technical details about the estimation of the permutation entropy, and the permutation statistical complexity, as well as the construction of the CECP are left to the appendix, in order to make the reading of the paper easier. Readers unfamiliar with these topics are strongly encouraged to read the appendix at this point.

4. Data and results

In this work we analyze the daily values of the yield to maturity of thirty nine corporate bonds, corresponding to oil and energy companies of the United States. The yield to maturity is the annualized percentage return of a bond held until its stated maturity. All data were collected from the Datastream database. The period under analysis goes from 1st April 2008 until 16th November 2012, giving a total of $N = 1209$ data points for each bond. Time counting was performed over trading days, skipping weekends and holidays. In order to homogenize our sample, bonds are selected using the following criteria: (i) they are issued by companies from the United States and from the oil and energy sectors, (ii) they are straight bonds, (iii) the coupons are constant with a fixed frequency, (iv) the repayment is at par, (v) they mature before year 2029, (vi) they are long term (10–30 years), and (vii) the rating is available. To arrive at the thirty nine corporate bonds, we select only one bond per firm in order to avoid over representation bias. Codes and names of these indices are listed in table 1. We consider the current ratings at the end of the period

3.4. EFICIENCIA Y CALIFICACIÓN CREDITICIA

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

Table 1. Corporate bonds.

	DS Code	Borrower	Issue date	Maturity date	Coupon	Moody's rating
1	18797N	Anadarko Petroleum Corporation	15/10/96	15/10/26	7.500	Ba1
2	17874U	Apache Corporation	27/02/96	15/03/26	7.700	A3
3	81359Q	Berry Petroleum Co.	24/10/06	01/11/16	8.250	B3
4	56161F	Buckeye Partners Lp	30/06/05	01/07/17	5.125	Baa3
5	90269K	Canadian Natural Resources Limited	19/03/07	15/05/17	5.700	Baa1
6	93510X	Cimarex Energy Company	01/05/07	01/05/17	7.125	Ba2
7	216442	Conocophillips Company	01/07/97	01/01/27	7.800	A1
8	18739L	El Paso Corporation	03/02/98	01/02/18	7.000	Ba3
9	18258R	El Paso Natural Gas Company	13/11/96	15/11/26	7.500	Baa3
10	18483P	Enbridge Energy Partners Lp	01/10/98	01/10/28	7.125	Baa1
11	61384H	Energen Corporation	22/07/97	24/07/17	7.400	Baa3
12	81359L	Energy Transfer Partners Ltd	23/10/06	15/02/17	6.125	Baa3
13	1688NK	EOG Resources Incorporated	10/09/07	15/09/17	5.875	A3
14	2101ME	Forest Oil Corp.	15/12/07	15/06/19	7.250	B1
15	251985	Hess Corporation	01/10/99	01/10/29	7.875	Baa2
16	46082X	Husky Energy Incorporated	18/06/04	15/06/19	6.150	Baa2
17	18791U	Marathon Oil Corporation	15/05/92	15/05/22	9.375	Baa2
18	1798EF	Memoran Exploration Co.	14/11/07	15/11/14	11.875	Caa1
19	241094	Murphy Oil Corporation	04/05/99	01/05/29	7.050	Baa3
20	95576F	Nexen Incorporated	04/05/07	15/05/17	5.650	Baa3
21	18616C	Noble Energy Incorporated	15/10/93	15/10/23	7.250	Baa2
22	251451	Occidental Petroleum Corporation	10/02/99	15/02/29	8.450	A2
23	38803V	Overseas Shipholding Group Inc	19/02/04	15/02/24	7.500	Caa1
24	80814U	Peabody Energy Corp.	12/10/06	01/11/26	7.875	Ba1
25	65954C	Pioneer Natural Resources Company	01/05/06	01/05/18	6.875	Ba1
26	49481N	Plains All American Pipeline Lp	15/02/05	15/08/16	5.875	Baa3
27	86422F	Plains Exploration and Production Co.	13/03/07	15/03/17	7.000	B1
28	64349H	Quicksilver Resources Incorporated	16/03/06	01/04/16	7.125	B3
29	1722EQ	Range Resources Corporation	28/09/07	01/10/17	7.500	Ba3
30	18737W	Sherwin-Williams Company	10/02/97	01/02/27	7.375	A3
31	18242J	Spectra Energy Capital Llc	20/07/98	15/07/18	6.750	Baa2
32	49480M	Stone Energy Corp.	15/12/04	15/12/14	6.750	Caa2

J. Stat. Mech. (2013) P08007

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

Table 1. (Continued.)

	DS Code	Borrower	Issue date	Maturity date	Coupon	Moody's rating
33	18725W	Sunoco Incorporated	01/11/94	01/11/24	9.000	Ba2
34	96571M	Swift Energy Company	01/06/07	01/06/17	7.125	B3
35	602040	Talisman Energy Incorporated	21/10/97	15/10/27	7.250	Baa2
36	244814	Tennessee Gas Pipeline Company	13/03/97	01/04/17	7.500	Baa3
37	16527D	Transcanada Pipelines	14/10/97	14/10/25	7.060	A3
38	243459	Transcontinental Gas Pipe Line Co.	15/07/96	15/07/26	7.080	Baa2
39	18241H	Valero Energy Corporation	25/06/96	01/07/26	7.650	Baa2

under analysis. However, we must highlight that the ratings of the selected bonds were very stable during all of the period and only three of them changed from investment to speculative grades or viceversa.

We estimate permutation entropy (\mathcal{H}_S) and permutation statistical complexity (\mathcal{C}_{JS}) for the different corporate bonds. Embedding dimensions $D = \{3, 4, 5\}$ and embedding delay $\tau = 1$ are chosen. Ordinal patterns generated by these parameters correspond to three, four and five consecutive days. As we mention in the appendix, the pattern length (embedding dimension) should satisfy the relation $N \gg D!$ in order to achieve reliable statistics. Note that for $D = 5$ we have 120 possible patterns. Taking into account that $N = 1209$ the validity of the required inequality could be questioned. However, comparing the analysis for the different embedding dimensions (please see figures 1 and 3) we conclude that the results obtained are similar, supporting the choice of $D = 5$ in our characterization. It should be noted that long-range correlations in the time series are reflected in the relative frequency of the ordinal patterns, i.e. some particular patterns appear more often than the others due to the memory effect, and the estimated probability distribution is different from the uniform one expected for an uncorrelated stochastic process. Moreover, stochastic processes with different long-range correlations, such as fractional Gaussian noise (fGn) and fractional Brownian motion (fBm), can be clearly discriminated by using permutation quantifiers with parameters similar to that employed in the present analysis [39]–[42].

Results obtained by estimating both permutation quantifiers, \mathcal{H}_S and \mathcal{C}_{JS} , for the corporate bond markets of US oil and energy companies are displayed in figure 1. According to them we can clearly identify two clusters. The planar location of each cluster corresponds to homogeneous rating categories: investment and speculative grades. The first category (black and red symbols) exhibits, on average, high entropy and low complexity, indicating that series behaves more randomly and, thus, that they are closer to the informationally efficient behavior. The second category can be subdivided into two subgroups. The bonds in the upper part of this category (Ba1–Ba3), represented by green symbols, are located in an area with intermediate entropy and complexity values. Finally, the lower part of the speculative grade bonds (B1–Caa2), indicated by blue and light blue symbols, exhibits less entropy and higher complexity, which highlight their informational

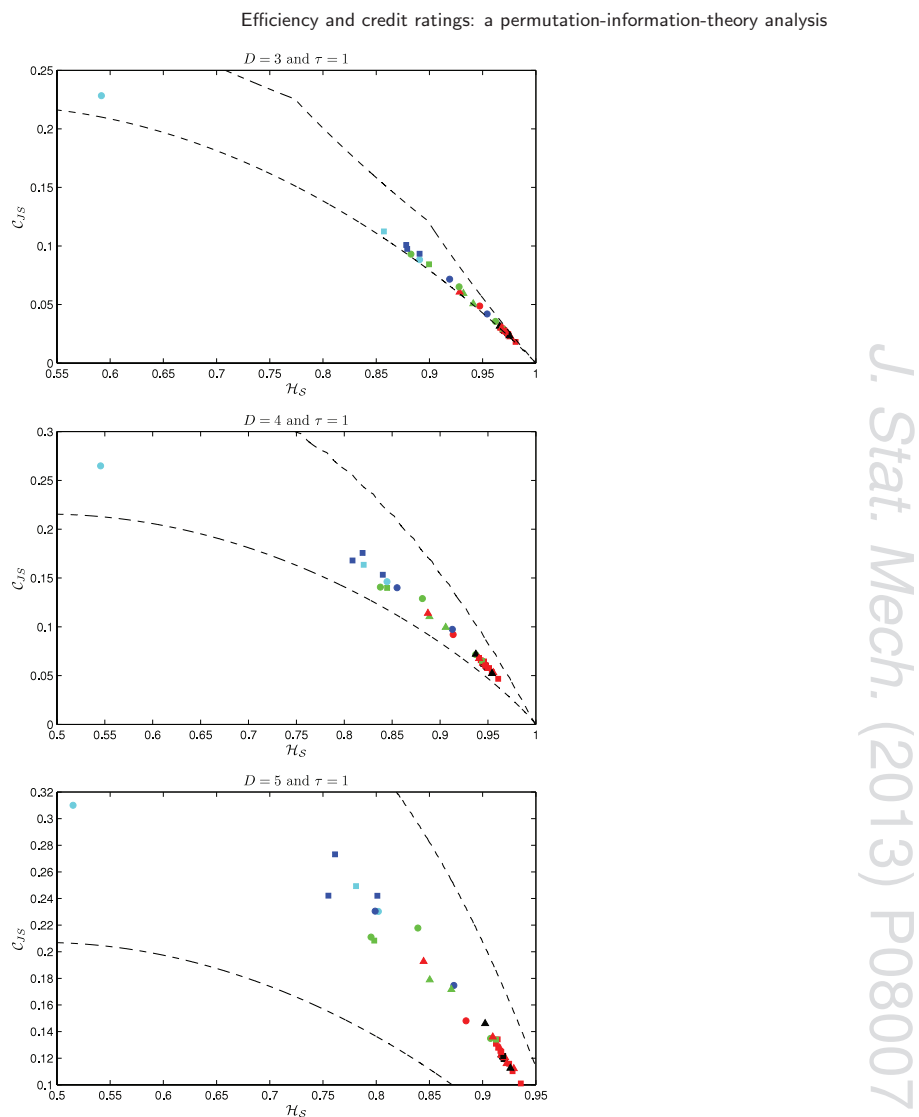


Figure 1. Location of the corporate bond markets of US oil and energy companies in the CECP. Permutation quantifiers are estimated by using different embedding dimensions $D = \{3, 4, 5\}$ and embedding delay $\tau = 1$. The following symbols and colors are employed to discriminate the different credit ratings: black circle (A1), black square (A2), black triangle (A3), red circle (Baa1), red square (Baa2), red triangle (Baa3), green circle (Ba1), green square (Ba2), green triangle (Ba3), blue circle (B1), blue square (B3), light blue circle (Caa1) and light blue square (Caa2). Dashed lines represent the maximum and minimum complexity values for a given value of the entropy (see, for instance, [43] for further details about these bounds).

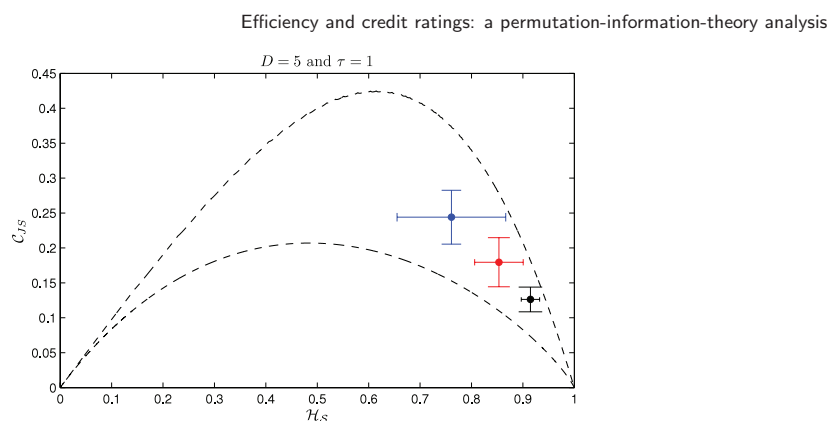


Figure 2. Average location of the three clusters identified in the analysis: corporate bonds in the investment category grade (A1 to Baa3, black lines), in the upper part of the speculative grade (Ba1 to Ba3, red lines), and in the lower part of this category (B1 to Caa2, blue lines). Mean and standard deviation of the permutation quantifiers estimated with $D = 5$ and embedding delay $\tau = 1$ for each cluster are plotted. Dashed lines represent the maximum and minimum complexity values for a given value of the entropy.

inefficiency. Of course, these are average behaviors, and particular exceptions can be observed. In figure 2 the mean and standard deviation of the permutation quantifier values estimated with $D = 5$ and embedding delay $\tau = 1$ for the above mentioned clusters are displayed. Estimated values for permutation entropy and permutation statistical complexity show a high correlation. This kind of information redundancy is characteristic of stochastic processes. When the temporal correlations in the process increase, \mathcal{H}_S and \mathcal{C}_{JS} are smaller and larger, respectively, advising about the presence of these patterns. The locations in the CECP allow us to conclude that the correlated stochastic properties of the yields time series are coherent with classifications given by CRAs. Following the same approach, it was very recently shown that the qualifications given by Moody's to sovereign bonds of thirty countries are coherent with the location of the associated time series in the CECP [38].

Trying to justify the fact that intrinsic temporal correlations play a significant role in the CECP location obtained for the different corporate bonds, we have also estimated the permutation quantifiers for the shuffled corporate bond data. Shuffled realization of the original data is obtained, permuting them in a random order, and eliminating, consequently, all non-trivial temporal correlations. From figure 3, where the location obtained for the original data (blue circles) and its shuffled counterparts (red circles) are depicted, it can be easily concluded that the positions obtained from the original data are not obtained by chance and the underlying correlations are relevant. Estimated values of the permutation quantifiers for the shuffled data are very close to that expected for a fully random record ($\mathcal{H}_S \approx 1$ and $\mathcal{C}_{JS} \approx 0$). The same behavior for stock [35] and commodity [37] markets has been previously confirmed.

3.4. EFICIENCIA Y CALIFICACIÓN CREDITICIA

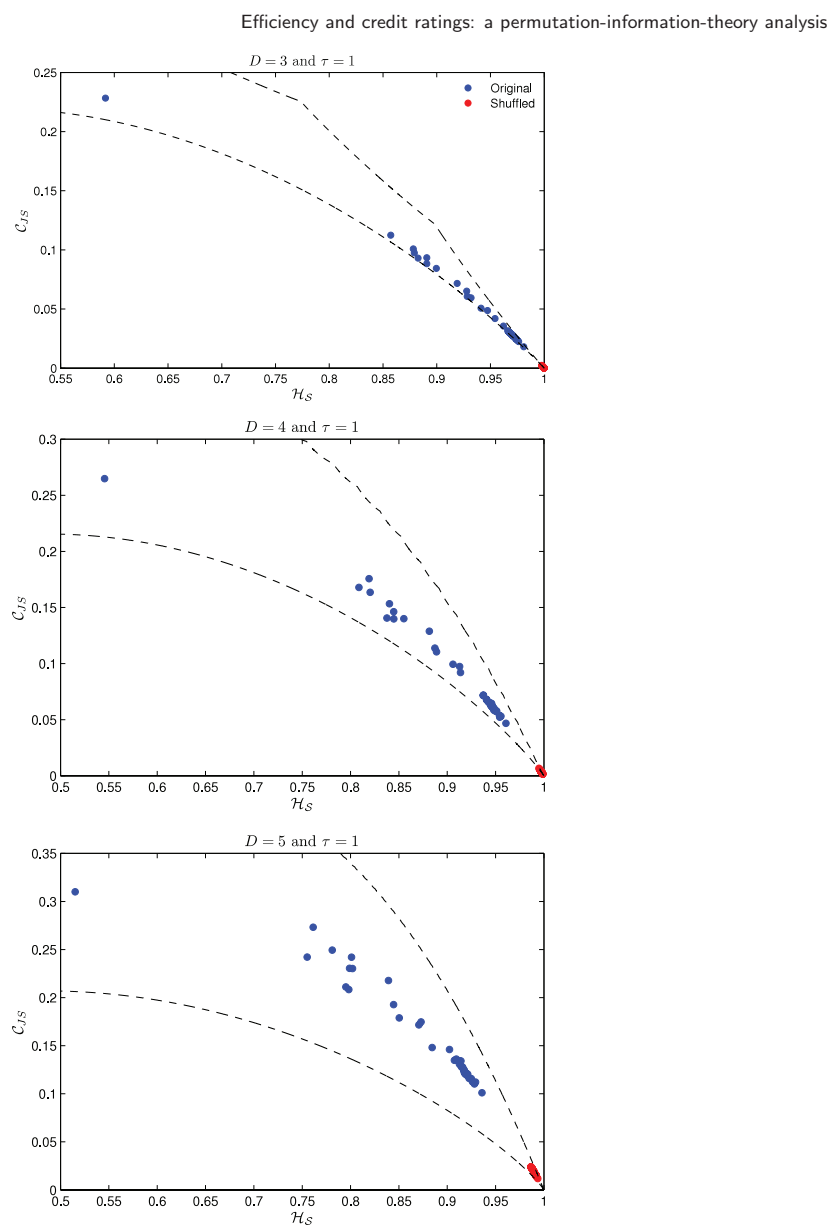


Figure 3. Location of the original (blue circles) and shuffled (red circles) corporate bond markets in the CECP with embedding dimensions $D = 3$ (upper plot), $D = 4$ (central plot) and $D = 5$ (lower plot) and embedding delay $\tau = 1$. The estimations for the shuffled realization are very close to that expected for a fully random record with $\mathcal{H}_S \approx 1$ and $C_{JS} \approx 0$. Dashed lines represent the maximum and minimum complexity values for a given value of the entropy.

