

4

Análise Comparativa dos Índices de Mercados Mundiais

4.1

Introdução

A detecção de padrões universais dentre os diferentes mercados financeiros é importante pois revela os mecanismos fundamentais que governam a dinâmica dos preços. Por outro lado, é também importante identificar as características próprias de cada mercado, tais como eficiência, resistência a pressões externas e a especulação internacional, ou o tempo característico de dissipação dos efeitos provocados por choques macroeconômicos, para efetuar comparações entre eles.

Estudos comparativos já foram realizados utilizando diversas quantidades como volatilidade [46, 47, 48, 49], expoentes de Hurst [46, 50, 51, 52, 53, 54] e outras propriedades estatísticas dos mercados [55, 56]. Neste capítulo temos como objetivo mostrar que a obtenção dos coeficientes de KM diretamente das séries temporais empíricas é uma técnica alternativa para comparar as flutuações dinâmicas dos índices de mercado.

Com efeito, após termos verificado a robustez da expansão de KM para o índice do mercado brasileiro, estendemos nossa análise para outros mercados mundiais. Realizamos uma análise comparativa de 24 índices diários de Bolsas ao redor do mundo, englobando mercados desenvolvidos e emergentes.

Nesta parte da tese, visamos elucidar características comuns e distintas da dinâmica dos índices de mercado e, potencialmente, ranquear ou segregar os mercados, de acordo com parâmetros microscópicos que caracterizem os coeficientes de KM.

4.2

Índices de Mercados Mundiais

Existem diversos índices importantes no mundo. Abordaremos no nosso trabalho, 24 índices ao redor do mundo (listados na tabela 4.1). Este conjunto engloba todos os continentes e inclui tanto mercados desenvolvidos como

emergentes ¹.

Como exemplo, podemos citar os mais abordados na literatura científica:

- New York Stock Exchange Composite Index (NYSE) - É o índice da Bolsa de Valores de Nova York, a maior, mais importante e tradicional Bolsa de Valores do mundo em volume de ações negociadas, com U\$21,79 trilhões de dólares negociados em 2006. Localizada na Wall Street, Nova York, ali são negociados títulos e ações das principais empresas dos Estados Unidos e do mundo.
- S&P 500 - Índice calculado pela consultoria americana Standard & Poor's que reflete o desempenho de 500 maiores ações atualmente negociadas nos Estados Unidos.
- Dow Jones Industrial Average (DJIA) - Índice americano baseado na cotação das 30 maiores e mais importantes empresas industriais do país.
- National Association of Security Dealers Automated Quotation System (Nasdaq) - É o índice da primeira Bolsa do mundo a negociar exclusivamente ações de empresas de Internet, informática e de alta tecnologia. Como as operações de compra e venda são feitas por meio de computadores no mercado de balcão, a Nasdaq ficou conhecida como a "Bolsa Eletrônica". Ela é atualmente composta por mais de 3000 ações diferentes.
- Nikkei 225 - Índice da Bolsa de Valores de Tóquio, que reflete o preço das 225 ações mais negociadas no mercado japonês.
- DAX - Principal índice alemão, baseado no preço das 30 ações mais negociadas na Bolsa de Valores de Frankfurt.

As séries dos índices de preço e dos respectivos retornos diários dos mercados considerados são apresentadas na Fig. 4.1. Todas as séries de preço foram coletadas do website da Yahoo finance².

Para compararmos os diversos mercados ao redor do mundo, é necessário considerar um período próximo ou, se possível, um mesmo período de tempo. Somente há informação sobre um grande número de mercados mundiais a partir de 1997. Dessa forma, consideramos o período de 1997 a 2007 neste estudo. Os índices BSE30, CMA, JSXC, KOSPI e TWI foram considerados, devido a disponibilidade dos dados, a partir em julho de 1997 e os demais a partir de janeiro de 1997. Os retornos diários para o período analisado na tese são apresentados na Fig. 4.2.

¹Usamos as classificações de mercados utilizadas em <http://globaledge.msu.edu>. Outras fontes, tais como as <http://www.ftse.com> ou <http://www.mscibarra.com>, coincidem, com exceção de Hong-Kong e Cingapura que são classificadas como desenvolvidos.

²yahoo.finance.com

Rótulo	índice	país	# dias
1	AEX	Holanda	2678
2	ATX	Áustria	2597
3	BEL 20	Bélgica	2669
4	CAC 40	França	2669
5	DAX	Alemanha	2662
6	FTSE 100	Reino Unido	2652
7	SMI	Suíça	2647
8	BSE 30	Índia	2477
9	HSI	Hong Kong	2599
10	JSXC	Indonésia	2428
11	KLSEC	Malásia	2591
12	KOSPI	Coréia do Sul	2490
13	Nikkei 225	Japão	2581
14	STI	Cingapura	2643
15	TWI	Taiwan	2462
16	DJIA	EUA	2666
17	Nasdaq	EUA	2652
18	NYSE	EUA	2652
19	S&P 500	EUA	2645
20	IBOVESPA	Brasil	2596
21	IPC	México	2631
22	Merval	Argentina	2597
23	CMA	Egito	1964
24	AOX	Austrália	2666

Tabela 4.1: Índices mundiais e seus correspondentes rótulo, abreviatura, país e número de dias de negociação entre 1997 e 2007.

4.3

Análise Preliminar

Nesta tese, o tempo foi contado em dias de pregão, descartando finais de semana e feriados. Os retornos medidos foram dados em unidades de desvio padrão σ_{32} da respectiva série de dados na escala temporal de 32 dias.

A estacionariedade dos retornos foi verificada através de dois métodos usualmente utilizados em testes econométricos: Augmented Dickey-Fuller(ADF) e Philip-Perron(PP) [57] (ver Apêndice A.1.4). Embora algumas séries apresentem focos repentinos de volatilidade, ambos os testes forneceram diagnósticos positivos para estacionariedade para todos os mercados examinados. Isso significa que as séries de dados permitem considerar, pelo menos em um bom grau de aproximação, medidas estacionárias. Em qualquer caso, os resultados podem ser adotados como médios ou efetivos para cada série completa.

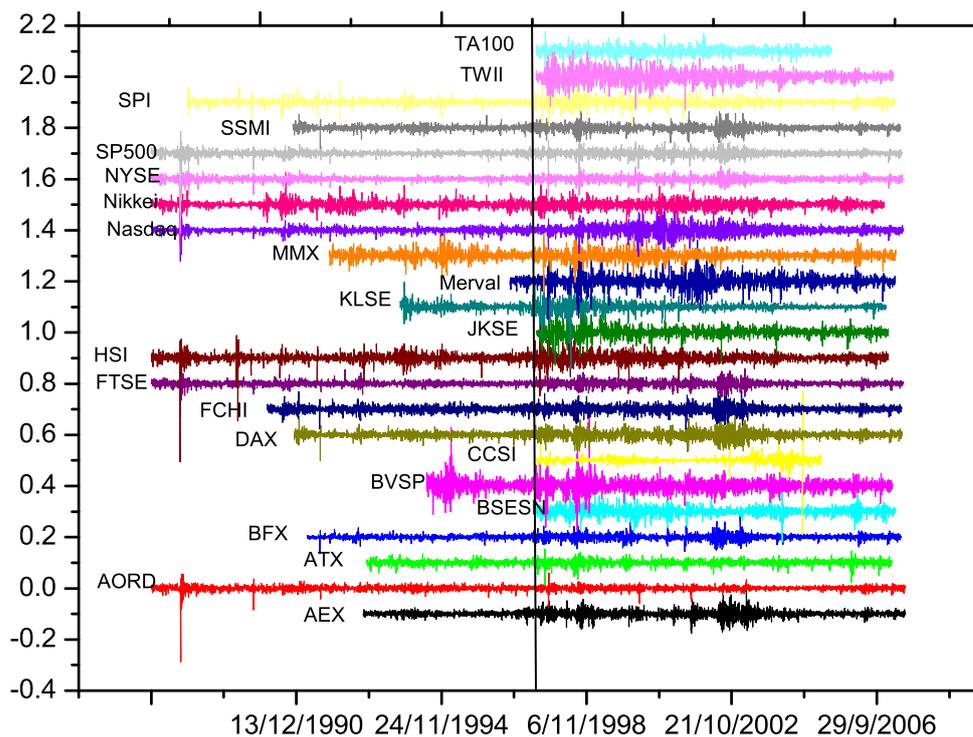


Figura 4.1: Séries de retorno de preço dos índices mundiais apresentados em legenda. Linha vertical representa o início do ano de 1997. As séries foram deslocadas verticalmente para melhor visualização.

Com o objetivo de investigar as propriedades markovianas dos processos estocásticos, calculamos a equação de CK, apresentada na Eq. (2.25).

Como no caso do mercado brasileiro, a validade da equação de CK foi examinada para diferentes tripletos (τ_2, τ', τ_1) , ao comparar FDPs condicionais calculadas diretamente a partir de $P(r_2, \tau_2 | r_1, \tau_1)$ com as FDPs integradas calculadas com o membro direito da Eq. (3.2). Como um exemplo ilustrativo, na Fig. 4.3, comparamos cortes para valores escolhidos de r_1 para duas FDPs diferentes computadas para o índice de Cingapura STI. Dentro dos erros estatísticos, os histogramas coincidem, providenciando evidências para a validade da Eq. (3.2). Resultados similares foram encontrados para todos os mercados analisados.

A verificação direta da equação de CK pode também ser utilizada para estimar a escala temporal mínima na qual as séries de retornos podem ser aproximadas por um processo markoviano [28]. Escolhendo diferentes r_1 , realizamos o teste para vários valores fixos de τ_1 enquanto diminuimos $\tau_2 - \tau'$. Não verificamos desvios significativos até a escala de resolução mais curta de nossos dados.

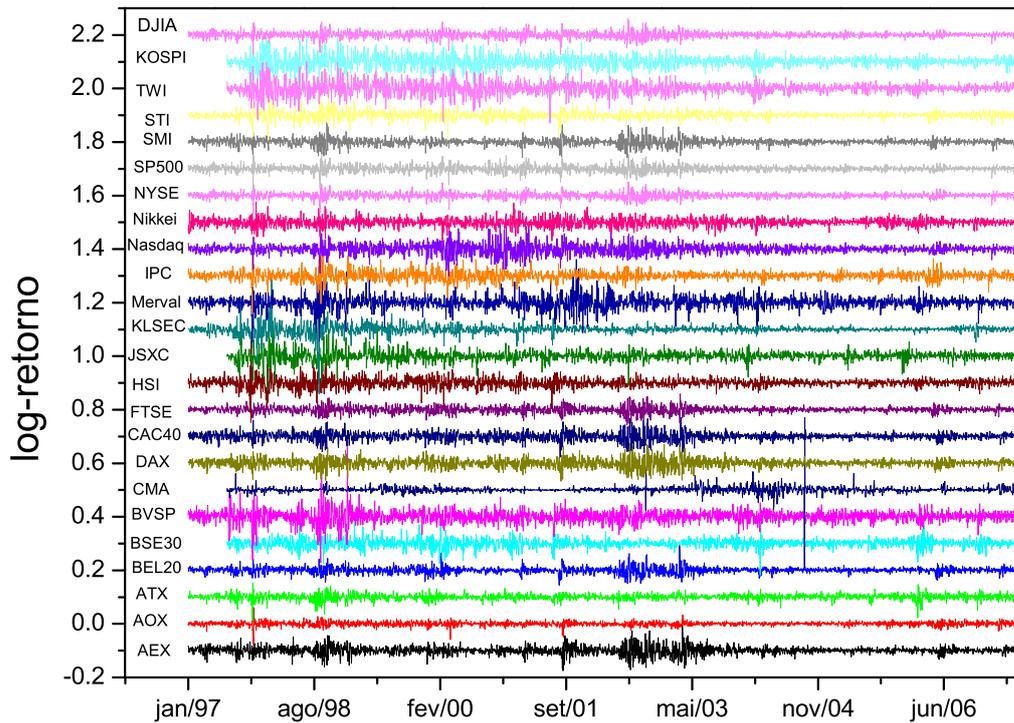


Figura 4.2: Séries de retornos diários dos índices de mercado mundiais (apresentados ao lado do respectivo índice) no período utilizado nesta tese. As séries foram deslocadas verticalmente para melhor visualização.