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

Table 2. Description of the five selected accounting ratios.

Ratio	Expected sign
Quick ratio (QR) = $\frac{\text{Cash and short term investments}}{\text{Current liabilities}}$	+
Current ratio (CurrRatio) = $\frac{\text{Current assets}}{\text{Current liabilities}}$	+
Coverage ratio (CovRatio) = $\frac{\text{Gross income}}{\text{Interest expense on debt}}$	+
Interest earning ratio (IE) = $\frac{\text{Interest expense on debt}}{\text{Earnings before interest and taxes}}$	-
Interest cash ratio (IC) = $\frac{\text{Interest expense on debt}}{\text{Net cash flow-operating activities}}$	-

In order to analyze the relationship between informational efficiency and firm characteristics, we perform Spearman's non-parametric correlation between permutation entropy and the average of some accounting ratios for the period 2008–2011. Selected accounting ratios and their expected signs are detailed in table 2. Results for this non-parametric correlation are shown in table 3. Similar results were also obtained using Kendall's non-parametric correlation. If we consider the whole sample, there is not a statistically significant correlation. We have also computed the correlations for investment and speculative grade subgroups, looking for a differential effect within bond categories. After this classification, the results are similar, but the correlation with the interest cash is significant, albeit with the opposite expected sign.

According to these results, we conclude that accounting ratios are not significantly correlated with permutation entropy. This situation is relevant considering that accounting ratios are used for computing credit ratings and, as the CECP analysis shows, credit ratings are associated with informational efficiency. Consequently, accounting ratios and permutation entropy are both related to credit ratings but they appear to be independent of each other. In light of these results, we can conclude that permutation quantifiers provide additional explicative power to justify bond classification.

5. Conclusions

This paper analyzes the relationship between informational efficiency and credit ratings in the corporate bond markets of US oil and energy companies. On the one hand, we find that bonds that are included in the investment grade category, i.e. those with the highest creditworthiness, are located in the region of the CECP that represents the most informationally efficient behavior. On the other hand, bonds that belong to the speculative grade category exhibit less entropy and greater complexity, which indicates less efficiency. These different planar locations confirm a significant relationship between the informational efficiency and the credit rating of corporate bonds.

Additionally, in this paper we investigate a potential link between entropy and accounting ratios. The aim of this approach is to explore whether firm characteristics are

3.4. EFICIENCIA Y CALIFICACIÓN CREDITICIA

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

Table 3. Spearman's non-parametric correlation between permutation entropy estimations and the five selected accounting ratios for the different embedding dimensions $D = \{3, 4, 5\}$. QR: quick ratio, CurrRatio: current ratio, CovRatio: coverage ratio, IE: interest earning ratio and IC: interest cash ratio.

			QR	CurrRatio	CovRatio	IE	IC	
All firms	$D = 3$	Spearman's Rho	-0.190	-0.085	0.218	0.129	0.027	
		p -value	0.260	0.607	0.182	0.435	0.873	
	$D = 4$	Spearman's Rho	-0.228	-0.062	0.231	0.141	0.055	
		p -value	0.175	0.706	0.157	0.392	0.740	
	$D = 5$	Spearman's Rho	-0.181	-0.117	0.151	0.209	0.116	
		p -value	0.283	0.477	0.358	0.202	0.480	
		N	37 ^a	39	39	39	39	
	Investment grade	$D = 3$	Spearman's Rho	0.334	0.167	0.003	-0.125	0.053
			p -value	0.129	0.436	0.987	0.560	0.806
$D = 4$		Spearman's Rho	0.230	0.221	0.077	-0.140	0.071	
		p -value	0.304	0.300	0.722	0.514	0.741	
$D = 5$		Spearman's Rho	0.290	0.075	0.053	0.018	0.190	
		p -value	0.191	0.728	0.806	0.933	0.375	
		N	22 ^a	24	24	24	24	
Speculative grade		$D = 3$	Spearman's Rho	-0.118	-0.196	0.046	0.371	0.582 ^b
			p -value	0.676	0.483	0.869	0.173	0.023
	$D = 4$	Spearman's Rho	-0.132	-0.182	-0.025	0.461	0.654 ^c	
		p -value	0.639	0.516	0.930	0.084	0.008	
	$D = 5$	Spearman's Rho	-0.068	-0.189	-0.104	0.489	0.732 ^c	
		p -value	0.810	0.499	0.713	0.064	0.002	
		N	15	15	15	15	15	

^a El Paso Natural Gas Company and Tennessee Gas Pipeline Company are not included because cash and short-term investment figures are not available for these firms in the Datastream database.

^b Significant at the 5% level.

^c Significant at the 1% level.

related to the permutation entropy, and thus connected with the degree of informational efficiency. Surprisingly, only one of the five selected accounting ratios, the interest cash, is statistically significant for speculative grade bonds. However, this correlation does not present the expected sign. This situation highlights an absence of correlation between accounting ratios and informational efficiency. Since we have confirmed a correlated behavior between informational efficiency and the permutation quantifiers estimated in this paper, we conclude that the CECP provides an alternative and more transparent way to justify bond classification.

In the future, we propose to further study the reasons behind the lack of relationship between accounting ratios and permutation entropy, in spite of the fact that, on the one hand, credit ratings and permutation entropy, and, on the other hand, credit ratings and accounting ratios, are actually linked. Additionally, we would like to expand this study to other sectors in order to set a comparative study and verify that the CECP provides a good classification of the rating quality, independently of the firm sector.

Acknowledgments

Luciano Zunino, M Belén Guercio and Osvaldo A Rosso were supported by Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina. Lisana B Martinez acknowledges the support of a PhD scholarship from the Department of Business of Universitat Rovira i Virgili, Spain. Osvaldo A Rosso acknowledges support as a CNPq fellow, Brazil.

Appendix. Permutation-information-theory based quantifiers

A.1. Entropy and statistical complexity

The information content of a system is usually evaluated via a probability distribution function (PDF) describing the apportionment of some measurable or observable quantity, commonly a time series $\mathcal{S}(t)$. An information measure can be roughly defined as a quantity that characterizes this given probability distribution. The Shannon entropy is very often used as the most ‘natural’ one [44]. Given any arbitrary discrete probability distribution $P = \{p_i, i = 1, \dots, M\}$, with M the number of degrees of freedom, Shannon’s logarithmic information measure reads

$$S[P] = - \sum_{i=1}^M p_i \ln p_i. \quad (\text{A.1})$$

It can be regarded as a measure of the uncertainty associated with the physical process described by P . If $S[P] = S_{\min} = 0$ we are in a position to predict with complete certainty which of the possible outcomes i , whose probabilities are given by p_i , will actually take place. Our knowledge of the underlying process described by the probability distribution is maximal in this instance. In contrast, our knowledge is minimal for the equiprobable distribution $P_e = \{p_i = 1/M, i = 1, \dots, M\}$ and, consequently, the uncertainty is maximal, $S[P_e] = S_{\max}$.

It is widely known that an entropic measure does not quantify the degree of structure present in a process [34]. Moreover, it was recently shown that measures of statistical or structural complexity are necessary for a better understanding of chaotic time series because they are able to capture their organizational properties [36]. This specific kind of information is not revealed by randomness measures. Rosso and coworkers introduced an effective *statistical complexity measure* (SCM) that is able to detect essential details of the dynamics and differentiate different degrees of periodicity and chaos [45]. This specific SCM, that provides important additional information regarding the peculiarities of the underlying probability distribution, is defined via the product

$$C_{JS}[P] = \mathcal{Q}_J[P, P_e] \cdot \mathcal{H}_S[P] \quad (\text{A.2})$$

of the *normalized Shannon entropy*

$$\mathcal{H}_S[P] = S[P]/S_{\max}, \quad (\text{A.3})$$

with $S_{\max} = S[P_e] = \ln M$, ($0 \leq \mathcal{H}_S \leq 1$) and P_e the equiprobable distribution, and the so-called *disequilibrium* \mathcal{Q}_J . This latter quantifier is defined in terms of the extensive (in the thermodynamical sense) *Jensen–Shannon divergence* $\mathcal{J}[P, P_e]$ that links two PDFs.

We have

$$\mathcal{Q}_J[P, P_e] = Q_0 \cdot \mathcal{J}[P, P_e], \quad (\text{A.4})$$

with

$$\mathcal{J}[P, P_e] = S[(P + P_e)/2] - S[P]/2 - S[P_e]/2. \quad (\text{A.5})$$

Q_0 is a normalization constant, equal to the inverse of the maximum possible value of $\mathcal{J}[P, P_e]$. This value is obtained when one of the values of P , say p_m , is equal to one and the remaining p_i values are equal to zero, i.e.,

$$Q_0 = -2 \left\{ \left(\frac{M+1}{M} \right) \ln(M+1) - 2 \ln(2M) + \ln M \right\}^{-1}. \quad (\text{A.6})$$

It is worth emphasizing here that the functional product form for the complexity measure was originally proposed by López-Ruiz *et al* [46]. The Jensen–Shannon divergence, that quantifies the difference between two (or more) probability distributions, is especially useful to compare the symbol-composition of different sequences [47]. We stress the fact that the statistical complexity defined above is the product of two normalized entropies (the Shannon entropy and the Jensen–Shannon divergence), but it is a non-trivial function of the entropy because it depends on two different probability distributions, i.e., the one corresponding to the state of the system, P , and the equiprobable distribution, P_e , taken as reference state. Furthermore, it has been shown that for a given value of \mathcal{H}_S , the range of possible SCM values varies between a minimum \mathcal{C}_{\min} and a maximum \mathcal{C}_{\max} [43]. Therefore, the evaluation of the complexity provides additional insight into the details of the system’s probability distribution, which is not discriminated by randomness measures like the entropy. It can also help to uncover information related to the correlational structure between the components of the physical process under study [48, 49].

A.2. Complexity–entropy plane

In statistical mechanics one is often interested in isolated systems characterized by an initial, arbitrary, and discrete probability distribution, and the main purpose is to describe their evolution towards equilibrium. At equilibrium, we can suppose, without loss of generality, that this state is given by the equiprobable distribution P_e . The temporal evolution of the statistical complexity measure (SCM) can be analyzed using a two-dimensional (2D) diagram of \mathcal{C}_{JS} versus time t . However, the second law of thermodynamics states that, for isolated systems, entropy grows monotonically with time ($d\mathcal{H}_S/dt \geq 0$). This implies that \mathcal{H}_S can be regarded as an arrow of time, so that an equivalent way to study the temporal evolution of the SCM is through the analysis of \mathcal{C}_{JS} versus \mathcal{H}_S . The *complexity–entropy plane* has been used to study changes in the dynamics of a system originated by modifications of some characteristic parameters (see, for instance, [35, 37, 38, 50, 51] and references therein).

A.3. Estimation of the probability distribution function

When using quantifiers based on Information Theory, such as \mathcal{H}_S and \mathcal{C}_{JS} , a probability distribution associated with the time series under analysis should be provided beforehand. Many methods have been proposed for a proper estimation of it. We can mention:

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

(i) frequency counting [50], (ii) procedures based on amplitude statistics [52], (iii) binary symbolic dynamics [53], (iv) Fourier analysis [54], and (v) wavelet transform [55], among others. Their applicability depends on particular characteristics of the data, such as stationarity, time series length, variation of the parameters, level of noise contamination, etc. In all these cases the dynamics' global aspects can be somehow captured, but the different approaches are not equivalent in their ability to discern all the relevant physical details.

Methods for symbolic analysis of time series that discretize the raw series and transform it into a sequence of symbols constitute a powerful tool. They efficiently analyze nonlinear data and exhibit low sensitivity to noise [56]. However, finding a meaningful symbolic representation of the original series can be a subtle task [57]. Different symbolic sequences may be assigned to a given time series [58]. In this respect, an issue of some importance is that of ascertaining whether the temporal order in which the distinct time series values appear is considered or not. In the first case one says that *causal information* has been taken into account. If one merely assigns a symbol a of the finite alphabet \mathfrak{A} to each value of the time series, the ensuing symbolic sequence can be regarded as a non-causal coarse-grained description of the time series under consideration. The PDF extracted from the time series will not have any causal information. The usual histogram technique corresponds to this kind of assignment. Causal information may be incorporated into the construction process that yields P if one symbol of a finite alphabet \mathfrak{A} is assigned instead to a (phase-space) trajectory's portion, i.e., we assign 'words' to each trajectory portion. The Bandt and Pompe (BP) methodology [59] for extracting a PDF from a time series corresponds to the causal type of assignment, and the resulting probability distribution P constitutes, thus, a causal coarse-grained description of the system. 'Partitions' are devised by comparing the order of neighboring relative values rather than by apportioning amplitudes according to different levels. The appropriate symbol sequence arises naturally from the time series. No model-based assumptions are needed.

Given a time series $\mathcal{S}(t) = \{x_t; t = 1, \dots, N\}$, an embedding dimension $D > 1 (D \in \mathbb{N})$, and an embedding delay $\tau (\tau \in \mathbb{N})$, the BP-pattern of order D generated by

$$s \mapsto (x_s, x_{s+\tau}, \dots, x_{s+(D-2)\tau}, x_{s+(D-1)\tau}), \quad (\text{A.7})$$

is considered. To each time s , BP assign a D -dimensional vector that results from the evaluation of the time series at times $s, s + \tau, \dots, s + (D - 2)\tau, s + (D - 1)\tau$. Clearly, the higher the value of D , the more information about the 'future' is incorporated into the ensuing vectors. By the ordinal pattern of order D related to the time s , BP mean the permutation $\pi = (r_0 \ r_1 \ \dots \ r_{D-2} \ r_{D-1})$ of $(0 \ 1 \ \dots \ D - 2 \ D - 1)$ defined by

$$x_{s+r_0\tau} \leq x_{s+r_1\tau} \leq \dots \leq x_{s+r_{D-2}\tau} \leq x_{s+r_{D-1}\tau}. \quad (\text{A.8})$$

In this way the vector defined by (A.7) is converted into a definite symbol π . To get a unique result BP consider that $r_i < r_{i+1}$ if $x_{s+r_i\tau} = x_{s+r_{i+1}\tau}$. This is justified if the values of x_t have a continuous distribution so that equal values are very unusual. For all the $D!$ possible orderings (permutations) π_i when the embedding dimension is D , their associated relative frequencies can be naturally computed according to the number of times this particular order sequence is found in the time series, divided by the total number of

J. Stat. Mech. (2013) P08007

3.4. EFICIENCIA Y CALIFICACIÓN CREDITICIA

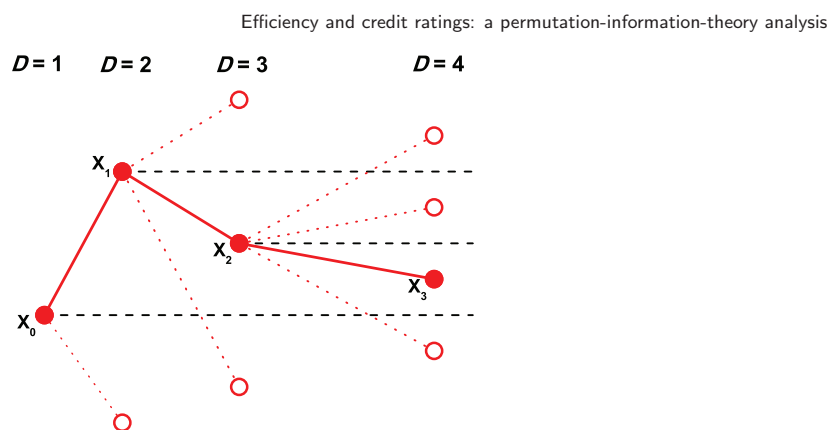


Figure A.1. Illustration of the construction principle for ordinal patterns of length D [60]. For $D = 4$, full circles and continuous lines represent the sequence $x_0 \leq x_3 \leq x_2 \leq x_1$ which leads to the pattern (0321).

sequences. Thus, an ordinal pattern probability distribution $P = \{p(\pi_i), i = 1, \dots, D!\}$ is derived from the time series.

In order to illustrate the BP recipe, consider a simple example: a time series with seven ($N = 7$) values $x = \{4, 7, 9, 10, 6, 11, 3\}$, and we evaluate the BP-PDF for $D = 3$ and $\tau = 1$. Triplets (4, 7, 9) and (7, 9, 10) represent the permutation pattern (012) since the values are in increasing order. On the other hand, (9, 10, 6) and (6, 11, 3) correspond to the permutation pattern (201) since $x_{s+2} \leq x_s \leq x_{s+1}$, while (10, 6, 11) has the permutation pattern (102) with $x_{s+1} \leq x_s \leq x_{s+2}$. Then, the associated probabilities result: $p_{(012)} = p_{(201)} = 2/5$; $p_{(102)} = 1/5$; $p_{(021)} = p_{(120)} = p_{(210)} = 0$.