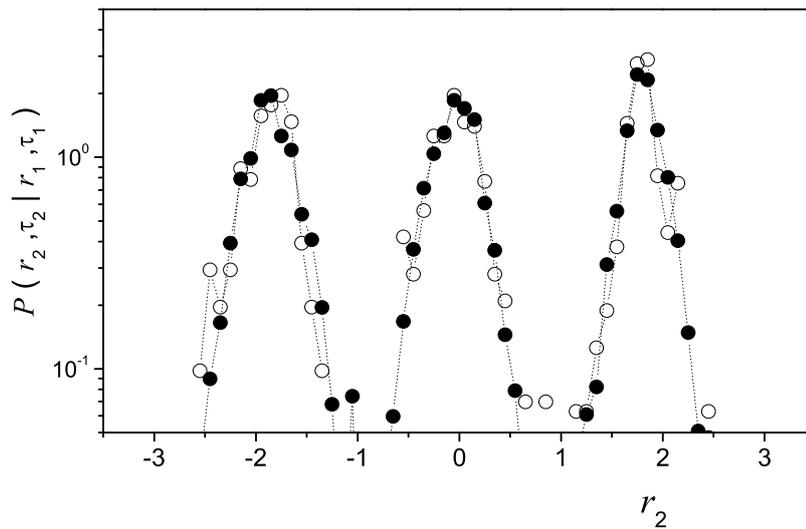


Figura 4.3: Cortes de nível através de $P(r_2, \tau_2 | r_1, \tau_1)$ em $r_1 = -2,0, 0,5$ e $3,0$ (da esquerda para a direita) para $\tau_2 = 0,24$, $\tau' = 0,14$ e $\tau_1 = 0,04$, para o índice de Cingapura STI. Os histogramas foram deslocados horizontalmente para melhor visualização. Os símbolos preenchidos correspondem às FDPs condicionais calculadas diretamente e os símbolos abertos às FDPs integradas de acordo com a Eq. (3.2).

4.4 Análise de Kramers-Moyal

Uma vez atestada a validade da expansão de KM para nossos dados, passamos ao cálculo de seus coeficientes. Encontramos que as séries de dados analisadas apresentam, para todo $-4 < \tau < 4$ (512 dias $< \Delta t < 2$ dias) e $\Delta\tau$ suficientemente pequeno, um comportamento comum dos coeficientes $\tilde{D}^{(1)}$ e $\tilde{D}^{(2)}$ definidos na Eq. (2.35). Nas Figs. 4.4.(a) e 4.4.(b), ilustramos as formas típicas desses coeficientes em função de r .

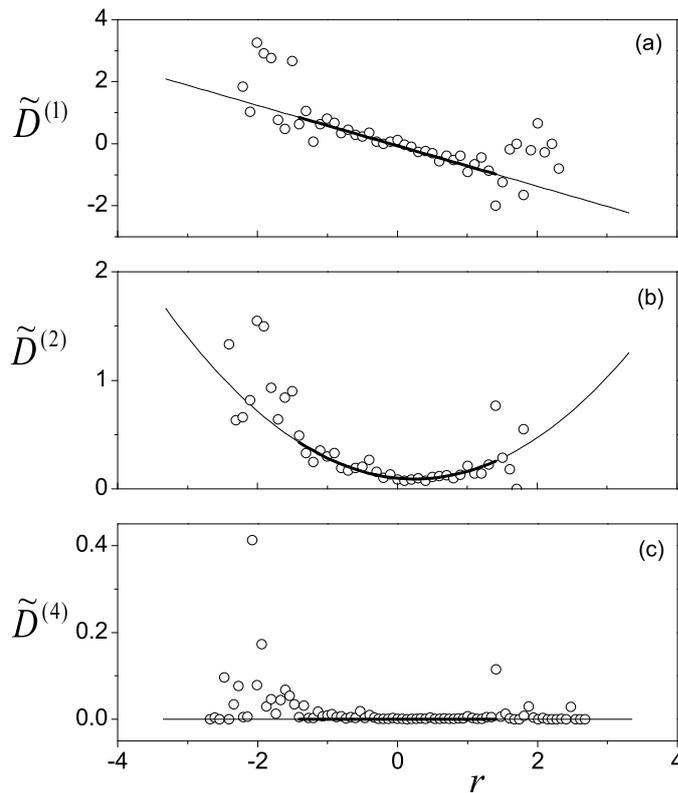


Figura 4.4: Coeficientes $\tilde{D}^{(1)}$ (a), $\tilde{D}^{(2)}$ (b) e $\tilde{D}^{(4)}$ (c), em função de r , calculados em $\tau = 1, 2$ (escala temporal semanal) e $\Delta\tau = 0, 2$ para o índice alemão DAX. As linhas cheias correspondem às curvas ajustadas e as mais espessas aos intervalos utilizados para os ajustes.

De acordo com a Eq. (2.34), os valores de $\{\tilde{a}_i, \tilde{b}_j\}$, definidos nas Eqs. (3.3), determinam, no limite $\Delta\tau \rightarrow 0$, para um dado τ , os parâmetros $\{a_i, b_j\}$ que descrevem a dependência em r dos coeficientes $D^{(1)}$ e $D^{(2)}$. Deste modo, em concordância com os resultados apresentados na literatura para um grupo restrito de mercados [20, 26, 29, 35, 44], obtivemos que a dependência em r desses coeficientes é bem descrita por formas lineares e quadráticas respectivamente.

O coeficiente de quarta ordem $D^{(4)}$ é consistente com um valor próximo de zero para todos os mercados analisados, como sugerido na Fig. 4.4.(c) para o índice alemão DAX. Assim, a Eq. (2.32) pode ser truncada na segunda ordem da expansão, reduzindo-se a EFP dada pela Eq. (3.11). Portanto, esta EFP representa uma evolução universal para as FDPs dos retornos, totalmente caracterizada por poucos parâmetros dependentes de τ .

A dependência em τ dos parâmetros \tilde{a}_i e \tilde{b}_i é exemplificada na Fig. 4.5, utilizando o índice mexicano IPC, para diferentes valores de $\Delta\tau$.