Graphically, figure A.1 illustrates the construction principle of the ordinal patterns of length $D = \{2, 3, 4\}$ [60]. Consider the sequence $\{x_0, x_1, x_2, x_3\}$. For $D = 2$, there are only two possible directions from x_0 to x_1 , up and down. For $D = 3$, starting from x_1 (up) the third part of the pattern can be above x_1 , below x_0 or between x_0 and x_1 as it is illustrated in figure A.1. A similar situation is obtained starting from x_1 (down). For $D = 4$, for each one of the six possible positions for x_2 we will have 4 possible locations for x_3 , leading in this way finally to the $D! = 4! = 24$ different ordinal patterns. A graphical representation of all possible patterns corresponding to $D = \{3, 4, 5\}$ can be found in figure 2 of [60].

The BP-generated probability distribution P is obtained once we fix the embedding dimension D and the embedding delay τ . The former parameter plays an important role in the evaluation of the appropriate probability distribution, since D determines the number of accessible states, given by $D!$. Moreover, it has been established that the length N of the time series must satisfy the condition $N \gg D!$ in order to achieve reliable statistics and proper distinction between stochastic and deterministic dynamics [40, 61]. With respect to the selection of the parameters, BP suggest in their cornerstone paper [59] to work with $3 \leq D \leq 7$ with a time lag $\tau = 1$. Nevertheless, other values of τ might provide additional information. It has recently been shown that this parameter is strongly related, when it is relevant, to the intrinsic time scales of the system under analysis [62]–[65].

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

It is clear that, applying this prescription for symbolizing time series, some details of the original amplitude information and variability are lost. However, a meaningful reduction of the complex systems to their basic inherent structure is provided. The symbolic representation of time series by recourse to a comparison of consecutive points ($\tau = 1$) or non-consecutive points ($\tau > 1$) allows for an accurate empirical reconstruction of the underlying phase-space, even in the presence of weak (observational and dynamical) noise [59]. Furthermore, the ordinal pattern associated PDF is invariant with respect to nonlinear monotonic transformations. Accordingly, nonlinear drifts or scalings artificially introduced by a measurement device will not modify the quantifiers' estimation, a useful property if one deals with experimental data (see, i.e., [66]). These advantages make the BP approach more convenient than conventional methods based on range partitioning. Additional advantages of the method reside in its simplicity (we need few parameters: the pattern length/embedding dimension D and the embedding delay τ) and the extremely fast nature of the pertinent calculation process.

In this work the normalized Shannon entropy, \mathcal{H}_S (A.3), and the SCM, \mathcal{C}_{JS} (A.2), are evaluated using the permutation probability distribution. Defined in this way, these quantifiers are usually known as *permutation entropy* and *permutation statistical complexity* [41]. They characterize the diversity and correlational structure, respectively, of the orderings present in the complex time series. The *complexity-entropy causality plane* (CECP) is defined as the two-dimensional (2D) diagram obtained by plotting permutation statistical complexity (vertical axis) versus permutation entropy (horizontal axis) for a given system [40]. For further details about the estimation of permutation quantifiers and an exhaustive list of its main biomedical and econophysics applications we refer the reader to [67].

References

- [1] Fama E F, *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*, 1970 *J. Finance* **25** 383
- [2] Hayek F A, *The use of knowledge in society*, 1945 *Am. Econ. Rev.* **35** 519
- [3] Gibson G R, 1889 *The Stock Exchanges of London, Paris and New York: a Comparison* (New York: G P Putnam)
- [4] Bachelier L, *Théorie de la spéculation*, 1900 *Ann. Sci. Normale Supérieure* **3** 21
- [5] LeRoy S F, *Efficient capital markets and martingales*, 1989 *J. Econ. Literature* **27** 1583
- [6] Serletis A and Rosenberg A A, *The Hurst exponent in energy futures prices*, 2007 *Physica A* **380** 325
- [7] Urtskaya O Y and Serletis A, *Quantifying multiscale inefficiency in electricity markets*, 2008 *Energy Econ.* **30** 3109
- [8] Alvarez-Ramirez J, Alvarez J and Rodriguez E, *Short-term predictability of crude oil markets: a detrended fluctuation analysis approach*, 2008 *Energy Econ.* **30** 2645
- [9] Charles A and Darné O, *The efficiency of the crude oil markets: evidence from variance ratio tests*, 2009 *Energy Policy* **37** 4267
- [10] Alvarez-Ramirez J, Alvarez J and Solis R, *Crude oil market efficiency and modeling: insights from the multiscaling autocorrelation pattern*, 2010 *Energy Econ.* **32** 993
- [11] Alvarez-Ramirez J and Escarela-Perez R, *Time-dependent correlations in electricity markets*, 2010 *Energy Econ.* **32** 269
- [12] Aroui M El H, Dinh T H and Nguyen D K, *Time-varying predictability in crude-oil markets: the case of GCC countries*, 2010 *Energy Policy* **38** 4371
- [13] White L J, *Markets: the credit rating agencies*, 2010 *J. Econ. Perspect.* **24** 211
- [14] Tichy G, *Did rating agencies boost the financial crisis?* 2011 *Interecon.: Rev. Eur. Econ. Policy* **46** 232
- [15] Ross I, *Higher stakes in the bond-rating game*, 1976 *Fortune* **93** 133
- [16] Weinstein M I, *The effect of a rating change announcement on bond price*, 1977 *J. Financ. Econ.* **5** 329

- [17] Geske R L and Delianedis G, *The components of corporate credit spreads: default, recovery, taxes, jumps, liquidity, and market factors*, 2001 UCLA Anderson Working Paper No. 22-01 (available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=306479> or doi:10.2139/ssrn.306479)
- [18] Elton E J, Gruber M J, Agrawal D and Mann C, *Factors affecting the valuation of corporate bonds*, 2004 *J. Bank. Financ.* **28** 2747
- [19] Perraudin W and Taylor A P, *On the consistency of ratings and bond market yields*, 2004 *J. Bank. Financ.* **28** 2769
- [20] May A D, *The impact of bond rating changes on corporate bond prices: new evidence from the over-the-counter market*, 2010 *J. Bank. Financ.* **34** 2822
- [21] Lu C-W, Chen T-K and Liao H-H, *Information uncertainty, information asymmetry and corporate bond yield spreads*, 2010 *J. Bank. Financ.* **34** 2265
- [22] Abad P, Díaz A and Robles-Fernández M D, *Credit rating announcements, trading activity and yield spreads: the Spanish evidence*, 2012 *Int. J. Monetary Econ. Financ.* **5** 38
- [23] Cover T M and Thomas J A, 2006 *Elements of Information Theory* 2nd edn (New York: Wiley-Interscience)
- [24] Theil H and Leenders C T, *Tomorrow on the Amsterdam stock exchange*, 1965 *J. Bus.* **38** 277
- [25] Fama E F, *Tomorrow on the New York stock exchange*, 1965 *J. Bus.* **38** 285
- [26] Dryden M M, *Short-term forecasting of share prices: an information theory approach*, 1968 *Scottish J. Political Econ.* **15** 227
- [27] Philippatos G C and Nawrocki D N, *The behavior of stock market aggregates: evidence of dependence on the american stock exchange*, 1973 *J. Bus. Res.* **1** 101
- [28] Philippatos G C and Wilson C J, *Information theory and risk in capital markets*, 1974 *Omega* **2** 523
- [29] Risso W A, *The informational efficiency and the financial crashes*, 2008 *Res. Int. Bus. Financ.* **22** 396
- [30] Risso W A, *The informational efficiency: the emerging markets versus the developed markets*, 2009 *Appl. Econ. Lett.* **16** 485
- [31] Martina E, Rodriguez E, Escarela-Perez R and Alvarez-Ramirez J, *Multiscale entropy analysis of crude oil price dynamics*, 2011 *Energy Econ.* **33** 936
- [32] Ortiz-Cruz A, Rodriguez E, Ibarra-Valdez C and Alvarez-Ramirez J, *Efficiency of crude oil markets: evidences from informational entropy analysis*, 2012 *Energy Policy* **41** 365
- [33] Alvarez-Ramirez J, Rodriguez E and Alvarez J, *A multiscale entropy approach for market efficiency*, 2012 *Int. Rev. Financ. Anal.* **21** 64
- [34] Feldman D P and Crutchfield J P, *Measures of statistical complexity: why?* 1998 *Phys. Lett. A* **238** 244
- [35] Zunino L, Zanin M, Tabak B M, Pérez D G and Rosso O A, *Complexity-entropy causality plane: a useful approach to quantify the stock market inefficiency*, 2010 *Physica A* **389** 1891
- [36] Feldman D P, McTague C S and Crutchfield J P, *The organization of intrinsic computation: complexity-entropy diagrams and the diversity of natural information processing*, 2008 *Chaos* **18** 043106
- [37] Zunino L, Tabak B M, Serinaldi F, Zanin M, Pérez D G and Rosso O A, *Commodity predictability analysis with a permutation information theory approach*, 2011 *Physica A* **390** 876
- [38] Zunino L, Bariviera A F, Belén Guercio M, Martínez L B and Rosso O A, *On the efficiency of sovereign bond markets*, 2012 *Physica A* **391** 4342
- [39] Bandt C and Shiha F, *Order patterns in time series*, 2007 *J. Time Ser. Anal.* **28** 646
- [40] Rosso O A, Larrondo H A, Martín M T, Plastino A and Fuentes M A, *Distinguishing noise from chaos*, 2007 *Phys. Rev. Lett.* **99** 154102
- [41] Rosso O A, Zunino L, Pérez D G, Figliola A, Larrondo H A, Garavaglia M, Martín M T and Plastino A, *Extracting features of Gaussian self-similar stochastic processes via the Bandt-Pompe approach*, 2007 *Phys. Rev. E* **76** 061114
- [42] Zunino L, Pérez D G, Martín M T, Garavaglia M, Plastino A and Rosso O A, *Permutation entropy of fractional Brownian motion and fractional Gaussian noise*, 2008 *Phys. Lett. A* **372** 4768
- [43] Martín M T, Plastino A and Rosso O A, *Generalized statistical complexity measures: geometrical and analytical properties*, 2006 *Physica A* **369** 439
- [44] Shannon C E and Weaver W, 1949 *The Mathematical Theory of Communication* (Champaign, IL: University of Illinois Press)
- [45] Lamberti P W, Martín M T, Plastino A and Rosso O A, *Intensive entropic non-triviality measure*, 2004 *Physica A* **334** 119
- [46] López-Ruiz R, Mancini H L and Calbet X, *A statistical measure of complexity*, 1995 *Phys. Lett. A* **209** 321
- [47] Grosse I, Bernaola-Galván P, Carpena P, Román-Roldán R, Oliver J and Eugene Stanley H, *Analysis of symbolic sequences using the Jensen-Shannon divergence*, 2002 *Phys. Rev. E* **65** 041905
- [48] Rosso O A and Masoller C, *Detecting and quantifying stochastic and coherence resonances via information-theory complexity measurements*, 2009 *Phys. Rev. E* **79** 040106(R)

Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis

- [49] Rosso O A and Masoller C, *Detecting and quantifying temporal correlations in stochastic resonance via information theory measures*, 2009 *Eur. Phys. J. B* **69** 37
- [50] Rosso O A, Craig H and Moscato P, *Shakespeare and other English Renaissance authors as characterized by information theory complexity quantifiers*, 2009 *Physica A* **388** 916
- [51] Lovallo M and Telesca L, *Complexity measures and information planes of x-ray astrophysical sources*, 2011 *J. Stat. Mech.* **P03029**
- [52] De Micco L, Gonzalez C M, Larrondo H A, Martín M T, Plastino A and Rosso O A, *Randomizing nonlinear maps via symbolic dynamics*, 2008 *Physica A* **387** 3373
- [53] Mischaikow K, Mrozek M, Reiss J and Szymczak A, *Construction of symbolic dynamics from experimental time series*, 1999 *Phys. Rev. Lett.* **82** 1144
- [54] Powell G E and Percival I C, *A spectral entropy method for distinguishing regular and irregular motion of Hamiltonian systems*, 1979 *J. Phys. A: Math. Gen.* **12** 2053
- [55] Rosso O A, Blanco S, Jordanova J, Kolev V, Figliola A, Schürmann M and Başar E, *Wavelet entropy: a new tool for analysis of short duration brain electrical signals*, 2001 *J. Neurosci. Methods* **105** 65
- [56] Finn J M, Goettee J D, Toroczka Z, Anghel M and Wood B P, *Estimation of entropies and dimensions by nonlinear symbolic time series analysis*, 2003 *Chaos* **13** 444
- [57] Bolt E M, Stanford T, Lai Y C and Zyczkowski K, *Validity of threshold-crossing analysis of symbolic dynamics from chaotic time series*, 2000 *Phys. Rev. Lett.* **85** 3524
- [58] Daw C S, Finney C E A and Tracy E R, *A review of symbolic analysis of experimental data*, 2003 *Rev. Sci. Instrum.* **74** 915
- [59] Bandt C and Pompe B, *Permutation entropy: a natural complexity measure for time series*, 2002 *Phys. Rev. Lett.* **88** 174102
- [60] Parlitz U, Berg S, Luther S, Schirdewan A, Kurths J and Wessel N, *Classifying cardiac biosignals using ordinal pattern statistics and symbolic dynamics*, 2012 *Comput. Biol. Med.* **42** 319
- [61] Staniek M and Lehnertz K, *Parameter selection for permutation entropy measurements*, 2007 *Int. J. Bifurcation Chaos* **17** 3729
- [62] Zunino L, Soriano M C, Fischer I, Rosso O A and Mirasso C R, *Permutation-information-theory approach to unveil delay dynamics from time-series analysis*, 2010 *Phys. Rev. E* **82** 046212
- [63] Soriano M C, Zunino L, Rosso O A, Fischer I and Mirasso C R, *Time scales of a chaotic semiconductor laser with optical feedback under the lens of a permutation information analysis*, 2011 *IEEE J. Quantum Electron.* **47** 252
- [64] Soriano M C, Zunino L, Larger L, Fischer I and Mirasso C R, *Distinguishing fingerprints of hyperchaotic and stochastic dynamics in optical chaos from a delayed opto-electronic oscillator*, 2011 *Opt. Lett.* **36** 2212
- [65] Zunino L, Soriano M C and Rosso O A, *Distinguishing chaotic and stochastic dynamics from time series by using a multiscale symbolic approach*, 2012 *Phys. Rev. E* **86** 046210
- [66] Saco P M, Carpi L C, Figliola A, Serrano E and Rosso O A, *Entropy analysis of the dynamics of El Niño/Southern oscillation during the Holocene*, 2010 *Physica A* **389** 5022
- [67] Zanin M, Zunino L, Rosso O A and Papo D, *Permutation entropy and its main biomedical and econophysics applications: a review*, 2012 *Entropy* **14** 1553

J. Stat. Mech. (2013) P08007

3.5. Eficiencia, crisis y sectores de la economía

El último artículo de esta tesis, titulado *Informational Efficiency in Distressed Markets: The Case of European Corporate Bonds*, fue publicado en diciembre de 2014 en *The Economic and Social Review*⁴.

En este último artículo hemos estudiado la eficiencia informativa del mercado de bonos corporativos a nivel europeo, separado por sectores. Nuestro objetivo fue verificar si los bonos corporativos de todos los sectores habían sido igualmente afectados por la crisis financiera de 2008.

Para medir la eficiencia informativa utilizamos el exponente de Hurst. En forma análoga a lo realizado en el artículo Bariviera (2011), utilizamos ventanas móviles para poder observar su dinámica a lo largo del tiempo. La innovación en este artículo, fue generar una aleatorización interna en bloques de a 5, 10 y 15 datos, tal como fue sugerido por Erramilli et al. (1996), a fin de neutralizar el efecto de las correlaciones de corto plazo en la estimaciones del exponente de Hurst y así obtener una mejor estimación de la memoria de largo plazo.

Se analizaron los rendimientos diarios de los índices de bonos corporativos a nivel europeo elaborados por *Markit iBoxx* entre los años 2001 y 2013. Estos índices son publicados para 15 sectores de la economía.

Hemos podido mostrar que no todos los bonos sectoriales han visto afectada su eficiencia informativa. Tan sólo los índices de bonos cuyos sectores están más vinculados a las finanzas (Bancos, Servicios Financieros, Seguros) han visto mermada su eficiencia informativa de manera importante. Esto podría deberse a un comportamiento de manada, que movilizó a los inversores hacia afuera del mercado, provocando un aumento del exponente de Hurst.

A fin de analizar el efecto de la crisis, se realizó un testeo sobre la existencia de un *break point* en las series de exponentes de Hurst estimadas a partir de las ventanas móviles, utilizando la librería de R desarrollada por Zeileis et al. (2002). Mediante esta técnica se encontró un punto de corte entre octubre y noviembre de 2008 en las series temporales de los sectores relacionados al mundo financiero. Este punto de corte se produjo poco tiempo después de la caída de Lehman Brothers. En cambio, en los otros sectores (con excepción de telecomunicaciones y servicios públicos) tienen un punto de corte hacia mediados del año 2009. Estos resultados muestran que el análisis de la eficiencia informativa detecta el origen de la crisis en el sector financiero y su traslado posterior a los sectores reales de la economía.

Nuestro análisis ha podido diferenciar dos conjuntos distintos de secto-

⁴ *Social Science Citation Index* IF 0,409 cuartil 4
SCImago Lab (Scopus) SJR 0,276 cuartil 2

res. Un conjunto sufrió un estrés temporal, pero volvió a su nivel anterior de la eficiencia. Este conjunto se compone de los sectores químicos, salud, industrial, medios de comunicación, tecnología, telecomunicaciones y servicios públicos. El otro grupo sufrió un efecto duradero sobre su nivel de memoria de largo plazo, que seguía siendo significativo hasta el final del período muestral. Este conjunto, que comprende los sectores del automóvil, la banca, los recursos básicos, la construcción, la energía, los servicios financieros y los seguros, vieron una reducción de su eficiencia informativa.

Estos comportamientos disímiles de los sectores ante una crisis son de utilidad para los inversores, cuando realizan decisiones de balanceo de carteras. Asimismo, estos resultados pueden ser de utilidad para las autoridades de regulación de los mercados a fin de establecer mecanismos de regulación prudencial y como señal temprana de alarma que llame la atención cuando se produzcan modificaciones sustanciales del mercado financiero.

3.5. EFICIENCIA, CRISIS Y SECTORES DE LA ECONOMÍA 103

The Economic and Social Review, Vol. 45, No. 3, Autumn, 2014, pp. 349-369

Informational Efficiency in Distressed Markets: The Case of European Corporate Bonds

AURELIO FERNÁNDEZ BARIVIERA*
DGE, Universitat Rovira i Virgili, Reus, Spain
Centro de Estudios Científicos y Técnicos, FACPCE, Buenos Aires

M. BELÉN GUERCIO
*Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur, CONICET-
Universidad Nacional del Sur*
Universidad Provincial del Sudoeste, Bahía Blanca, Argentina

LISANA B. MARTINEZ
*Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur, CONICET-
Universidad Nacional del Sur*
Universidad Provincial del Sudoeste, Bahía Blanca, Argentina

Abstract: This paper investigates the effect of the 2008 financial crisis on informational efficiency by carrying out a long-memory analysis of European corporate bond markets. We compute the Hurst exponent for fifteen sectorial indices to scrutinise the time-varying behaviour of long-range memory, applying a shuffling technique to avoid short-term correlation. We find that the financial crisis has uneven effects on the informational efficiency of all corporate bond sectors, especially those related to financial services. However, their vulnerability is not homogeneous and some non-financial sectors suffer only a transitory effect.

I INTRODUCTION

The study of informational efficiency, a cornerstone of which is the Efficient Market Hypothesis (EMH), is possibly one of the most elusive issues in financial economics. Its origins can be traced back to Gibson (1889), who wrote

Acknowledgements: The authors would like to thank the two anonymous reviewers and an associate editor for helpful comments. Remaining errors are our sole responsibility.

* Corresponding author: Telephone: +34 977759833, Fax: +34 977759810.

Email addresses: aurelio.fernandez@urv.net (Aurelio Fernández Bariviera), mbguercio@iiess-conicet.gob.ar (M. Belén Guercio), lisanabelen.martinez@gmail.com (Lisana B. Martinez).

that the prices of publicly traded shares “may be regarded as the judgment of the best intelligence regarding them”. In spite of the fact that one of the first models of an informationally efficient market (Bachelier, 1900) was based on the price changes of French government bonds, the literature focused on the study of stock markets rather than bond markets.

However, the systematic study of informational efficiency was taken up in the 1960s, when financial economics emerged as a new area within economics. Fama’s classic definition (Fama, 1976) states that a market is informationally efficient if it “fully reflects all available information”. Therefore, the key element in assessing efficiency is to determine the appropriate set of information that drives prices. Following Fama (1970), informational efficiency can be divided into three categories: (i) weak efficiency, if prices reflect the information contained in past series of prices; (ii) semi-strong efficiency, if prices reflect all public information; and (iii) strong efficiency, if prices reflect all public and private information. As a corollary of EMH, the presence of long memory in financial time series cannot be accepted because it would allow risk-free profitable trading strategies. If markets are informationally efficient, arbitrage prevents the possibility of such strategies.

Ross (2005) indicates that this definition leads one to believe that prices are the result of decisions made by individual agents and that they therefore depend on underlying information. As a corollary, higher returns cannot be obtained with the same information set. This implies that future returns depend to a great extent not only on historic information but also on new information received by the market. Therefore no investor whose information set is the same as or inferior to the market’s information set can beat the market.

In a recent paper Bariviera *et al.* (2012) study the impact of the crisis on corporate and sovereign bond markets of seven European countries, with similar results being found in all the countries examined. The interesting finding that the crisis brings about an enhancement of informational efficiency in sovereign bond indices and a deterioration in corporate bond indices leads us to carry out a more detailed study of the effect of the crisis on the informational efficiency of corporate bonds. According to Bariviera *et al.* (2012), there do not appear to be any country-specific characteristics that influence informational efficiency. We therefore select a tout-court European corporate bond index for each economic sector in order to detect the permeability of certain sectors to crisis influence, as reflected in their informational efficiency.

The aim of this paper is to analyse the time-varying dynamics of informational efficiency as measured by the long memory of time series and the impact of the 2008 financial crisis on fifteen sectorial indices of European

3.5. EFICIENCIA, CRISIS Y SECTORES DE LA ECONOMÍA 105

INFORMATIONAL EFFICIENCY IN DISTRESSED MARKETS 351

corporate bonds. This article contributes to the literature on EMH in four important aspects. First, we expand the empirical studies by analysing the long memory of corporate bond indices. Second, we perform a comparative analysis of the most important and most recognised sectors of the economy. Third, we throw some light on the uneven impact of the 2008 financial crisis across sectors. And fourth, we analyse the European market, where the most visible effects have taken place and which emerges as an alternative financing source for companies.

The paper is organised as follows. Section II presents a brief review of the literature on long memory in corporate bond markets. Section III introduces the Hurst exponent as a measure for long-range dependence and the corresponding break point relating to structural changes in the time series. Section IV presents the data and methodology used in the paper. Section V sets out the empirical results. Finally, Section VI contains the main conclusions.

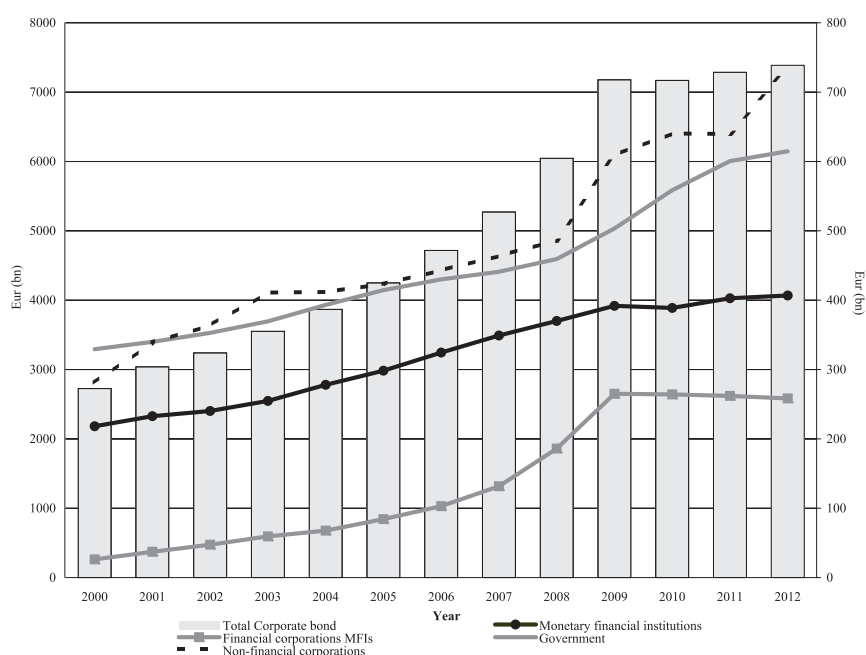
II LITERATURE REVIEW

2.1 *The Corporate Bond Market*

Corporate bond markets are some of the least studied markets in the financial literature. However, there are a number of reasons why a detailed study should be made of their behaviour. Fink *et al.* (2003), for example, find that an increase in bond firm financing triggers economic growth. They also state that the corporate bond market could substitute the banking sector, enhancing the development of the market. Corporate bond financing also allows longer maturities and lower lending rates. This means the substitution of current liabilities by non-current liabilities, which improves a company's current ratio. Furthermore, longer maturities allow firms to venture for long-term investment projects. From an investor's point of view, corporate bonds offer an opportunity for portfolio diversification into assets of different maturities, different credit ratings and, therefore, different yields. Apart from being one of the main financing sources for European firms, the market for corporate bonds in this area is one of the biggest in the world. The European corporate bond market has undergone huge growth in recent years, albeit interrupted in some sectors due to the 2008 crisis. It is useful to see the effect of the crisis on certain segments of the corporate bond market. As shown in Figure 1, the outstanding volume of monetary financial institutions and financial corporations is maintained unaltered since 2009. Non-financial corporation bonds have meanwhile been undergoing sustained growth since 2008. There are several reasons for this behaviour. First of all there has been

a portfolio rebalance in favour of corporate bonds at the expense of sovereign bonds due to the yield gap between the two types of bond. Second, due to the credit crunch, managers were forced to go to the market to finance investment projects.¹

Figure 1: *Outstanding Volume of Corporate Bonds by Sector. Non-Financial Corporations Are Shown on the Right-Hand Axis. Both Axes Represent the Circulation Volume in Billions of Euros*



Source: Own calculations based on data from the European Central Bank.

2.2 Weak Informational Efficiency

Much of the literature focuses on long-range dependence in stock markets. In spite of the fact that the market for corporate bonds is very large in volume and is popular with portfolio managers, who see these bonds as an attractive way to invest, there are fewer empirical studies in this area. Barkoulas *et al.* (2000), for example, estimate the fractional differencing parameter using the spectral regression method to measure long memory in the Greek Stock Exchange. Along similar lines Blasco and Santamaría (1996), using the Brock-Dechert-Scheinkman (BDS) statistic and Hurst-Mandelbrot R/S analysis,

¹ Corporate bond issuance in Europe: Where do we stand and where are we heading? 31 January 2013 in Deutsche Bank Research Macroeconomic Research Bank.

prove the existence of strong memory processes in the Spanish Stock Exchange. Cheung and Lai (1995) report long memory in 5 out of 18 developed stock markets applying a modified rescaled range test and a fractional differencing test. Barkoulas and Baum (1996) apply the spectral regression method to test for fractal structure in aggregate stock returns but find no strong evidence against the random walk model in US stock returns.

Another issue unsolved in the literature is the time-varying behaviour of market efficiency. On this aspect Ito and Sugiyama (2009) claim that inefficiency varies over time in the US stock market. They use a time-varying structure of autocorrelations of stock return data based on the moving window method and estimate the time-varying AR(1) coefficients using a state space model. Applying the Hurst exponent (R/S), Bariviera (2011) argues that time-varying long-range dependence in the Thai Stock Market is weakly influenced by the liquidity level and market size. Cajueiro *et al.* (2009) conclude that financial market liberalisation increases informational efficiency in the Greek Stock Market. Kim *et al.* (2011) observe that return predictability is altered by political and economic crises but not market crashes, considering different statistics tests as measures of the degree of return predictability. Alvarez-Ramirez *et al.* (2012) categorise market efficiency in terms of entropy and find that US stock market efficiency varies over time between 1929 and 2012, that economic context could affect market efficiency and that the strength and duration of the efficiency deviation could be considered measures of the effect of specific events. Hooy and Lim (2013) analyse stock market integration by exploring its association with informational efficiency. By applying an OLS model and employing the adjusted pricing error from an equilibrium international asset pricing model as a proxy for market integration, they show robust evidence supporting the hypothesis that the level of market integration is significantly and positively related to the degree of informational efficiency.

Despite the importance of fixed income instruments in the composition of investment portfolios and in company and government financing, these have not been studied as much as stocks. The fixed income market is divided into two categories, depending on the legal status of the issuer. The corporate bond market refers to debt instruments issued by private and public corporations, whereas the sovereign bond market refers to debt instruments whose borrowers are autonomous nation states. Bollerslev *et al.* (2000) uncover long-memory volatility dependencies in future US Treasury bond market contracts. They use intraday data from January 1994 to December 1997 partitioned into 5-minute intervals and employ a fractionally integrated GARCH (FIGARCH) model to capture the daily price volatility of future contracts. Carbone *et al.* (2004) determine long memory in log returns for the German stock and sovereign bond markets using detrending moving average (DMA) scaling

techniques. Bariviera and de Andrés (2005) discuss the existence of daily seasonalities in Spanish sovereign bonds for different maturities, analysing the return volatilities of representative portfolios published by Analistas Financieros Internacionales. They confirm heterogeneous behaviour throughout the week. Using methods based on wavelets, Thupayagale (2011) observes long memory in South African 10-year government bonds, considering three bond volatility proxies: absolute, squared and log-squared returns. Jordan and Jordan (1991), using a standard ANOVA test for daily and weekly data from the Dow Jones Composite Bond Average from January 1963 to December 1986, detect a January effect. Alexander and Ferri (2000) reveal patterns of daily seasonality in high-yield corporate bonds for daily trading volume and closing price from Nasdaq's Fixed Income Pricing System (FIPS). They use ANOVA and an F-statistic to evaluate the means and medians of differences in measures of trading volume proxied by the number of bonds traded, the number of trades and the market value of the traded bonds. ANOVA and t-statistics are used to gauge differences in the daily percentage price change. McCarthy *et al.* (2009) confirm long memory in yields for corporate bonds and in the spread of returns for corporate bonds and treasury bonds. The analysis is carried out on Aaa and Baa corporate and 10-year Treasury bonds. They estimate a Hurst exponent and the degree of fractional integration of the yield spread in two ways, using a semi-parametric aggregated series and a discrete wavelet. Hotchkiss and Ronen (2002) study the informational efficiency of the bond market relative to the stock market for a sample of US market companies. Analysing daily and hourly transactions for 55 high-yield bonds between January and October 1995 they find no significant difference in the informational efficiency of the two markets. They use a vector autoregression approach (VAR) to establish the causal relationship. Downing *et al.* (2009), however, employ bivariate vector autoregressions in order to examine lead-lag relations between bond and equity returns. From the daily and hourly returns for 3,000 bonds and equities issued by 439 firms over the period from October 2004 to December 2005, they find that the corporate bond market is less informationally efficient than the stock market. Bariviera *et al.* (2012) carry out a comparative analysis of the effect of the 2008 financial crisis on European sovereign and corporate bond markets using a Hurst exponent. They suggest that the effect of the crisis was more evident in the informational efficiency of the corporate bond market than in the sovereign bond market. Bariviera *et al.* (2013) illustrate that relative informational efficiency proxies based on information theory quantifiers tally with the classification provided by credit rating agencies such as Moody's and Standard & Poors.

There are other ways of assessing the evolution of efficiency. Rosso *et al.* (2007) introduce the complexity-causality plane in order to distinguish between Gaussian and non-Gaussian processes. Zunino *et al.* (2010) show that this innovative approach is very useful for discerning the stage of stock market development. In particular it enables quantification of the influence of two sources of inefficiency that are present in the underlying stochastic process: long-range correlation and fat tails. In Zunino *et al.* (2011), an application of the complexity-entropy causality plane was extended to the study of the efficiency of commodity prices.

III LONG-RANGE DEPENDENCE USING A HURST EXPONENT

A classic assumption in financial models is that stock price changes are independent and identically distributed and can be represented by a Brownian motion. Hence an asset pricing model like the Black-Scholes option formula precludes the possibility of long-term memory in price changes. This assumption has been controversial because, as mentioned in Section 2.2, there are numerous empirical studies that document departures from the Brownian motion model. The presence of such behaviour is essential for time-series modelling and forecasting. Mandelbrot and Wallis (1968) and Mandelbrot (1972) propose an alternative model which includes long memory. This stochastic process, called Fractional Brownian Motion (FBM), is a generalisation of the classic Brownian motion and can be described as:

$$\omega_H(t) = \frac{1}{\Gamma(H + 0.5)} \int_0^t (t - \tau)^{H-0.5} d\omega(\tau) \quad (1)$$

where $\omega(t)$ is a standard Brownian motion and $\Gamma(\cdot)$ is the standard Gamma function. For $H = 0.5$, Equation (1) is a standard Brownian motion. If $H \neq 0.5$ the process exhibits long range correlation. If $H < 0.5$ the stochastic process is anti-persistent, i.e., negative changes are most likely followed by positive changes than at a point chosen at random. On the contrary, if $H > 0.5$ the stochastic process is persistent, i.e., it exhibits positive long-term correlation.

There are several techniques for assessing the existence of long memory. These include the Hurst exponent.² The Hurst exponent's H characterises the

² Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average models, ARFIMA (p, d, q) are also a family of stochastic processes with long memory. An alternative way of testing for long memory is to assess the order of d of fractional integration of the time series. In fact, parameter d from ARFIMA and parameter H from FBM are functionally related. A discussion of ARFIMA models is beyond the scope of this paper, so we refer readers to Geweke and Porter-Hudak (1983) and Mills and Markellos (2012) for a deeper insight.

scaling behaviour of the range of cumulative departures of a time series from its mean.

There are several methods (both parametric and non-parametric) for calculating the Hurst exponent. For a survey on the different methods of estimating long-range dependences, see Taqqu *et al.* (1995) and Montanari *et al.* (1999). Serinaldi (2010) carries out a comprehensive review of different methods for estimating the Hurst exponent and concludes that applying an inappropriate estimation method can lead to incorrect conclusions about the persistence or anti-persistence of financial series. These methods include rescaled range analysis (R/S), as used in Hurst (1951) and Mandelbrot and Wallis (1968) and detrended fluctuation analysis (DFA), as developed by Peng *et al.* (1994). The former is selected because it is the most popular method in the economic literature, while the latter is chosen because it produces better estimates of long-range dependence and is not affected by non-stationarities in time series (Grau-Carles, 2000).