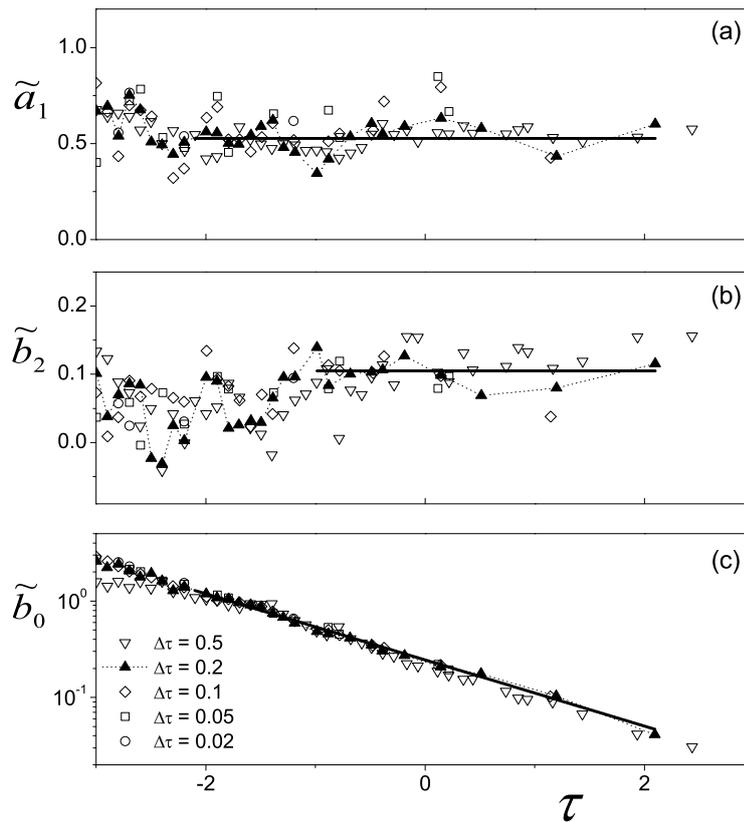


Figura 4.5: Dependência dos parâmetros \tilde{a}_1 (a), \tilde{b}_2 (b) e \tilde{b}_0 (c) nas escalas temporais τ , para diferentes valores de $\Delta\tau$ indicados em (c), para o índice Mexicano IPC. As linhas cheias correspondem aos intervalos utilizados para a estimativa dos parâmetros a_1^s, b_2^s, A e γ , como explicado no texto, usando o resultado para $\Delta\tau = 0, 2$.

Em nossa análise, descartamos os resultados para $(\tau < -2)$, devido à estatística pobre desta região temporal. Levando-se em conta as restrições de acessibilidade empírica do limite de $\Delta\tau \rightarrow 0$, apresentados na seção (3.2) (que é diferente para cada τ), observa-se que dentro das flutuações estatísticas, o comportamento limite dos parâmetros para toda a região $(\tau \geq -2)$ pode ser estimado a partir dos resultados para $\Delta\tau = 0, 2$.

Assim, nossa análise comparativa é feita considerando os resultados obtidos para $\Delta\tau = 0, 2$ como aqueles que definem $\{a_i, b_j\}$ para cada τ .

Como resultados gerais para a dependência em τ dos parâmetros dos coeficientes de KM, encontramos para todos os mercados, os comportamentos ilustrados na Fig. 4.5:

- (i) O parâmetro a_1 apresenta comportamento estacionário dentro das escalas temporais $-2 \leq \tau \leq 2$ (Fig. 4.5.(a)). A média de a_1 nesse intervalo foi definida como o valor estacionário para a_1^s .
- (ii) O parâmetro b_2 apresenta um aumento em função de τ de um valor próximo do zero até um nível estacionário, b_2^s (Fig. 4.5.(b)). Considerando que em $\tau = -1$ todos os mercados atingiram um nível estacionário, estimamos b_2^s como a média de b_2 no intervalo $-1 \leq \tau \leq 2$.
- (iii) O parâmetro b_0 cai exponencialmente com o tempo segundo a Eq. (3.10)(Fig. 4.5.(c)), analogamente ao obtido anteriormente para o IBOVESPA. Ajustamos uma lei exponencial única no intervalo $-2 \leq \tau \leq 2$, obtendo os valores efetivos para A e γ para cada mercado.

Os parâmetros a_0 e b_1 (não mostrados) não aparecem como medidas significantes para comparações entre os mercados. Analogamente ao obtido para o IBOVESPA, encontramos valores do parâmetro a_0 desprezíveis, enquanto o parâmetro b_1 é notavelmente negativo para todos os mercados. Este resultado credencia b_1 como um parâmetro relevante que regula as assimetrias observadas nas distribuições empíricas de retornos em escalas temporais semanais/mensais. No entanto, b_1 não exhibe valores estacionários nessas escalas de tempo, tornando difícil a sua utilização para fins comparativos. Além disso, ele tende a desaparecer para grandes τ , concomitantemente com a extinção da assimetrias nas escalas intradiárias.

Em conclusão, nosso estudo mostra que a equação de evolução das FDPs dos retornos se reduz a EFP (3.11) para todos os mercados analisados. Cada coeficiente de KM ($D^{(1)}$ ou $D^{(2)}$) tem a mesma dependência funcional de r para todos os mercados, e a dependência em τ dos seus parâmetros também apresenta características universais para as escalas semanais/mensais consideradas. Nossa análise preliminar, forneceu o seguinte conjunto de quantidades relevantes, computadas como definido anteriormente: os valores estacionários a_1^s e b_2^s , e os parâmetros A e γ que caracterizam a dependência em τ de b_0 .

4.5 Análise Comparativa

Ao longo desta seção, usaremos os rótulos numéricos mostrados na tabela 4.1 para identificar os mercados. Depois de terem sido detectadas propriedades dinâmicas qualitativamente compartilhadas por todos esses mercados, agora, vamos realizar comparações quantitativas das medidas que surgiram a partir da análise preliminar.

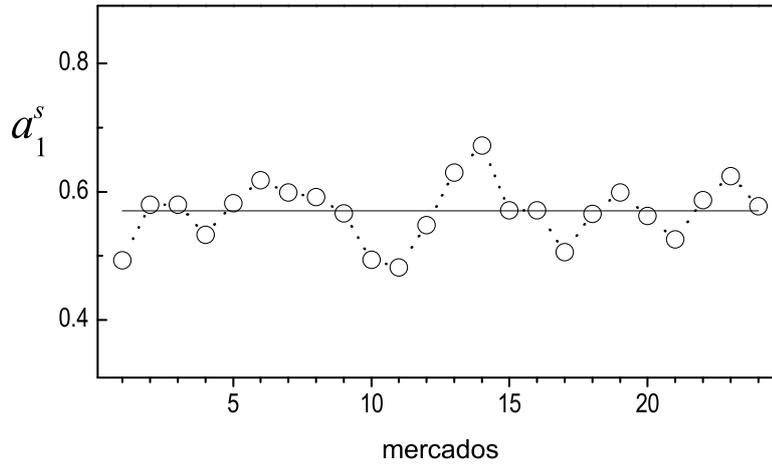


Figura 4.6: Parâmetro a_1^s medido para todos os mercados listados na tabela 4.1, de acordo com seus rótulos. O erro de a_1^s é de cerca de 10%. A linha cheia corresponde ao valor médio 0,57.

O parâmetro a_1^s estima a força de restauração do mercado contra flutuações de preço. Seu valor para cada mercado é representado na Fig. 4.6. Encontramos um comportamento universal entre os mercados, com valor médio 0,57 e desvio padrão 0,05 (menor que o erro de a_1^s). Embora estes resultados descartem a_1^s como uma medida de classificação, é um resultado relevante uma vez que manifesta que as leis determinísticas que governam a dinâmica dos mercados são universais não só qualitativamente, mas também quantitativamente, nas escalas de tempo analisadas.

A seguir, apresentamos nas Figs. 4.7 e 4.8 os valores numéricos para os parâmetros do coeficiente de difusão para os mercados mundiais analisados.

Enquanto A descreve a amplitude de b_0 em $\tau = 0$, γ é o inverso do tempo de decaimento. Observa-se que A apresenta uma grande dispersão entre mercados (um fator de cerca de três entre os valores extremos).

Na Fig. 4.9 apresentamos os mercados (com símbolos mais escuros para os mercados desenvolvidos) no plano (γ, A) dos dois parâmetros livres da componente aditiva do ruído b_0 .

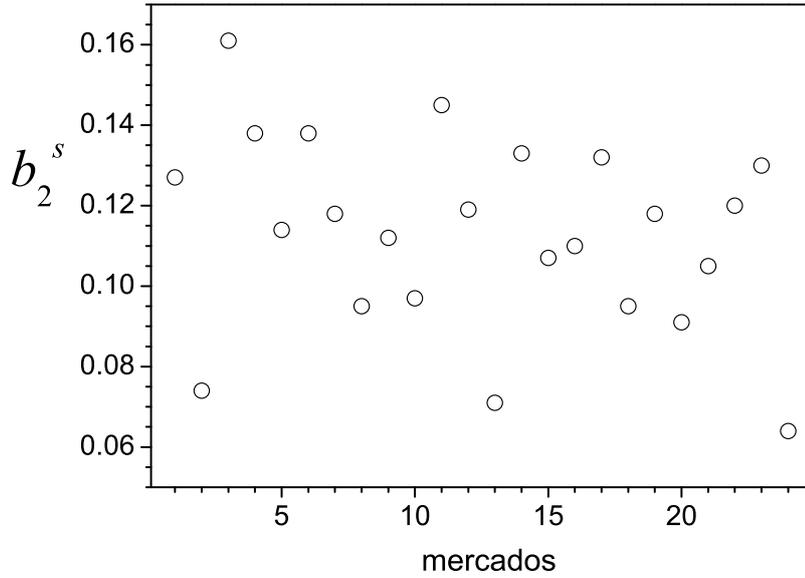


Figura 4.7: Parâmetro b_2^s medido para todos os mercados listados na tabela 4.1, de acordo com seus rótulos.

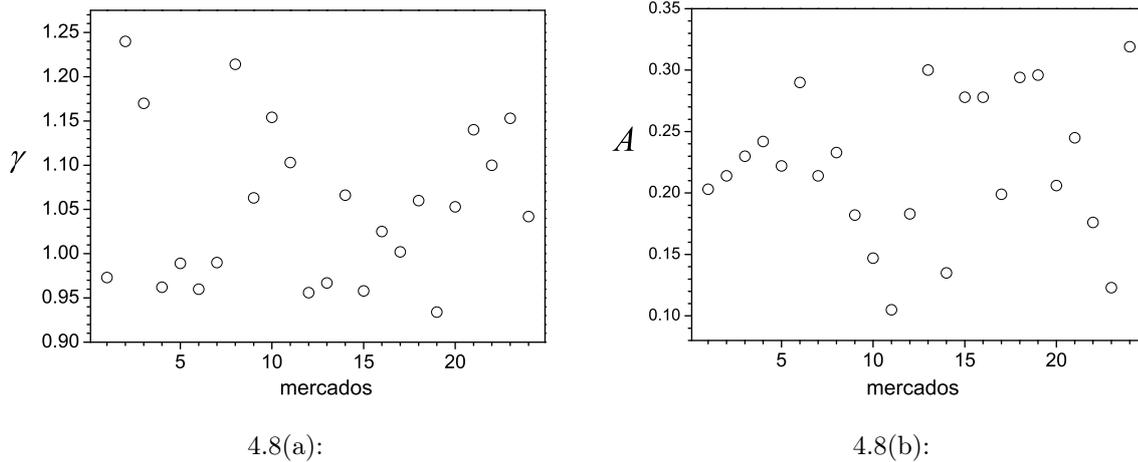


Figura 4.8: Inclinação γ (a) e nível A (b) do parâmetro b_0 medido para todos os mercados listados na tabela 4.1, de acordo com seus rótulos.

A Fig. 4.9 também mostra que mercados desenvolvidos, exceto os da Áustria e Bélgica (rótulos 2 e 3, respectivamente), se aglutinam na região de A grande e γ pequeno. Esta descoberta sugere que esse conjunto de parâmetros tem capacidade em potencial para classificar os mercados. Note que valores grandes de A e pequenos de γ implicam que a componente aditiva da flutuação dos índices é grande e possui um lento e estável decaimento ao longo das escalas temporais, sugerindo mercados mais eficientes.