We reject using Lo's modified R/S statistics (Lo, 1991) since this procedure is biased toward accepting the null hypothesis of no long-range dependence and is less conclusive than the DFA method. For a more detailed discussion on the weaknesses of Lo's R/S , see Teverovsky *et al.* (1999) and Willinger *et al.* (1999).

3.1 Rescaled Range

One of the most common and classic measures of long-range dependence was proposed by Hurst (1951) and is a method widely used in the economic literature. It uses the range of the partial sums of deviations of a time series from its mean, rescaled by its standard deviation. If we have a sequence of continuous compounded returns $\{r_1, r_2, \dots, r_\tau\}$, τ in which τ is the length of the estimation period and \bar{r}_τ is the sample mean, the R/S statistic is given by

$$(R/S)_\tau \equiv \frac{1}{s_\tau} \left[\max_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) \right] \quad (2)$$

where s_τ is the standard deviation

$$s_\tau \equiv \left[\frac{1}{\tau} \sum (r_t - \bar{r}_\tau)^2 \right]^{1/2} \quad (3)$$

Hurst (1951), found that the following relation

$$(R/S)_\tau = (\tau/2)^H \quad (4)$$

is verified by many time series in natural phenomena. The use of R/S analysis in economic time series was pioneered by Mandelbrot (1972) and became very popular with the development of econophysics.

3.2 Detrended Fluctuation Analysis

Peng *et al.* (1994) develop the detrended fluctuation analysis (DFA) that is most appropriate when dealing with non-stationary data. This method has received good feedback from researchers in different fields. The algorithm is described in detail in Peng *et al.* (1995) and begins by computing the mean of stochastic time series $y(t)$, for $t = 1, \dots, M$. An integrated time series $x(i)$, $i = 1, \dots, M$ is then obtained by subtracting the mean and adding up to the i -th element, $x(i) = \sum_{t=1}^i [y(t) - \bar{y}]$. Then $x(i)$ is divided into M/m non-overlapping subsamples and a polynomial fit $x_{pol}(i, m)$ is computed in order to determine the local trend of each subsample. Next the fluctuation function

$$F(m) = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M [x(i) - x_{pol}(i, m)]^2} \quad (5)$$

is computed. This procedure is repeated for several values of m . The fluctuation function $F(m)$ behaves as a power-law of m , $F(m) \propto m^H$, where H is the Hurst exponent. Consequently, the exponent is computed by regressing $\ln(F(m))$ onto $\ln(m)$. In this paper, we use a linear polynomial fit and $4 < m < M/2$, $m \in \mathbb{N}$. Details of the algorithm and parameters selection can be found in Goldberger *et al.* (2000). As recognised by Grau-Carles (2000), the DFA method avoids spurious detection of long-range dependence due to non-stationary data. DFA has also been used successfully in finance by Podobnik *et al.* (2006), Jiang *et al.* (2007), Yuan *et al.* (2009), Wang *et al.* (2009) and Wang and Liu (2010), among others.

IV DATA AND METHODOLOGY

We use daily data from the *Markit iBoxx* corporate bond indices, which are market leaders in fixed-income benchmark indices. In particular we use indices classified by sectors of activity. These sectors are banks, financial services, insurance, basic resources, chemicals, automobiles, media, food, energy, healthcare, construction, industrial, technology, telecommunications and utilities. For a full description of index methodology, see Markit Group Limited (2012). The period under examination is from 04/06/2001 to 08/02/2013 for a total of 3,050 observations. All data used in this paper were retrieved from DataStream.

We estimate the Hurst exponent for daily returns³ using 1,024 datapoints determined by sliding windows corresponding to a period of roughly 4 years.

³ The continuous compounded return r_τ is computed as usual, i.e.: $r_{t+1} = (\ln P_{t+1} - \ln P_t) 100$.

A selection of this length is made because it is long enough to provide consistent estimates of H and reflects political cycles in most countries. This approach has been successfully applied by Cajueiro and Tabak (2004a), Cajueiro and Tabak (2004b), Bariviera (2011) and Bariviera *et al.* (2012). The sliding window approach works as follows: we compute the Hurst exponent for the first 1,024 returns, then discard the first return and add the following return of the time series. We continue in this way until the end of the data. Thus each H estimate is calculated from data samples of the same size. We obtained 2,026 Hurst estimates. Figures 2 and 3 show the evolution over time of the Hurst exponents for the different sectors under study. We compute the Hurst exponent using the R/S and DFA methods not only for the original series but also for the shuffled time series. The rationale for using shuffled data is to remove short-range correlations in the data. Following Erramilli *et al.* (1996), we perform an “internal shuffle”. We select blocks of 5, 10 and 20 consecutive returns and randomise the sequence within each block, keeping the order of the blocks unchanged. This procedure was also used by Cajueiro and Tabak (2004b) and Zunino *et al.* (2007) in order to reduce contamination of the Hurst exponent with short-range correlation.

4.1 *Estimation of Time Series Break Points*

When analysing time series, it would be interesting to detect changes in trend. Since we are computing the Hurst exponent with sliding windows, we explore the possibility of finding a disruption point in the time series of Hurst estimates. A break point is the observation that separates the time series into segments of different slopes or trends.

There are several ways of testing structural changes in statistics and econometrics, most of which are designed for a single structural change (Zacks, 1982; Garcia and Perron, 1996). Bai and Perron (1998) and Liu *et al.* (1997) estimate and test linear models with multiple structural changes by minimising the sum of least squared residuals. However, their assumptions and arguments are different. Bai and Perron (1998) obtain rates of convergence for the estimated break points for fixed and shrinking magnitudes. Other papers relating to multiple change points include Gombay and Horváth (1994), Bai (1997) and Hawkins (2001). Zeileis *et al.* (2010) apply structural change tools to Chinese and Indian interest rate evolution taking into account different environment changes in each economy. Bai (1997) studies the relationship between changes in market interest rates and changes in discount rates, including lagged dependent variables and trending regressors. Bai and Perron (2003) continue their previous theoretical work (Bai and Perron, 1998) on the limiting distribution of estimators and test statistics in the linear model with multiple structural changes, also

performing empirical applications. Zeileis *et al.* (2003) test for the existence of structural changes for three different sets of data developed with an R package for statistical computing. They highlight some advantages of the R package *strucchange* relating to the visualisation and graphical analysis and sequences of F statistics, which often carry information about the presence and allocation of break points in the data. In this paper, we include break point analysis in order to discover the effect of the 2008 financial crisis on different corporate bond sectors. In line with this aim we, therefore, look for a single structural change in the Hurst estimate time series using an R package *strucchange* (Zeileis *et al.*, 2002).

V RESULTS

We compute the Hurst exponent using two different methods: the rescaled range (R/S) and detrended fluctuation analysis (DFA).

According to the Hurst estimates obtained using the *R/S* method (see Figure 2), a large change in informational efficiency can be detected in four sectors around 2008 and 2009, which could be considered the start of the 2008 financial crisis.⁴ As explained in Section III, *R/S* estimates may suffer from short-term correlation contamination, a situation that could lead to erroneous conclusions.

We, therefore, perform the same analysis using the DFA method. First of all, a common feature of all Hurst series between 2008 and 2010 is their U-shape, an effect that could be due to the ongoing financial crisis. This means that informational efficiency was increasing for almost all sectors during the period before the financial crisis (see Figure 3). However, the successive impact was asymmetric among the sectors under scrutiny. We can divide this dynamic behaviour into two groups. The first, comprising the chemicals, healthcare, industrial, media, technology, telecommunications and utilities sectors, after a period of distress returned to efficiency levels similar to those of the pre-crisis period. This shows that the impact was transitory for these sectors. The second group, made up of the automobile, banking, basic resources, construction, energy, financial services and insurance sectors, was more severely affected by financial distress. For these sectors it was not temporary but lasted at least until the end of the sample period. In particular they exhibit much worse efficiency levels than in the preceding period, as

⁴ The collapse of Lehman Brothers on September 15 2008 is frequently used in the literature as the landmark for the financial crisis. See, for example, Barrios *et al.* (2009), Bernoth and Erdogan (2012), Grammatikos and Vermeulen (2012) and Martinez *et al.* (2013).

Figure 2: *Evolution of the Hurst Exponent with Sliding Windows, Computed by the R/S Method*

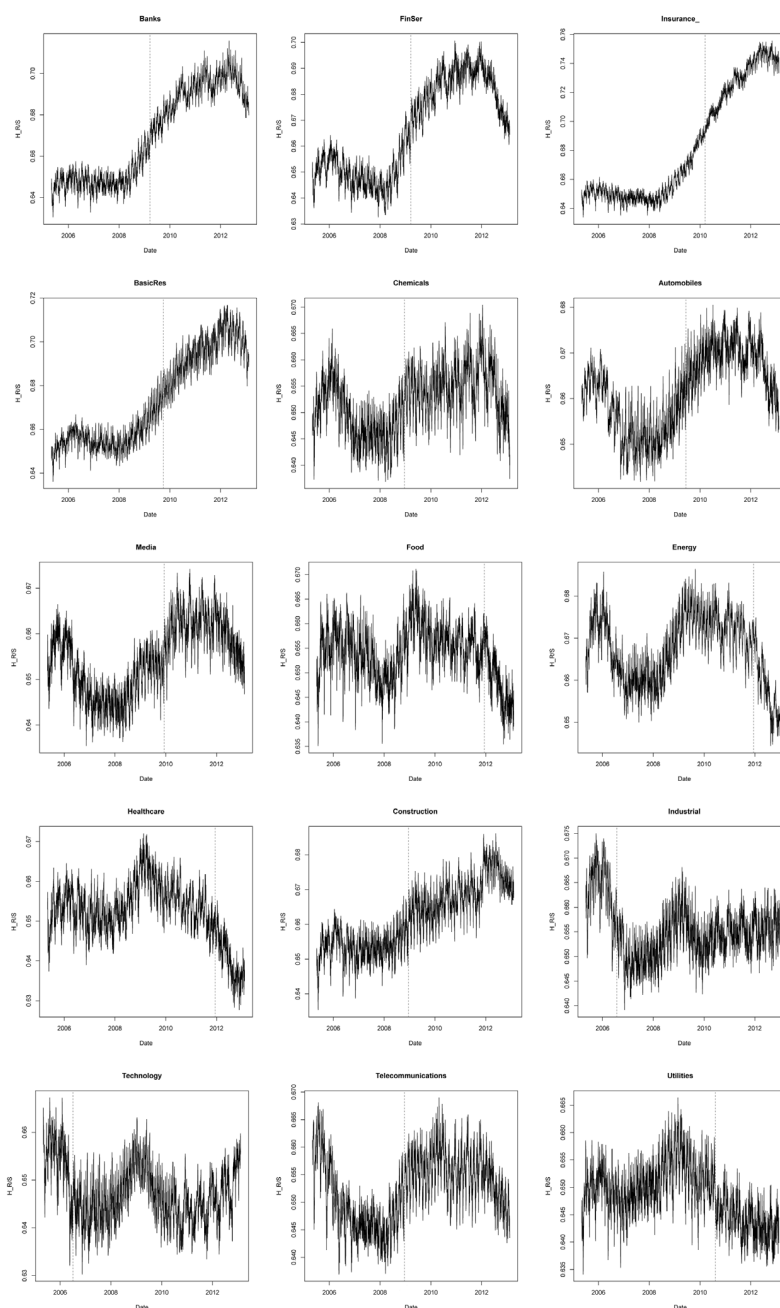
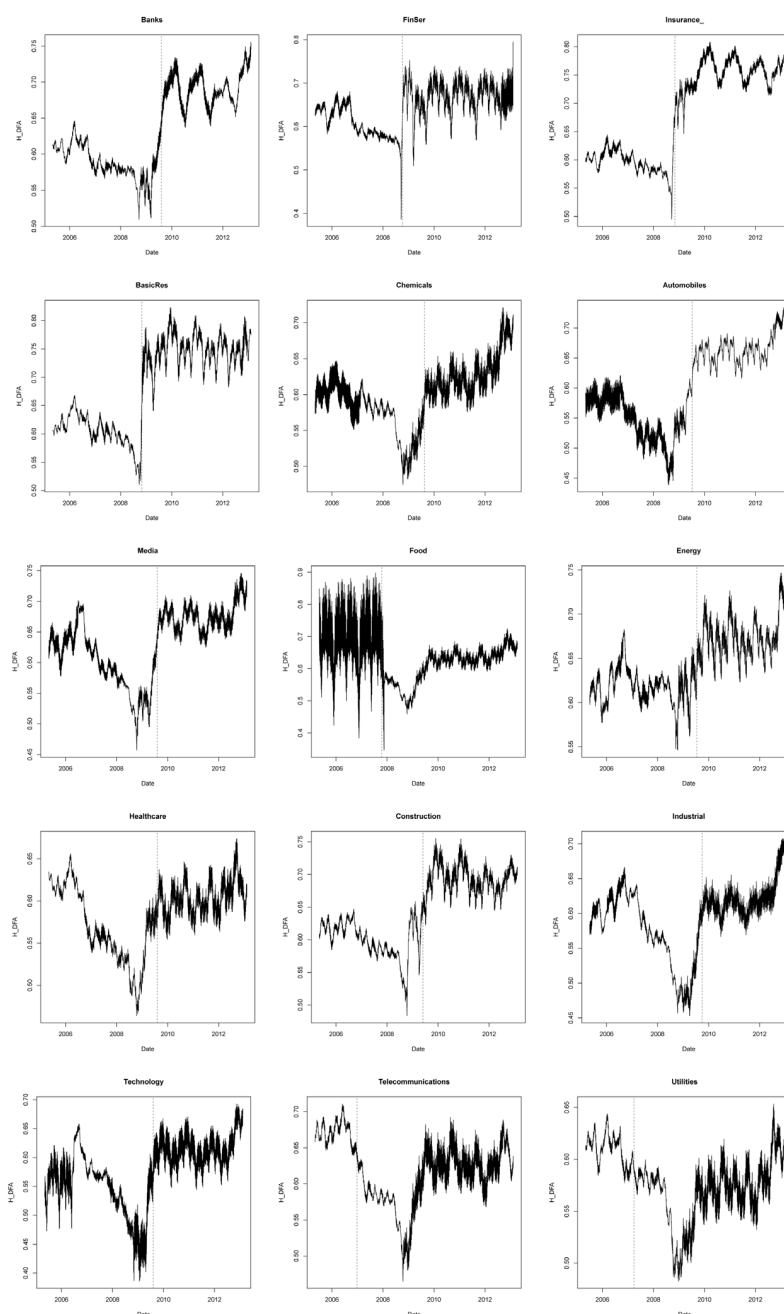


Figure 3: *Evolution of the Hurst Exponent With Sliding Windows, Computed by the DFA Method*



reflected in the upward trend of the Hurst estimates. The food sector presents an erratic behaviour during the pre-crisis period, which prevents a formal analysis from being made.

In order to analyse the effect of the crisis, we test for the existence of a break point in the Hurst estimates time series using the R package developed by Zeileis *et al.* (2002). The estimated break points can be grouped into several sets according to break point date. The results are shown in Table 1. The telecommunications, utilities and food sectors have an early break point at the end of 2006 and during 2007. The sectors most closely related to financial services present a disruption point in the time series from October 7 to November 4 2008, subsequent to the collapse of Lehman Brothers. This result makes sense because the 2008 crisis started as financial turmoil. The only exception is the banking sector, which along with the other remaining sectors shows a break point during 2009. The chronological cascade of break points could be looked at through different lenses. First, how an important economic event, such as the bankruptcy of a leading financial institution in the US, affected the European corporate bond market. Second, how the crisis started in the financial world and quickly crossed over into the real economy of the EU. The rapid spillover was helped by the development of the financial market, which not only suffered the disease but also acted as a very dangerous transmission vector throughout the whole economy.

In order to check the robustness of our analysis and remove any remaining short-term correlation, we compute DFA Hurst estimates with shuffled data. As explained in Section IV and following Erramilli *et al.* (1996) and Cajueiro and Tabak (2004b), we shuffle data in blocks of 5, 10 and 20 consecutive returns. Figures 4 and 5 show that the temporal shape is very similar for each sector and the break points are around the same dates. This reaffirms the strong effect of the 2008 financial crisis on the informational efficiency of the European corporate bond market and the dissimilar shock across sectors.⁵

⁵Due to lack of space we have not included a figure for the 20-point shuffle. However, one is available on request from the corresponding author.

Figure 4: *Evolution of the Hurst Exponent with Sliding Windows, Computed Over Shuffled Data in Blocks of Five Elements, Using the DFA Method*

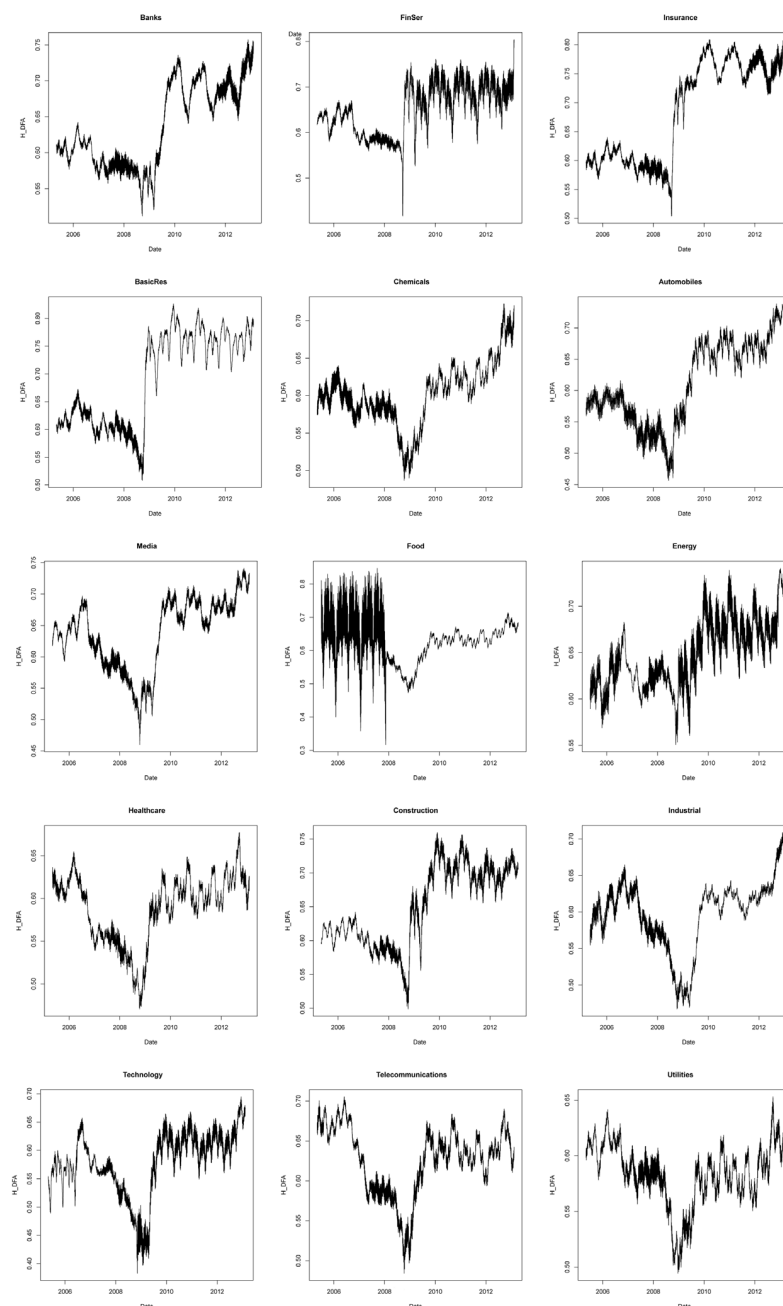
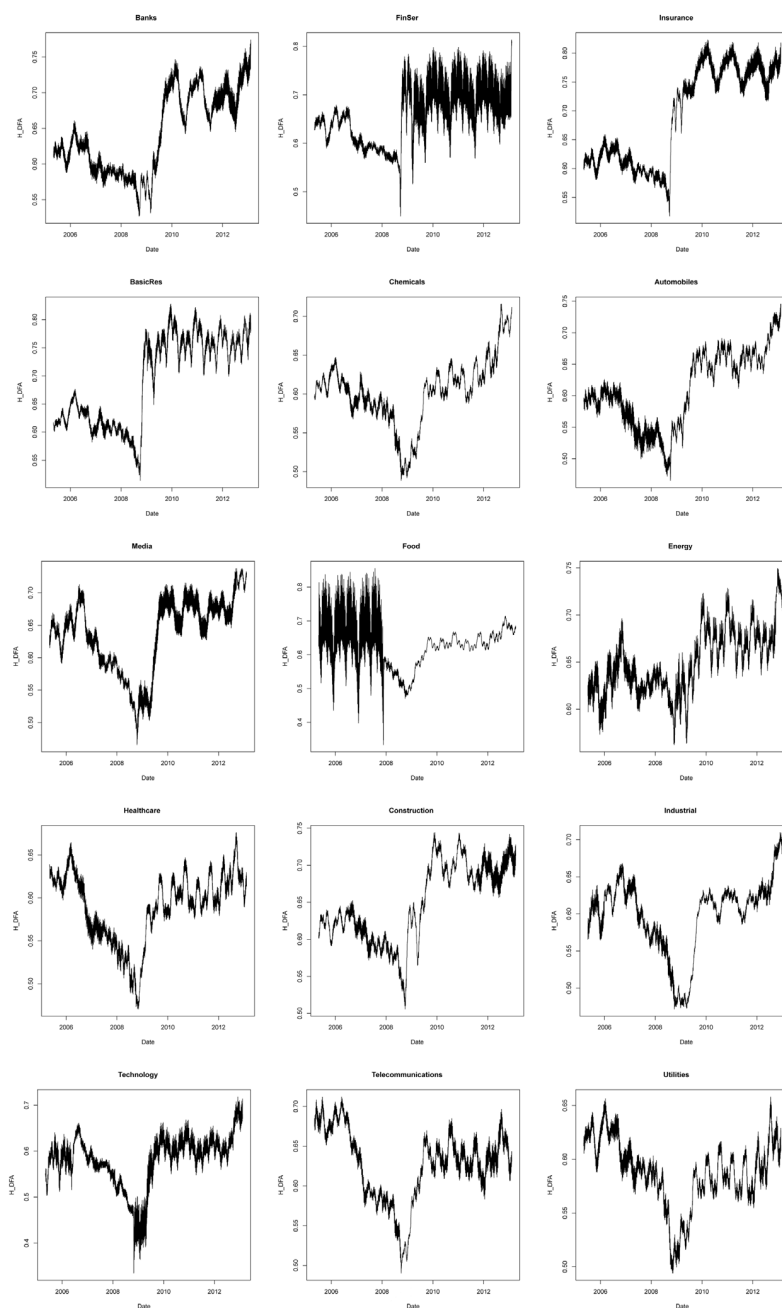


Figure 5: Evolution of the Hurst Exponent with Sliding Windows, Computed Over Shuffled Data in Blocks of Ten Elements, Using The DFA Method



VI CONCLUSIONS

This paper carries out a detailed analysis of the long memory content of 15 sectorial indices of European corporate bonds between 2001 and 2013. The main results relate to the time-varying behaviour of informational efficiency. We detect a downward trend in the Hurst exponent until 2008. The Hurst estimates tend to converge to $H = 0.5$. This movement reflects a general improvement in informational efficiency. In line with the origin of the 2008 crisis, the turmoil became a financial crisis and later crossed over into the real economy. This could be seen in the informational efficiency deterioration cascade for 12 sectors of the sample. Our analysis differentiates between two distinct sets of sectors. One set suffered temporary stress but returned to its previous level of efficiency. This set was made up of the chemicals, healthcare, industrial, media, technology, telecommunications and utilities sectors. The other set underwent an enduring effect, which remained significant until the end of the sample period. This set, comprising the automobile, banking, basic resources, construction, energy, financial services and insurance sectors, saw a reduction in its informational efficiency. These results provide new evidence concerning the efficiency of the bond market, showing the extent of different reactions in terms of informational efficiency due to the financial crisis, which is very useful for when investors make decisions regarding investment portfolios. Our results could also be useful for policymakers when designing prudential regulations with respect to risk bearing.

Table 1: *Break Point Dates for the Hurst Estimate Time Series*

<i>Sector</i>	<i>Date</i>
Telecommunications	25-12-06
Utilities	30-03-07
Food	18-10-07
Financial Services	07-10-08
Basic Resources	30-10-08
Insurance	04-11-08
Construction	29-05-09
Automobiles	09-07-09
Energy	16-07-09
Banks	04-08-09
Media	05-08-09
Healthcare	06-08-09
Technology	06-08-09
Chemicals	18-08-09
Industrial	01-10-09

REFERENCES

- ALEXANDER, G. J. and M. G. FERRI, 2000. "Day-of-the-week Patterns in Volume and Prices of Nasdaq High-Yield Bonds", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 26, pp. 33-41.
- ALVAREZ-RAMIREZ, J., E. RODRIGUEZ and G. ESPINOSA-PAREDES, 2012. "Is the US Stock Market Becoming Weakly Efficient Over Time? Evidence From 80-Year-long Data", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 391, pp. 5643-5647.
- BACHELIER, L., 1900. *Théorie de la spéculation*, Paris: Annales scientifiques de l'école Normale Supérieure.
- BAI, J., 1997. "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 551-563.
- BAI, J. and P. PERRON, 1998. "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47-78.
- BAI, J. and P. PERRON, 2003. "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1-22.
- BARIVIERA, A. F., 2011. "The Influence of Liquidity on Informational Efficiency: The Case of the Thai Stock Market", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 390, pp. 4426-4432.
- BARIVIERA, A. F. and J. DE ANDRÉS, 2005. "¿Existe estacionalidad diaria en el mercado de bonos y obligaciones del estado? Evidencia empírica en el periodo 1998-2003", *Análisis Financiero*, Vol. 98, pp. 16-21.
- BARIVIERA, A. F., M. B. GUERCIO and L. B. MARTINEZ, 2012. "A Comparative Analysis of the Informational Efficiency of the Fixed Income Market in Seven European Countries", *Economics Letters*, Vol. 116, pp. 426-428.
- BARIVIERA, A. F., L. ZUNINO, M. GUERCIO, L. MARTINEZ and O. ROSSO, 2013. "Efficiency and Credit Ratings: A permutation-Information-Theory Analysis", *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*, P08007.
- BARKOULAS, J. T. and C. F. BAUM, 1996. "Long-term Dependence in Stock Returns", *Economics Letters*, Vol. 53, pp. 253-259.
- BARKOULAS, J. T., C. F. BAUM and N. TRAVLOS, 2000. "Long Memory in the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 177-184.
- BARRIOS, S., P. IVERSEN, M. LEWANDOWSKA and R. SETZER, 2009. *Determinants of Intra-Euro Area Government Bond Spreads During the Financial Crisis. European Economy – Economic Papers*, Luxembourg: European Commission, Directorate General Economic and Monetary Affairs.
- BERNETH, K. and B. ERDOGAN, 2012. "Sovereign Bond Yield Spreads: A Time-varying Coefficient Approach", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, pp. 639-656.
- BLASCO, N. and R. SANTAMARÍA, 1996. "Testing Memory Patterns in the Spanish Stock Market", *Applied Financial Economics*, Vol. 6, pp. 401-411.
- BOLLERSLEV, T., J. CAI and F. M. SONG, 2000. "Intraday Periodicity, Long Memory Volatility and Macroeconomic Announcement Effects in the US Treasury Bond Market", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 7, pp. 37-55.
- CAJUEIRO, D. O. and B. M. TABAK, 2004a. "Evidence of Long Range Dependence in Asian Equity Markets: The Role of Liquidity and Market Restrictions", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 342, pp. 656-664.

3.5. EFICIENCIA, CRISIS Y SECTORES DE LA ECONOMÍA 121

INFORMATIONAL EFFICIENCY IN DISTRESSED MARKETS 367

- CAJUEIRO, D. O. and B. M. TABAK, 2004b. "The Hurst Exponent over Time: Testing the Assertion that Emerging Markets are Becoming More Efficient", *Physica A: Statistical and Theoretical Physics*, Vol. 336, pp. 521-537.
- CAJUEIRO, D. O., P. GOGAS and B. M. TABAK, 2009. "Does Financial Market Liberalization Increase the Degree of Market Efficiency? The Case of the Athens Stock Exchange", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 18, pp. 50-57.
- CARBONE, A., G. CASTELLI and H. E. STANLEY, 2004. "Time-dependent Hurst Exponent in Financial Time Series", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 344, pp. 267-271.
- CHEUNG, Y. and K. S. LAI, 1995. "A Search for Long Memory in International Stock Market Returns", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, pp. 597-615.
- DOWNING, C., S. UNDERWOOD and Y. XING, 2009. "The Relative Informational Efficiency of Stocks and Bonds: An Intraday Analysis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, 1081-1102.
- ERRAMILLI, A., O. NARAYAN and W. WILLINGER, 1996. "Experimental Queueing Analysis with Long-Range Dependent Packet Traffic", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Vol. 4, pp. 209-223.
- FAMA, E. F., 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, Vol. 25, pp. 383-417.
- FAMA, E. F., 1976. *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*, New York: Basic Books.
- FINK, G., P. R. HAISS and S. HRISTOFOROVA, 2003. *Bond markets and economic growth*, "<http://ssrn.com/abstract=1003763orhttp://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1003763>".
- GARCIA, R. and P. PERRON, 1996. "An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 111-125.
- GEWEKE, J. and S. PORTER-HUDAK, 1983. "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, pp. 221-238.
- GIBSON, G. R., 1889. *The Stock Exchanges of London, Paris and New York: A Comparison*, New York: G. P. Putnam.
- GOLDBERGER, A. L., L. A. N. AMARAL, L. GLASS, J. M. HAUSDORFF, P. C. IVANOV, R. G. MARK, J. E. MIETUS, G. B. MOODY, C. K. PENG and H. E. STANLEY, 2000. "Physiobank, Physiokit and Physionet: Components of a New Research Resource for Complex Physiologic Signals", *Circulation* 101, pp. e215-e220. <http://circ.ahajournals.org/content/101/23/e215.full.pdf+html>.
- GOMBAY, E. and L. HORVÁTH, 1994. Limit Theorems for Change in Linear Regression, *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 48, pp. 43-69.
- GRAMMATIKOS, T. and R. VERMEULEN, 2012. "Transmission of the Financial and Sovereign Debt Crises to the EMU: Stock Prices, CDS Spreads and Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, p. 31.
- GRAU-CARLES, P., 2000. "Empirical Evidence of Long-Range Correlations in Stock Returns", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 287, pp. 396-404.
- HAWKINS, D. M., 2001. "Fitting Multiple Change-Point Models to Data", *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 37, 323-341.
- HOOY, C. W. and K. P. LIM, 2013. "Is Market Integration Associated With Informational Efficiency of Stock Markets?", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 35, pp. 29-44.

- HOTCHKISS, E. S. and T. RONEN, 2002. "The Informational Efficiency of the Corporate Bond Market: An Intraday Analysis", *Review of Financial Studies*, Vol. 15, pp. 1325-1354.
- HURST, H. E., 1951. "Long-term Storage Capacity of Reservoirs", *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, Vol. 116, pp. 770-808.
- ITO, M. and S. SUGIYAMA, 2009. "Measuring the Degree of Time Varying Market Inefficiency", *Economics Letters*, Vol. 103, pp. 62-64.
- JIANG, J., K. MA and X. CAI, 2007. "Non-linear Characteristics and Long-Range Correlations in Asian Stock Markets", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 378, 399-407. Cited By (since 1996)17.
- JORDAN, S. D. and B. D. JORDAN, 1991. "Seasonality in Daily Bond Returns", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 26, pp. 269-285.
- KIM, J. H., A. SHAMSUDDIN and K. P. LIM, 2011. "Stock Return Predictability and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from Century-Long US Data", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 18, pp. 868-879.
- LIU, J., S. WU, S. and J. V. ZIDEK, 1997. "On Segmented Multivariate Regression", *Statistica Sinica*, Vol. 7, pp. 497-526.
- LO, A., 1991. "Long-term Memory in Stock Market Prices", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1279-1313.
- MANDELBROT, B. B., 1972. "Statistical Methodology for Nonperiodic Cycles: From the Covariance to RS Analysis" in *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 1, No. 3, National Bureau of Economic Research, including NBER Chapters, pp. 259-290.
- MANDELBROT, B. B. and J. R. WALLIS, 1968. "Noah, Joseph and Operational Hydrology", *Water Resources Research*, Vol. 4, pp. 909-918.
- MARKIT GROUP LIMITED, 2012. *Markit iBoxx EUR Benchmark Index Guide*.
- MARTINEZ, L. B., A. TERCEÑO and M. TERUEL, 2013. "Sovereign Bond Spreads Determinants in Latin American Countries: Before and During the XXI Financial Crisis", *Emerging Markets Review*, Vol. 17, pp. 60-75.
- MCCARTHY, J., C. PANTALONE and H. C. LI, 2009. "Investigating Long Memory in Yield Spreads", *Journal of Fixed Income*, Vol. 19, pp. 73-81.
- MILLS, T. C. and R. N. MARKELLOS, 2012. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press, 3rd edition.
- MONTANARI, A., M. S. TAQQU and V. TEVEROVSKY, 1999. "Estimating Long-Range Dependence in the Presence of Periodicity: An Empirical Study", *Mathematical and Computer Modelling*, Vol. 29, pp. 217-228.
- PENG, C. K., S. V. BULDYREV, S. HAVLIN, M. SIMONS, H. E. STANLEY and A. L. GOLDBERGER, 1994. "Mosaic Organization of DNA Nucleotides", *Physical Review*, Vol. E 49, pp. 1685-1689.
- PENG, C. K., S. HAVLIN, H. E. STANLEY and A. L. GOLDBERGER, 1995. "Quantification of Scaling Exponents and Crossover Phenomena in Nonstationary Heartbeat Time Series", *Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science*, Vol. 5, pp. 82-87.
- PODOBNIK, B., D. FU, T. JAGRIC, I. GROSSE and H. STANLEY, 2006. "Fractionally Integrated Process for Transition Economics", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 362, pp. 465-470. Cited By (since 1996) 42.
- ROSS, S. A., 2005. *Neoclassical finance*. Princeton (NJ): Princeton University Press.