De fato, a solução invariante (3.12) é consistente com $b_0(\tau) \propto \sigma^2(\tau)$, conforme mostrado no Apêndice A.1.1. De (3.10), a componente aditiva do ruído escala com o intervalo de tempo Δt segundo $b_0 = \propto (\Delta t)^\gamma$. Logo, desvios

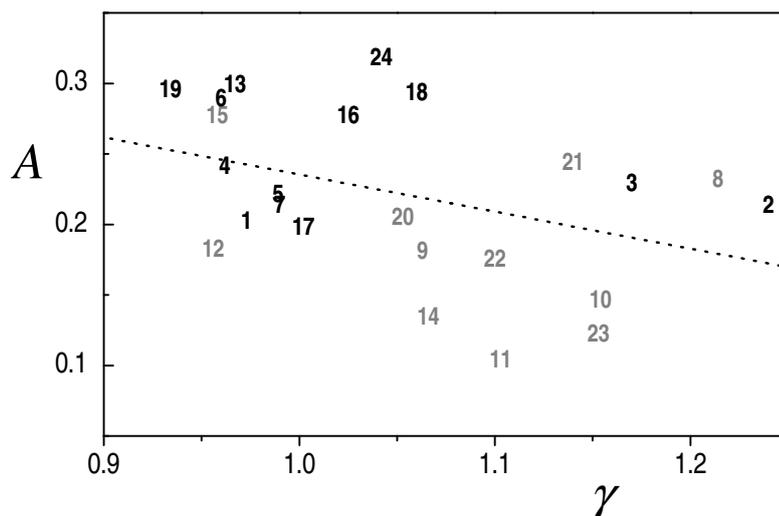


Figura 4.9: Representação dos mercados no plano de parâmetros (γ, A) , de acordo com os rótulos numéricos da tabela 4.1. Os símbolos mais escuros representam os mercados desenvolvidos. Os erros são de cerca de 5%. As linhas pontilhadas representam uma regressão linear como guia visual.

da linearidade ($\gamma \neq 1$) indicam difusão anômala, sugerindo que γ possa ter um papel similar ao do expoente de Hurst H (usualmente associado com o escalonamento da variância com o tempo $\sigma^2(\Delta t) \propto \Delta t^{2H}$), fornecendo uma medida de eficiência do mercado. Índices de mercado tem sido ranqueados na literatura de acordo com seus expoentes de Hurst através de diferentes abordagens [50, 51, 52, 53, 54]. É importante mencionar que embora alguns trabalhos tenham reportado expoentes de Hurst não estacionários [52, 53, 54, 58], somente os expoentes globais ou médios fornecem uma ferramenta para comparação.

Na Fig. 4.10, exibimos os valores de γ , avaliados neste trabalho, e os valores de H , relatados na literatura. Consideramos a Ref. [50], devido ao grande número de mercados comuns em ambas as amostras, incluindo desenvolvidos e emergentes, bem como o alinhamento dos períodos analisados. A Fig. 4.10 mostra claramente uma correlação positiva entre ambos os parâmetros. Além disso, há uma tendência para os mercados mais maduros serem ranqueados como os mais eficientes, com valores de γ (e $2H$) menores daqueles dos mercados emergentes. A fronteira de eficiência ($\gamma = 1$ e $2H = 1$) também mostra a boa concordância entre as segregações geradas por cada medida, qualificando γ como um parâmetro significativo de classificação da eficiência dos mercados.

Os valores de b_2^s , que descrevem a amplitude da componente multiplicativa randômica no mecanismo de flutuação de preço, apresenta uma variação relativa grande entre os mercados (em torno de um fator 3 entre os

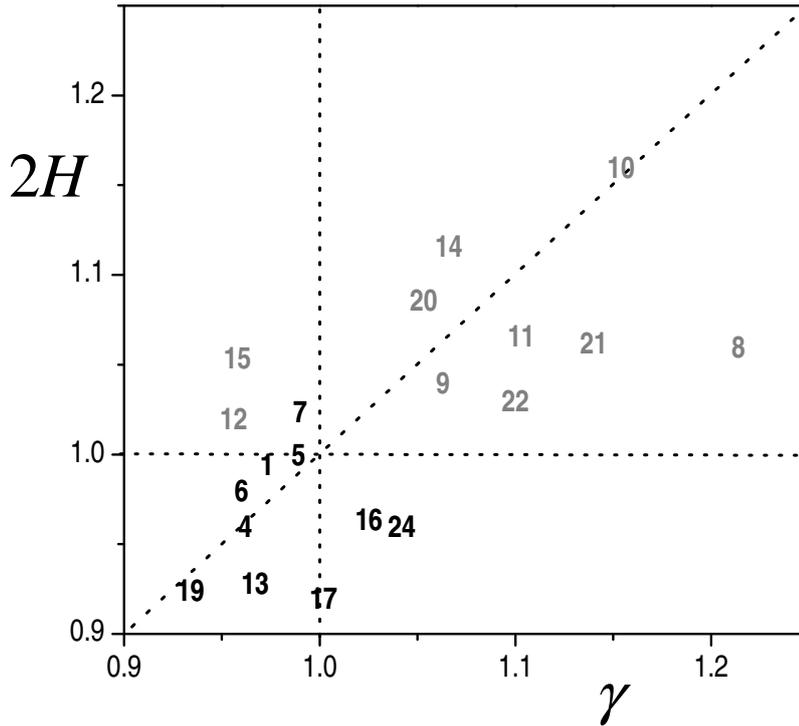


Figura 4.10: Representação dos mercados de acordo com a medida de $2H$ em [49] e γ (este trabalho). Símbolos são como os da Fig. 4.9. O erro de γ é de cerca de 5%. As fronteiras pontilhadas ($\gamma = 1$, $2H = 1$ e $\gamma = 2H$) estão desenhadas para comparação.

valores detetados mínimos e máximos), (ver Apêndice ??). Contudo, a simples visualização dos valores de b_2^s não manifesta uma ordem econômica clara de classificação dos mercados. De fato, uma quantidade mais significativa para caracterizar a dinâmica dos mercados é a força relativa das componentes de ruído multiplicativo e aditivo. Esse fato será discutido a seguir em conexão com as caudas das FDPs de retorno.

Assumindo, de acordo com nossas observações, dependências exponenciais em τ para b_0 , valores estacionários para a_1 e b_2 , assim como valores desprezíveis para a_0 e valor assintoticamente desprezível para b_1 , mostramos a EFP resultante (3.11) admite uma solução assintótica da forma (3.12) com expoente μ dado por (3.13) e variância reescalada $\sigma^2(\tau)$ dada por (3.14).

Devido ao escalonamento dos retornos com σ_{32} , $\sigma^2(\tau)$ é unitária em $\tau = 0$. Então, a partir de (3.14), segue-se que

$$\mu = 2 + A/b_2. \tag{4.1}$$

Por consistência da solução da EFP (3.11) apresentada no Apêndice A.1.1, os parâmetros de KM não são independentes. De acordo com as Eqs. (3.10) e (3.14), os parâmetros estão relacionados através da fórmula $A = a_1 - b_2 - \gamma \ln 2/2$. Esta relação vale somente aproximadamente,

uma vez que o limite assintótico intradiário, $\tau \gg 1$, não foi atingido nas escalas analisadas. Da mesma forma, o valor teórico de μ , dado pela Eq. (4.1), determina o expoente das caudas das FDP somente assintoticamente para grandes τ (pequenos intervalos de tempo). Ainda assim, este limite é alcançado somente se a dependência exponencial em τ do b_0 , juntamente com os níveis estacionários a_1 e b_2 persistirem para muitas hierarquias de escalas temporais.

Com o objetivo de explicitar possíveis conexões entre as medidas microscópicas e as propriedades das caudas das FDPs, obtivemos os valores empíricos de μ , μ_{emp} , na escala diária ($\tau = 5$), a maior escala temporal dos nossos dados. Eles foram computados efetuando-se um ajuste de mínimos quadrados com a forma padronizada da Eq. (2.10):

$$P(x) = \frac{\Gamma((\mu + 1)/2)}{\Gamma(\mu/2)\sqrt{\pi(\mu - 2)}} \left(1 + \frac{x^2}{\mu - 2}\right)^{-(\mu+1)/2}, \quad (4.2)$$

com somente um parâmetro de ajuste, μ , como ilustrado na Fig. 4.11 para os índices argentino Merval e americano Dow Jones.

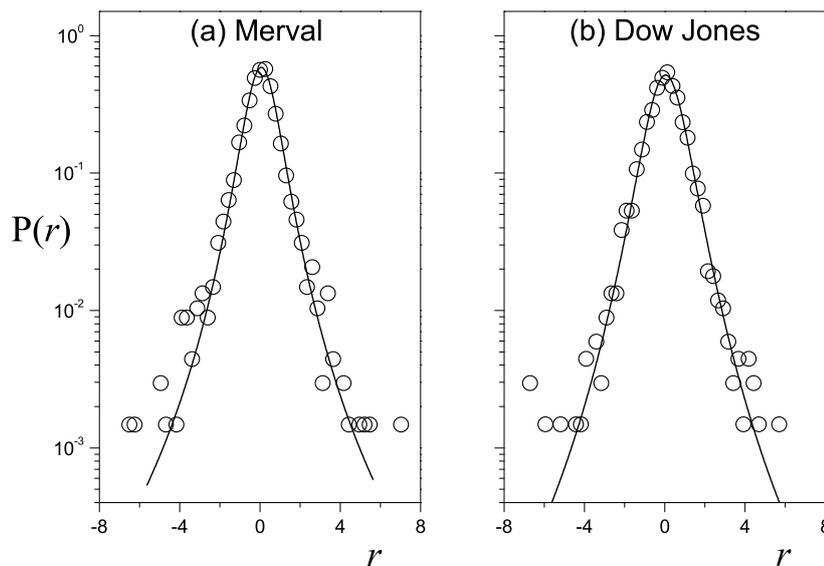


Figura 4.11: FDPs padronizadas para retornos diários para o índice argentino Merval (a) e índice americano Dow Jones (b). Os símbolos correspondem aos histogramas empíricos e as linhas sólidas aos ajustes de mínimos quadrados utilizando a forma padronizada da Eq. (2.10).

Na Fig. 4.12, os mercados estão representados no plano do expoente μ_{emp} e da razão b_2^s/A . Pode-se observar uma correlação notável entre ambas as quantidades que seguem aproximadamente a relação teórica dada pela Eq. (4.1). Isto sugere que um conteúdo de informação relevante foi capturado pela razão das amplitudes dos ruídos multiplicativo/aditivo. No processo aditivo-multiplicativo, o papel do último ruído para gerar caudas em lei de

potência é bem conhecido [39, 40, 59, 60]. Em concordância, uma razão b_2^s/A maior leva a valores menores de μ_{emp} , provocando desvios mais fortes da gaussianidade, que é recuperada no limite $\mu \rightarrow \infty$. Pode-se também observar a tendência seguida pelos mercados desenvolvidos, assim como pelos grandes mercados emergentes, de ter menor razão b_2^s/A . Este resultado indica que a medida composta b_2^s/A tem um potencial papel classificador. Assim, independentemente de γ , ela representa uma perspectiva alternativa para examinar a eficiência como afastamento da gaussianidade.

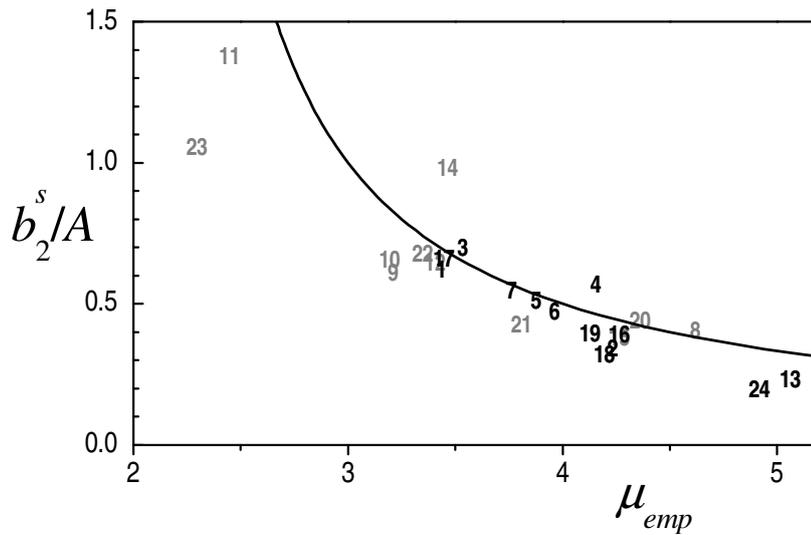
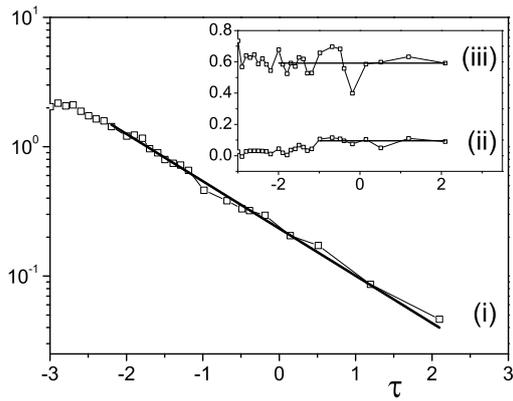