- ROSSO, O. A., H. A. LARRONDO, M. T. MARTIN, A. PLASTINO and M. A. FUENTES, 2007. "Distinguishing Noise from Chaos", *Physical Review Letters*, Vol. 99, 154102.
- SERINALDI, F., 2010. "Use and Misuse Of Some Hurst Parameter Estimators Applied to Stationary and Non-Stationary Financial Time Series", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 389, pp. 2770-2781.
- TAQQU, M. S., V. TEVEROVSKY and W. WILLINGER, 1995. "Estimators for Long-Range Dependence: An Empirical Study", *Fractals*, Vol. 3, pp. 785-798.
- TEVEROVSKY, V., M. A. TAQQU and W. WILLINGER, 1999. "A Critical Look at Lo's Modified R/S Statistic", *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 80, pp. 211-227.
- THUPAYAGALE, P., 2011. "Long Memory in the Volatility of an Emerging Fixed-income Market: Evidence from South Africa", *South African Journal of Economics*, Vol. 79, pp. 290-300.
- WANG, Y. and L. LIU, 2010. "Is WTI Crude Oil Market Becoming Weakly Efficient Over Time?. New Evidence from Multiscale Analysis Based on Detrended Fluctuation Analysis", *Energy Economics*, Vol. 32, pp. 987-992. Cited By (since 1996) 24.
- WANG, Y., L. LIU and R. GU, 2009. "Analysis of Efficiency for Shenzhen Stock Market Based on Multifractal Detrended Fluctuation Analysis", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 18, pp. 271-276.
- WILLINGER, W., M. S. TAQQU and V. TEVEROVSKY, 1999. "Stock Market Prices and Long-Range Dependence", *Finance and Stochastics*, Vol. 3, pp. 1-13.
- YUAN, Y., X. TIAN ZHUANG and X. JIN, 2009. "Measuring Multifractality of Stock Price Fluctuation Using Multifractal Detrended Fluctuation Analysis", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 388, pp. 2189-2197.
- ZACKS, S., 1982. Classical and Bayesian Approaches to the Change-Point Problem: Fixed Sample and Sequential Procedures. *Statistique et analyse des données*, Vol. 7, pp. 48-81.
- ZEILEIS, A., C. KLEIBER, W. KRMER and K. HORNIK, 2003. "Testing and Dating of Structural Changes in Practice", *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 44, pp. 109-123.
- ZEILEIS, A., F. LEISCH, K. HORNIK and C. KLEIBER, 2002. "Strucchange: An R Package for Testing for Structural Change in Linear Regression Models", *Journal of Statistical Software*, Vol. 7, pp. 1-38.
- ZEILEIS, A., A. SHAH, A. and I. PATNAIK, 2010. "Testing, Monitoring and Dating Structural Changes in Exchange Rate Regimes", *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 54, pp. 1696-1706.
- ZUNINO, L., B. M. TABAK, D. G. PÉREZ, M. GARAVAGLIA and O. A. ROSSO, 2007. "Inefficiency in Latin-American Market Indices", *The European Physical Journal B - Condensed Matter and Complex Systems*, Vol. 60, pp. 111-121.
- ZUNINO, L., B. M. TABAK, F. SERINALDI, M. ZANIN, D. G. PÉREZ and O. A. ROSSO, 2011. "Commodity Predictability Analysis with a Permutation Information Theory Approach", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 390, pp. 876-890.
- ZUNINO, L., M. ZANIN, B. M. TABAK, D. G. PÉREZ and O. A. ROSSO, 2010. "Complexity-Entropy Causality Plane: A Useful Approach to Quantify the Stock Market Inefficiency", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 389, pp. 1891-1901.

Capítulo 4

Conclusiones

La Hipótesis del Mercado Eficiente (HME) es uno de los pilares de la economía financiera. Establecida formalmente hace más de cincuenta años, ha sido y es el paradigma dominante de esta disciplina. En estas cinco décadas ha tenido defensores y detractores. La literatura existente sobre la HME es muy extensa, tanto a favor como en contra de su validez. Dado que es un tema de activo debate, la investigación de este tópico sigue siendo relevante por varias razones:

- Los estudios que se realizan hoy sobre los mercados desarrollados tienen series temporales más extensas, lo cual enriquece la aplicación de las diversas metodologías en las cuales se basan los estudios empíricos de la HME.
- Los estudios sobre mercados emergentes aportan nuevas evidencias que, ya sea respaldando o no la HME, contribuyen al corpus de la teoría financiera con una confirmación o rechazo independiente.
- Cualquiera sea el mercado que estudiemos, importantes fuentes de información confiable, con frecuencia diaria o intradiaria y medios de procesamiento de datos más potentes.
- Finalmente, los métodos econométricos actuales permiten ser más precisos en cuanto a las inferencias que podemos realizar en los tests, debido a problemas, por ejemplo, de desvíos de la normalidad y dinámicas no lineales. Asimismo, una disciplina emergente llamada econofísica, que intenta aplicar instrumentos de la mecánica estadística a las series económicas y sobretodo a las financieras, está aportando puntos de vista nuevos a viejos fenómenos económicos.

En esta tesis se han realizado cuatro ensayos empíricos sobre la eficiencia informativa de los mercados de acciones, de bonos corporativos y de

bonos soberanos. En los mismos se ha buscado la relación de los niveles de eficiencia informativa con distintas variables y situaciones económicas. De este modo hemos querido destacar que la eficiencia informativa resulta afectada por muchas variables externas a la serie temporal bajo análisis, y que mediante el estudio de la serie temporal de precios de activos se pueden extraer informaciones importantes, tanto para inversores como para los organismos de regulación. Asimismo, el estudio de la eficiencia informativa es muy sensible a las metodologías utilizadas. Por ejemplo, hemos detectado que el método R/S para el cálculo del exponente de Hurst debe aplicarse con cierta cautela ya que puede incluir una correlación espuria. Por tanto, antes de aplicarlo, se debe utilizar alguna técnica para filtrar las correlaciones de corto plazo que puedan afectar a este estimador de la memoria de largo plazo. Como alternativa al método R/S destacamos el método DFA, ya que permite discriminar estrictamente la memoria de largo plazo. Esta tesis también propone el estudio de series temporales financieras mediante estimadores basados en la Teoría de la Información. Dichos estimadores ayudan a descubrir la compleja estructura de correlaciones temporales implícitas en las series de precios y constituyen un complemento pertinente a las técnicas econométricas tradicionales.

Consideramos que los trabajos presentados en esta tesis constituyen una contribución original a la literatura financiera. La buena recepción que han tenido los mismos en journals destacados nos animan a expandir nuestros estudios a otros mercados y a realizar el estudio de series temporales mediante técnicas híbridas que permitan un mayor conocimiento sobre las características estocásticas de las series temporales.

Nuestro interés actual se centra en la discriminación de regímenes estocásticos y caóticos, mediante el uso de indicadores basados en Teoría de la Información para el análisis de distintas señales originadas en los mercados financieros.

En estos momentos estamos trabajando en el análisis de la tasa LIBOR, la cual ha sufrido una manipulación por parte de algunos operadores del mercado. Nuestro interés es desarrollar herramientas estadísticas que puedan servir como alertas tempranas de comportamientos anómalos en dicho mercado. Algunos resultados provisionales sobre este tema fueron recogidos en Bariviera et al. (2015).

Las futuras líneas de investigación surgen de los interrogantes encontrados a lo largo del trabajo de investigación que dió origen a los trabajos publicados que se presentaron en esta tesis. En particular:

- Expandir el estudio de eficiencia informativa y crisis a un número amplio de mercado, que cubra no sólo crisis globales, sino también crisis sectoriales o crisis de países y regiones. Por ejemplo la crisis

asiática de 1997, la crisis de devaluación mexicana de 1994, la crisis de las empresas puntocom, etc.

- Investigar el mercado de bonos corporativos y soberanos en mercados emergentes, ya que son objeto de inversión por parte de fondos globales.
- Analizar en forma amplia la relación entre la calificación crediticia y los niveles de eficiencia, no sólo a nivel interempresa, sino intraempresa. Es decir, averiguar qué sucede con los niveles de eficiencia de un bono ante cambios de calificación.
- Corroborar que los efectos observados en el comportamiento sectorial de bonos corporativos europeos se ha verificado también en el pasado, y contrastar la influencia del tamaño de mercado en los niveles de eficiencia.
- Estudiar los efectos que tiene, desde el punto de vista de la gestión de carteras, las desviaciones respecto de la HME. En particular, la distribución no normal de los rendimientos.
- Si bien en esta tesis nos hemos centrado en el análisis de la versión débil de la HME, tal como fue comentado en la sección 2.6 la propia HME ha sido objeto de diversos cuestionamientos en los últimos años. Es por ello que nuestro interés también se centra en poder introducir variables conductuales en nuestro análisis, de modo de poder evaluar diferentes hipótesis de las finanzas conductuales. En concreto, planeamos hacer estudios de *text mining* que permitan extraer información sobre el comportamiento de los inversores y su influencia en los rendimientos.

Bibliografía

- Al-Jafari, M. K. (2011). Testing the weak-form efficiency of bahrain securities market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 72:14–24.
- Alexander, S. S. (1961). Price movements in speculative markets: Trends or random walks. *Industrial Management Review*, 2:7–26.
- Alexander, S. S. (1964). Price movements in speculative markets: Trends or random walks, no. 2. *Industrial Management Review*, 5(2):25–46.
- Allais, M. (1953). Le comportement de l’homme rationnel devant le risque: Critique des postulats et axiomes de l’ecole americaine. *Econometrica*, 21(4):503–546.
- Alvarez-Ramirez, J., Rodriguez, E., y Alvarez, J. (2012). A multiscale entropy approach for market efficiency. *International Review of Financial Analysis*, 21:64–69.
- Arrow, K. (1982). Risk perception in psychology and economics. *Economic Inquiry*, 20(1):1–9.
- Awad, I. y Daraghma, Z. (2009). Testing the weak-form efficiency of the palestinian securities market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 32:7–17.
- Bachelier, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. Annales scientifiques de l’École Normale Supérieure, Paris.
- Ball, R. y Kothari, S. P. (1989). Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns. *Journal of Financial Economics*, 25(1):51–74.
- Ball, R. y Watts, R. (1972). Some time series properties of accounting income. *The Journal of Finance*, 27(3):663–681.
- Bandt, C. y Pompe, B. (2002). Permutation entropy: A natural complexity measure for time series. *Phys. Rev. Lett.*, 88(17):174102.

- Barberis, N., Shleifer, A., y Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3):307–343.
- Barberis, N. y Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. In Constantinides, G., Harris, M., y Stulz, R. M., editors, *Handbook of the Economics of Finance*, volume 1 of *Handbook of the Economics of Finance*, chapter 18, pages 1053–1128. Elsevier.
- Bariviera, A. F. (2011). The influence of liquidity on informational efficiency: The case of the thai stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 390(23-24):4426–4432.
- Bariviera, A. F., Guercio, M., y Martinez, L. B. (2014). Informational efficiency in distressed markets: The case of european corporate bonds. *The Economic and Social Review*, 45(3):349–369.
- Bariviera, A. F., Guercio, M. B., y Martinez, L. B. (2012). A comparative analysis of the informational efficiency of the fixed income market in seven European countries. *Economics Letters*, 116(3):426–428.
- Bariviera, A. F., Guercio, M. B., y Martinez, L. B. (2015). Data manipulation detection via permutation information theory quantifiers. <http://arxiv.org/abs/1501.04123>.
- Bariviera, A. F., Zunino, L., Guercio, M., Martinez, L., y Rosso, O. (2013a). Efficiency and credit ratings: a permutation-information-theory analysis. *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*, 2013(08):P08007.
- Bariviera, A. F., Zunino, L., Guercio, M. B., Martinez, L. B., y Rosso, O. a. (2013b). Revisiting the european sovereign bonds with a permutation-information-theory approach. *The European Physical Journal B*, 86(12):509.
- Barnea, A. y Downes, D. H. (1973). A reexamination of the empirical distribution of stock price changes. *Journal of the American Statistical Association*, 68(342):348–350.
- Bekaert, G. y Harvey, C. R. (1995). Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, 50(2):403–444.
- Benartzi, S. y Thaler, R. H. (1995). Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1):73–92.
- Black, F. (1986). Noise. *Journal of Finance*, 41(3):529–43.
- Black, F., Jensen, M. C., y Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model : some empirical tests.

- Blattberg, R. C. y Gonedes, N. J. (1974). A comparison of the stable and student distributions as statistical models for stock prices. *The Journal of Business*, 47(2):244–280.
- Blume, M. E. y Friend, I. (1974). Risk, investment strategy and the long-run rates of return. *The Review of Economics and Statistics*, 56(3):259–269.
- Bokhari, J., Cai, C., Hudson, R., y Keasey, K. (2005). The predictive ability and profitability of technical trading rules: does company size matter? *Economics Letters*, 86(1):21–27.
- Borges, M. R. (2010). Efficient market hypothesis in european stock markets. *The European Journal of Finance*, 16(7):711–726.
- Boudoukh, J., Richardson, M. P., y Whitelaw, R. E. (1994). A tale of three schools: insights on autocorrelations of short-horizon stock returns. *Review of Financial Studies*, 7(3):539–573.
- Breeden, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3):265–296.
- Brennan, M. J. (1993). Agency and asset pricing. Working paper.
- Brenner, M. (1977). The effect of model misspecification on tests of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(1):57–66.
- Brock, W., Lakonishok, J., y LeBaron, B. (1992). Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns. *The Journal of Finance*, 47(5):1731–1764.
- Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., y LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15(3):197–235.
- Buguk, C. y Wade Brorsen, B. (2003). Testing weak-form market efficiency: Evidence from the istanbul stock exchange. *International Review of Financial Analysis*, 12(5):579–590.
- Cajueiro, D. O. y Tabak, B. M. (2004). The hurst exponent over time: testing the assertion that emerging markets are becoming more efficient. *Physica A: Statistical and Theoretical Physics*, 336(3-4):521–537.
- Cajueiro, D. O. y Tabak, B. M. (2005a). Possible causes of long-range dependence in the brazilian stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 345(3-4):635–645.
- Cajueiro, D. O. y Tabak, B. M. (2005b). Ranking efficiency for emerging equity markets II. *Chaos, Solitons & Fractals*, 23(2):671–675.

- Campbell, J. Y., Lo, A. W.-C., y MacKinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets*. Princeton Univ. Press, Princeton, NJ, 2. print. with corrections edition.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1):57–82.
- Choi, I. (1999). Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3):293–308.
- Chow, K. y Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3):385–401.
- Claessens, S., Dasgupta, S., y Glen, J. (1995). Return behaviour in emerging stock market. *The World Bank Economic Review*, 9(1):131–151.
- Cooray, A. y Wickremasinghe, G. (2007). The efficiency of emerging stock markets: Empirical evidence from the south asian region. *The Journal of Developing Areas*, 41(1):171–183.
- Cootner, P. H. (1962). Stock prices: Random vs. systematic changes. *Industrial Management Review*, 3(2):24–45.
- Cootner, P. H. (1964). *The Random Character of Stock Market Prices*. Cambridge, Mass. MIT Press.
- Cowles, A. (1933). Can stock market forecasters forecast? *Econometrica*, 1(3):309–324.
- Cowles, A. (1944). Stock market forecasting. *Econometrica*, 12(3/4):206–214.
- Cowles, A. (1960). A revision of previous conclusions regarding stock price behavior. *Econometrica*, 28(4):909–915.
- Cowles, A. y Jones, H. E. (1937). Some a posteriori probabilities in stock market action. *Econometrica*, 5(3):280–294.
- Cox, J. C. y Ross, S. A. (1976a). A survey of some new results in financial option pricing theory. *The Journal of Finance*, 31(2):pp. 383–402.
- Cox, J. C. y Ross, S. A. (1976b). The valuation of options for alternative stochastic processes. *Journal of Financial Economics*, 3(1-2):145–166.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., y Teoh, S. H. (2002). Investor psychology in capital markets: evidence and policy implications. *Journal of Monetary Economics*, 49(1):139–209.

- Day, T. E. y Wang, P. (2002). Dividends, nonsynchronous prices, and the returns from trading the dow jones industrial average. *Journal of Empirical Finance*, 9(4):431–454.
- De Bondt, W. F. M. y Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40(3):793–805.
- De Micco, L., Gonzalez, C. M., Larrondo, H. A., Martín, M. T., Plastino, A., y Rosso, O. A. (2008). Randomizing nonlinear maps via symbolic dynamics. *Physica A*, 387:3373–3383.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366):427–431.
- Dryden, M. M. (1968). Short-term forecasting of share prices: an Information Theory approach. *Scottish Journal of Political Economy*, 15(1):227–249.
- Durlauf, S. (1991). Spectral based testing of the martingale hypothesis. *Journal of Econometrics*, 50(3):355–376.
- Einstein, A. (1905). Über die von der molekularkinetischen theorie der wärme geforderte bewegung von in ruhenden flußigkeiten suspendierten teilchen. *Annalen der Physik*, 322(8):549–560.
- Eiteman, W. J., Dice, C. A., y Eiteman, D. K. (1966). *The Stock market*. McGraw-Hill, New York, 4th edition.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4):987–1007.
- Erramilli, A., Narayan, O., y Willinger, W. (1996). Experimental queueing analysis with long-range dependent packet traffic. *IEEE/ACM Trans. Netw.*, 4(2):209–223.
- Fama, E. F. (1965a). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1):34–105.
- Fama, E. F. (1965b). Tomorrow on the New York stock exchange. *The Journal of Business*, 38(3):285–299.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, N.Y. December, 28-30, 1969):383–417.
- Fama, E. F. (1976). *Foundations of finance : portfolio decisions and securities prices*. Basic Books, New York.

- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5):1575–1617.
- Fama, E. F. y Blume, M. E. (1966). Filter rules and stock-market trading. *The Journal of Business*, 39(1):226–241.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., y Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*, 10(1):1–21.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1988). Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96(2):246–273.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1):3–56.
- Fama, E. F. y MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3):607–636.
- Fama, E. F. y Roll, R. (1968). Some properties of symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 63(323):817–836.
- Farmer, J. D. y Lo, A. W. (1999). Frontiers of finance: Evolution and efficient markets. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 96(18):9991–9992.
- Feldman, D. P. y Crutchfield, J. P. (1998). Measures of statistical complexity: Why? *Phys. Lett. A*, 238(4–5):244–252.
- Feldman, D. P., McTague, C. S., y Crutchfield, J. P. (2008). The organization of intrinsic computation: Complexity-entropy diagrams and the diversity of natural information processing. *Chaos*, 18(4):043106.
- Fong, W. M. y Ouliaris, S. (1995). Spectral tests of the martingale hypothesis for exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 10(3):255–271.
- Frankfurter, G. M. y McGoun, E. G. (1999). Ideology and the theory of financial economics. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 39(2):159–177.
- Gibson, G. R. (1889). *The stock exchanges of London, Paris, and New York: a comparison*. G.P. Putnam, New York.
- Gillette, L. (2005). An empirical test of german stock market efficiency. Tesis de Master, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Gilovich, T., Vallone, R., y Tversky, A. (1985). The hot hand in basketball: On the misperception of random sequences. *Cognitive Psychology*, 17(3):295–314.

- Granger, C. W. J. y Morgenstern, O. (1963). Spectral analysis of new york stock market prices. *Kyklos*, 16(1):1–27.
- Grieb, T. y Reyes, M. (1999). Random walk tests for latin american equity indexes and individual firms. *Journal of Financial Research*, 22:371–383.
- Grossman, S. J. (1989). *The Informational role of prices*. MIT, Cambridge (Massachusetts).
- Grossman, S. J. y Shiller, R. J. (1981). The determinants of the variability of stock market prices. *The American Economic Review*, 71(2):222–227.
- Grossman, S. J. y Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3):393–408.
- Gunasekarage, A. y Power, D. M. (2001). The profitability of moving average trading rules in South Asian stock markets. *Emerging Markets Review*, 2(1):17–33.
- Hayek, F. A. (1945). The use of knowledge in society. *The American Economic Review*, 35(4):519–530.
- Hinich, M. J. (1982). Testing for gaussianity and linearity of a stationary time series. *Journal of Time Series Analysis*, 3(3):169–176.
- Hoque, H. A., Kim, J. H., y Pyun, C. S. (2007). A comparison of variance ratio tests of random walk: A case of asian emerging stock markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4):488–502.
- Hurst, H. E. (1951). Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116:770–808.
- Hurst, H. E. (1956). Methods of usign long-term storage in reservoirs. *Proceedings of the Institute of Civil Engineers*, 1:519–543.
- Jansen, D. W. y Vries, C. G. d. (1991). On the frequency of large stock returns: Putting booms and busts into perspective. *The Review of Economics and Statistics*, 73(1):18–24.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1):pp. 65–91.
- Jeng, L. A., Metrick, A., y Zeckhauser, R. (1999). The profits to insider trading: A performance-evaluation perspective. Working Paper 6913, National Bureau of Economic Research.
- Jensen, M. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6(2-3):95–101.

- Kahneman, D. y Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2):263–91.
- Keane, S. M. (1986). The efficient market hypothesis on trial. *Financial Analysts Journal*, 42(2):58–63.
- Keim, D. B. y Stambaugh, R. F. (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns. *The Journal of Finance*, 39(3):819–835.
- Keller, K. y Sinn, M. (2005). Ordinal analysis of time series. *Physica A*, 356:114–120.
- Kendall, M. G. y Hill, A. B. (1953). The analysis of economic time-series—part i: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1):11–34.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Kim, M. J., Nelson, C. R., y Startz, R. (1991). Mean reversion in stock prices? a reappraisal of the empirical evidence. *Review of Economic Studies*, 58:515–528.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159–178.
- Lakonishok, J., Shlifer, A., Thaler, R., y Vishny, R. (1991). Window dressing by pension fund managers. *American Economic Review*, 81(2):227–31.
- Lee, C. I., Gleason, K. C., y Mathur, I. (2000). Efficiency tests in the french derivatives market. *Journal of Banking & Finance*, 24(5):787–807.
- LeRoy, S. F. (1973). Risk aversion and the martingale property of stock prices. *International Economic Review*, 14(2):436–446.
- LeRoy, S. F. (1976). Efficient capital markets: Comment. *The Journal of Finance*, 31(1):139–141.
- LeRoy, S. F. (1989). Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, 27(4):1583–1621.
- LeRoy, S. F. y Porter, R. D. (1981). The present-value relation: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica*, 49(3):555–574.
- Lévy, P. (1925). *Calcul de probabilités*. Gauthier-Villars, Paris.

- Lichtenstein, W. y Slovic, P. (1971). Reversals of preferences between bids and choices gambling decisions. *Journal of Experimental Psychology*, 89:46–55.
- Lillo, F. y Mantegna, R. N. (2000a). Statistical properties of statistical ensembles of stock returns. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 03(03):405–408.
- Lillo, F. y Mantegna, R. N. (2000b). Symmetry alteration of ensemble return distribution in crash and rally days of financial markets. *European Physiscal Journal B*, 15(4):603–606.
- Lim, K.-P. y Brooks, R. (2011). The evolution of stock market efficiency over time: A survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, 25(1):69–108.
- Lim, K.-P., Hinich, M., y Brooks, R. D. (2006). Events that shook the market: An insight from nonlinear serial dependencies in intraday returns. Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=912603>. Acceso en 5 de Julio de 2008.
- Ling, T. S. (2011). Revisiting hysteresis in stock price for japan and republic of korea based on threshold unit root test. *International Research Journal of Finance and Economics*, 70:52–58.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1):13–37.
- Little, I. M. D. (1962). Higgledy piggedly growth. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 24(4):387–412.
- Ljung, G. M. y Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2):pp. 297–303.
- Lo, A. (2004). The adaptive market hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. *The Journal of Portfolio Management*, 30(5):15–29.
- Lo, A. y Mackinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*, 1:41–66.
- Lo, A. W. y McKinlay, A. C. (1999). *A Non-random walk down wall street*. Princeton University, Princenton (New Jersey).
- López-Ruiz, R., Mancini, H. L., y Calbet, X. (1995). A statistical measure of complexity. *Phys. Lett. A*, 209(5–6):321–326.

- Lucas, Robert E, J. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46(6):1429–45.
- Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36.
- Mandelbrot, B. y Taylor, H. M. (1967). On the distribution of stock price differences. *Operations Research*, 15(6):1057–1062.
- Mandelbrot, B. B. (1972). Statistical methodology for nonperiodic cycles: From the covariance to rs analysis. In *Annals of Economic and Social Measurement, Volume 1, number 3*, NBER Chapters, pages 259–290. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Mandelbrot, B. B. (1997). *Fractals and scaling in finance : discontinuity, concentration, risk : selecta volume E*. Springer, New York.
- Mandelbrot, B. B. y Hudson, R. L. (2004). *The (mis)behavior of markets*. Basic Books, New York, NY.
- Mandelbrot, B. B. y van Ness, J. W. (1968). Fractional Brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Review*, 10:422–437.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1):77–91.
- Martina, E., Rodriguez, E., Escarela-Perez, R., y Alvarez-Ramirez, J. (2011). Multiscale entropy analysis of crude oil price dynamics. *Energy Economics*, 33(5):936–947.
- McLeod, A. I. y Li, W. K. (1983). Diagnostic checking arma time series models using squared-residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4):269–273.
- Mehra, R. y Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2):145–161.
- Merton, R. (1987). On the current state of the stock market rationality hypothesis. In Dornbusch, R., Fischer, S., y Bossons, J., editors, *Macroeconomics and Finance: Essays in Honor of Franco Modigliani*, pages 93–124. MIT Press, Cambridge, MA.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5):867–887.
- Mischaikow, K., Mrozek, M., Reiss, J., y Szymczak, A. (1999). Construction of symbolic dynamics from experimental time series. *Phys. Rev. Lett.*, 82:1144–1147.

- Mittnik, S. y Rachev, S. T. (1989). Stable distributions for asset returns. *Applied Mathematics Letters*, 2(3):301–304.
- Modigliani, F. y Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3):261–297.
- Montanari, A., Taqqu, M. S., y Teverovsky, V. (1999). Estimating long-range dependence in the presence of periodicity: An empirical study. *Mathematical and Computer Modelling*, 29(10-12):217–228.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4):768–783.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29(3):315–335.
- Narayan, P. K. y Smyth, R. (2007). Mean reversion versus random walk in G7 stock prices evidence from multiple trend break unit root tests. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(2):152–166.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2):347–370.
- Niederhoffer, V. y Osborne, M. F. M. (1966). Market making and reversal on the stock exchange. *Journal of the American Statistical Association*, 61(316):897–916.
- Nolan, J. P. (1997). Numerical calculation of stable densities and distribution functions. *Communications in Statistics. Stochastic Models*, 13(4):759–774.
- Osborne, M. F. M. (1959). Brownian motion in the stock market. *Operations Research*, 7(2):145–173.
- Park, T. H. y Switzer, L. N. (1995). Time-varying distributions and the optimal hedge ratios for stock index futures. *Applied Financial Economics*, 5(3):131–137.
- Peng, C.-K., Buldyrev, S. V., Havlin, S., Simons, M., Stanley, H. E., y Goldberger, A. L. (1994). Mosaic organization of dna nucleotides. *Physical Review E*, 49(2):1685–1689.
- Peters, E. E. (1989). Fractal structure in the capital markets. *Financial Analysts Journal*, 45(4).
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2):335–346.

- Poterba, J. M. y Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, 22(1):27–59.
- Powell, G. E. y Percival, I. C. (1979). A spectral entropy method for distinguishing regular and irregular motion of Hamiltonian systems. *J. Phys. A: Math. Gen.*, 12:2053–2071.
- Righi, M. y Ceretta, P. (2011). Random walk and variance ratio tests for efficiency in the sub-prime crisis: Evidence for the us and latin markets. *International Research Journal of Finance and Economic*, 72:25–32.
- Risso, W. A. (2008). The informational efficiency and the financial crashes. *Research in International Business and Finance*, 22(3):396–408.
- Risso, W. A. (2009). The informational efficiency: the emerging markets versus the developed markets. *Applied Economics Letters*, 16(5):485–487.
- Roberts, H. V. (1959). Stock-market “pattern” and financial analysis: Methodological suggestions. *The Journal of Finance*, 14(1):1–10.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory’s tests part i: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2):129–176.
- Ross, S. A. (1973). Risk, return and arbitrage. In Friend, I. y Bicksler, J., editors, *Risk and Return in Finance*, pages 189–217. Ballinger Inefficiency, Cambridge.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3):341–360.
- Ross, S. A. (1978). A simple approach to the valuation of risky streams. *The Journal of Business*, 51(3):453–475.
- Ross, S. A. (2005). *Neoclassical finance*. Princeton University Press, Princeton (NJ).
- Rossi, M. A. (2000). La hipótesis de eficiencia en los mercados de acciones. el caso del mercado de valores de buenos aires. *Economica*, 46(1).
- Rosso, O. A., Blanco, S., Jordanova, J., Kolev, V., Figliola, A., Schürmann, M., y Başar, E. (2001). Wavelet entropy: a new tool for analysis of short duration brain electrical signals. *J. Neurosci. Methods*, 105:65–75.
- Rosso, O. A., Craig, H., y Moscato, P. (2009). Shakespeare and other English Renaissance authors as characterized by Information Theory complexity quantifiers. *Physica A*, 388:916–926.

- Rosso, O. A., Larrondo, H. A., Martín, M. T., Plastino, A., y Fuentes, M. A. (2007). Distinguishing noise from chaos. *Phys. Rev. Lett.*, 99(15):154102.
- Rubinstein, M. (1976). The strong case for the generalized logarithmic utility model as the premier model of financial markets. *The Journal of Finance*, 31(2):551–571.
- Ruppert, D. (2004). *Statistics and finance: an introduction*. Springer, New York.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 6(2):41–49.
- Sargent, T. J. (1993). *Bounded rationality in macroeconomics : The arne rye memorial lectures*. Oxford University Press, New York.
- Scholes, M. (1969). *A Test of the Competitive Hypothesis: The Market for New Issues and Secondary Offerings*. Tesis Doctoral, Graduate School of Business, Universidad de Chicago.
- Serinaldi, F. (2010). Use and misuse of some hurst parameter estimators applied to stationary and non-stationary financial time series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389(14):2770–2781.
- Shannon, C. E. y Weaver, W. (1949). *The Mathematical Theory of Communication*. University of Illinois Press, Champaign, IL.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3):425–442.
- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *The American Economic Review*, 71(3):421–436.
- Shiller, R. J. (2006). Tools for financial innovation: Neoclassical versus behavioral finance. *The Financial Review*, 41(1):1–8.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*. Number 9780198292272 in OUP Catalogue. Oxford University Press.
- Shorack, G. R. y Wellner, J. A. (1986). *Empirical processes with applications to statistics*. Wiley.
- Simon, H. A. (1955). A behavioral model of rational choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69(1):pp. 99–118.
- Smith, C. W. (1976). Option pricing. *Journal of Financial Economics*, 3(1-2):3–51.

- Smith, G. y Ryoo, H. (2003). Variance ratio tests of the random walk hypothesis for european emerging stock markets. *The European Journal of Finance*, 9:290–300.
- Sullivan, R., Timmermann, A., y White, H. (1999). Data-snooping, technical trading rule performance, and the bootstrap. *The Journal of Finance*, 54(5):1647–1691.
- Summers, L. H. (1982). Do we really know that financial markets are efficient? Working Paper 994, National Bureau of Economic Research.
- Tabak, B. M. (2003). The random walk hypothesis and the behaviour of foreign capital portfolio flows: the brazilian stock market case. *Applied Financial Economics*, 13(5):369–378.
- Taqqu, M. S., Teverovsky, V., y Willinger, W. (1995). Estimators for long-range dependence: An empirical study. *Fractals*, 3:785–798.
- Teichmoeller, J. (1971). A note on the distribution of stock price changes. *Journal of the American Statistical Association*, 66(334):282–284.
- Thaler, R. H. (1992). *The Winner's curse : paradoxes and anomalies of economic life*. Princeton University Press, Princeton, N.J. :.
- Thaler, R. H., Tversky, A., Kahneman, D., y Schwartz, A. (1997). The effect of myopia and loss aversion on risk taking: An experimental test. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2):647–61.
- Theil, H. y Leenders, C. T. (1965). Tomorrow on the Amsterdam stock exchange. *The Journal of Business*, 38(3):277–284.
- Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity tests for time series. *Biometrika*, 73(2):461–466.
- Tversky, A. y Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, 185(4157):1124–1131.
- Tversky, A. y Kahneman, D. (1986). Rational choice and the framing of decisions. *The Journal of Business*, 59(4):S251–78.
- Urrutia, J. L. (1995). Tests of random walk and market efficiency for latin american emerging equity markets. *Journal of Financial Research*, 18(3):299–309.
- Varian, H. R. (1985). Divergence of opinion in complete markets: A note. *The Journal of Finance*, 40(1):309–317.
- Wackerbauer, R., Witt, A., Atmanspacher, H., Kurths, J., y Scheingraber, H. (1994). A comparative classification of complexity measures. *Chaos, Solitons & Fractals*, 4(1):133–173.

- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4):817–838.
- Wiener, N. (1923). Differential space. *J. Math, and Phys.*, 2:131–174.
- Working, H. (1949). The investigation of economic expectations. *The American Economic Review*, 39(3):150–166.
- Worthington, A. y Higgs, H. (2004). Random walks and market efficiency in european equity markets. *Global Journal of Finance and Economics*, 1(1):59–78.
- Wright, J. H. (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1):1–9.
- Yen, G. y Lee, C.-f. (2008). Efficient market hypothesis (emh): Past, present and future. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 11(02):305–329.
- Zanin, M., Zunino, L., Rosso, O. A., y Papo, D. (2012). Permutation entropy and its main biomedical and econophysics applications: A review. *Entropy*, 14(8):1553–1577.
- Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., y Kleiber, C. (2002). strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models. *Journal of Statistical Software*, 7(2):1–38.
- Zunino, L., Bariviera, A. F., Guercio, M. B., Martinez, L. B., y Rosso, O. A. (2012). On the efficiency of sovereign bond markets. *Physica A*, 391(18):4342–4349.
- Zunino, L., Soriano, M. C., Fischer, I., Rosso, O. A., y Mirasso, C. R. (2010a). Permutation-information-theory approach to unveil delay dynamics from time-series analysis. *Phys. Rev. E*, 82(4):046212.
- Zunino, L., Tabak, B. M., Figliola, A., Pérez, D. G., Garavaglia, M., y Rosso, O. A. (2008). A multifractal approach for stock market inefficiency. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(26):6558–6566.
- Zunino, L., Tabak, B. M., Pérez, D. G., Garavaglia, M., y Rosso, O. A. (2007). Inefficiency in latin-american market indices. *The European Physical Journal B - Condensed Matter and Complex Systems*, 60:111–121.
- Zunino, L., Tabak, B. M., Serinaldi, F., Zanin, M., Pérez, D. G., y Rosso, O. A. (2011). Commodity predictability analysis with a permutation information theory approach. *Physica A*, 390(5):876–890.
- Zunino, L., Zanin, M., Tabak, B. M., Pérez, D. G., y Rosso, O. A. (2010b). Complexity-entropy causality plane: a useful approach to quantify the stock market inefficiency. *Physica A*, 389(9):1891–1901.