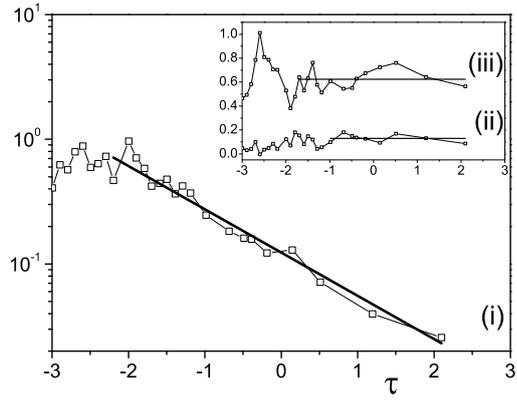
Figura 4.12: Mercados representados no plano $(\mu_{emp}, b_2^s/A)$. Símbolos são como os da Fig. 4.9. Mercados desenvolvidos representados com símbolos mais escuros. A linha pontilhada é a localização dos pontos dados pela Eq. (4.1).

4.6 Mais exemplos do cálculo dos coeficientes de KM para os mercados mundiais

Como ilustração do procedimento utilizado para as determinações dos parâmetros dos coeficientes de KM obtidos a partir das séries de retorno, apresentamos mais alguns exemplos para os mercados mundiais. Os demais mercados não apresentados aqui, possuem comportamentos semelhantes.

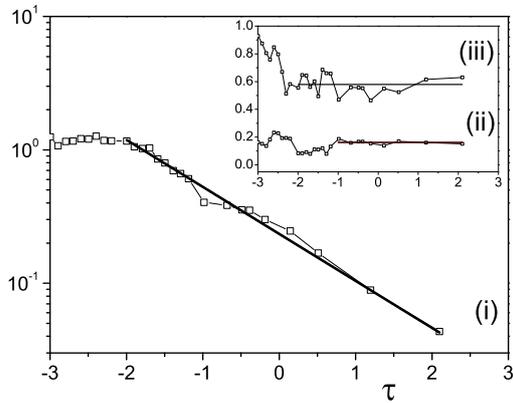


4.13(a):

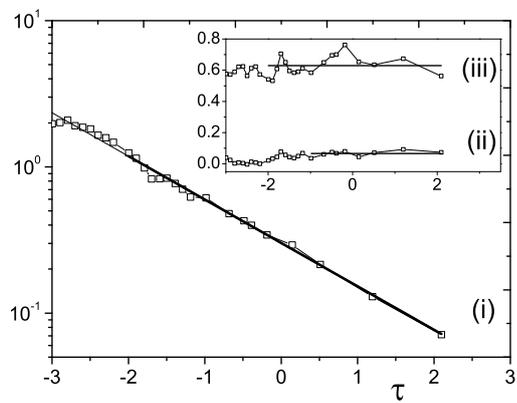


4.13(b):

Figura 4.13: Parâmetros (i) \tilde{b}_0 , (ii) \tilde{b}_2 e (iii) \tilde{a}_1 calculados para o período de jul.1997 a jul.2007, para os índices (a) BSE30 (Índia) e (b) CMA (Egito).

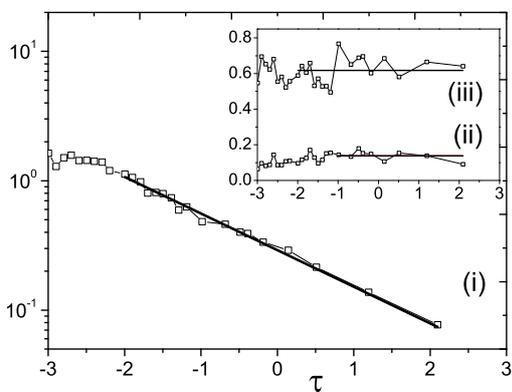


4.14(a):

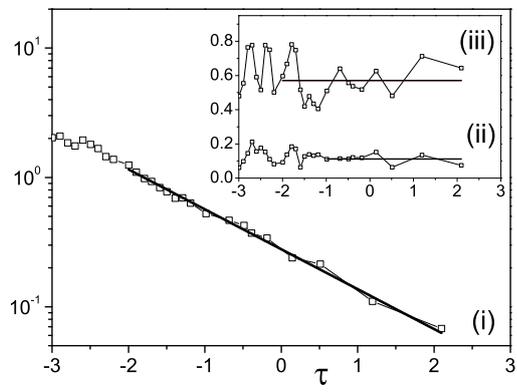


4.14(b):

Figura 4.14: Parâmetros (i) \tilde{b}_0 , (ii) \tilde{b}_2 e (iii) \tilde{a}_1 calculados para o período de jan.1997 a jul.2007, para os índices (a) BEL20 (Bélgica) e (b) Nikkei (Japão).



4.15(a):



4.15(b):

Figura 4.15: Parâmetros (i) \tilde{b}_0 , (ii) \tilde{b}_2 e (iii) \tilde{a}_1 calculados para o período de jan.1997 a jul.2007, para os índices (a) FTSE100 (Reino Unido) e (b) DJIA (Estados Unidos).

4.7

Considerações finais

Nosso estudo revela, por um lado, padrões universais nos coeficientes de KM dos diferentes mercados mundiais, envolvendo tanto fatores determinísticos quanto estocásticos da dinâmica dos retornos de índices de preços. Por outro lado, esta técnica possibilitou a detecção de diferenças quantitativas de alguns parâmetros, fornecendo uma ferramenta alternativa para discriminar dinâmicas de mercado. A partir desses resultados, é possível quantificar algumas características observadas, tais como desvios da gaussianidade das FDPs de retornos e a eficiência dos mercados.

O conteúdo deste capítulo pode também ser encontrado na Ref. [61].