

REVERSÃO À MÉDIA NOS MERCADOS BOLSISTAS INTERNACIONAIS: DA CRISE DAS EMPRESAS TECNOLÓGICAS À CRISE FINANCEIRA GLOBAL

MEAN REVERSION IN INTERNATIONAL STOCK MARKETS: FROM DOT-COM CRISIS TO GLOBAL FINANCIAL CRISIS

REVERSIÓN A LA MEDIA EN LOS MERCADOS DE VALORES INTERNACIONALES: DE LA CRISIS DE LAS EMPRESAS TECNOLÓGICAS A LA CRISIS FINANCIERA MUNDIAL

Vítor Manuel de Sousa Gabriel (vigab@ipq.pt)*

José Ramos Pires Manso (pmanso@ubi.pt)**

RESUMO:

Neste estudo é analisado o processo de reversão à média nos mercados bolsistas internacionais. Recorrendo às propostas de Wright (2000) e de Belaire-Franch e Opong (2005), aplicadas a um conjunto composto por doze mercados, representativos de mais de 62% da capitalização bolsista mundial, no período compreendido entre 4/01/1999 e 30/06/2011, foi identificada uma clara evidência de reversão à média em todos os mercados bolsistas e em todos os períodos amostrais considerados na análise. Os resultados obtidos têm grande interesse para investidores e para gestores de carteiras na definição de estratégias de afetação de recursos de investimento. **Palavras chave:** Crise financeira global, mercados bolsistas internacionais, testes do rácio de variâncias, reversão à média.

ABSTRACT:

This study analyzes the process of mean reversion in international stock markets. Resorting to the approach of Wright (2000) and Belaire-Franch and Opong (2005), twelve European and non-European markets were selected, representing over 62% of the global capitalization, and the period from 4th October 1999 to 30th June 2011 was chosen. A clear evidence of mean reversion in stock markets was identified during all sampling periods. The results showed great interest to investors and portfolio managers, to defining strategies for investment resources allocation.

Keywords: Global financial crisis, world stock markets, variance ratio tests, mean reversion.

RESUMEN:

Este estudio analiza el proceso de reversión a la media en los mercados de valores internacionales. Recurriendo a la propuesta de Wright (2000) y Belaire-Franch y Opong (2005), a un conjunto compuesto por doce mercados, que que representa más del 62% de la capitalización bursátil mundial, en el período entre 01/04/1999 y 31/ 06/2011, se identificó una clara evidencia de reversión a la media en los mercados de valores y en general en todos los períodos de muestreo considerados en el análisis. Los resultados tienen un gran interés para los inversores y gestores de carteras, ayudando en la definición de estrategias de asignación de recursos de inversión.

Palabras clave: Crisis financiera global, mercados de valores internacionales, estadístico de razón de varianzas, reversión a la media.

* UDI – Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior, PEst-OE/EGE/UI4056/2011 – Projeto financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT), Ministério da Educação e Ciência, Instituto Politécnico da Guarda (Portugal).* * NECE – Núcleo de Estudos em Ciências Empresariais, Programa de Financiamento Plurianual das Unidades de I&D da FCT – Fundação para a Ciência e Tecnologia, Ministério da Educação e da Ciência, Universidade da Beira Interior (Portugal).

Submitted 28th May 2013

Accepted 30th September 2013

1. INTRODUÇÃO

O comportamento dos mercados bolsistas tem recebido a atenção de múltiplas investigações acadêmicas. Diversos trabalhos têm abordado a questão da eficiência dos mercados, analisando a hipótese de previsibilidade das rendibilidades, através da análise de padrões de reversão à média dos preços bolsistas, inspirados nos trabalhos seminais de Poterba e Summers (1988) e Fama e French (1988), que documentaram a reversão à média nas rendibilidades dos mercados bolsistas, em horizontes temporais superiores a um ano. As conclusões obtidas nestes trabalhos, motivaram outros estudos para analisar as implicações na hipótese de eficiência dos mercados, de acordo com a qual o preço atual dos ativos reflete toda a informação disponível, num determinado momento, e o preço se ajusta rapidamente, à medida que novas e imprevistas informações vão chegando ao mercado.

A hipótese de reversão à média, também designada por correlação em série negativa, tem sido interpretada como um mecanismo de correção eficiente em mercados desenvolvidos e um sinal de bolha especulativa nos mercados financeiros emergentes (Summers, 1986; Fama e French, 1988).

Os estudos empíricos desenvolvidos, no contexto internacional, acerca a hipótese de reversão à média têm produzido resultados heterogêneos. Por exemplo, Richards (1997) encontrou evidência de reversão à média no longo prazo, ao estudar um conjunto composto por dezasseis mercados. O mesmo aconteceu com Balvers *et al.* (2000), ao analisar índices representativos dos países da OCDE e de Hong-Kong e Singapura. Por seu lado, Chaudhuri e Wu (2003) estudaram os mercados bolsistas de dezassete países emergentes, tendo detetado processos de reversão à média em onze desses países. Em sentido oposto, outros estudos conduziram a resultados divergentes. Por exemplo, Kawakatsu e Morey (1999) estudaram trinta e um mercados bolsistas emergentes e não encontraram evidência de reversão à média. De acordo com Harvey (1995), os mercados do sudeste asiático são mais previsíveis do que os mercados desenvolvidos.

Neste trabalho analisamos a hipótese de as rendibilidades dos mercados bolsistas serem governadas por um processo de reversão à média, considerando para tal o período temporal compreendido entre a crise das empresas tecnológicas e a atual crise financeira global, e recorrendo às propostas de Wright (2000) e de Belaire-Franch e Opong (2005). O período amostral é subdividido em três sub-períodos, de modo a identificar possíveis diferenças resultantes do ambiente de subida ou de descida de mercado, mas igualmente para se perceber

do impacto da emergência da crise financeira global, recorrendo a um conjunto alargado de mercados desenvolvidos e emergentes, com o objetivo de detetar eventuais diferenças de comportamento.

O presente estudo está estruturado do seguinte modo: a parte 2 apresenta a informação acerca dos dados e da metodologia escolhida; a parte 3 apresenta os resultados empíricos, enquanto na parte 4 são expostas as principais conclusões.

2. DADOS E METODOLOGIA

2.1 Dados

No sentido de estudar o processo de reversão à média, foram selecionados índices representativos dos mercados internacionais, concretamente índices europeus, não europeus, desenvolvidos e emergentes, de acordo com a classificação atribuída pela Morgan Stanley Capital International. Em 2010, o conjunto formado por estes índices representava 62% da capitalização bolsista mundial. O conjunto de mercados desenvolvidos incluiu mercados europeus e não europeus. Do contexto europeu, foram escolhidos os mercados da Alemanha (DAX 30), da França (CAC 40), da Inglaterra (FTSE 100), da Espanha (IBEX 35), da Irlanda (ISEQ Overall), da Grécia (ATG) e de Portugal (PSI 20). No conjunto de mercados desenvolvidos não europeus foram considerados os mercados dos EUA (Dow Jones), do Japão (Nikkei 225) e de Hong-Kong (Hang-Seng). Relativamente aos mercados emergentes, foram selecionados o Brasil (Bovespa) e a Índia (Sensex).

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos junto da Econostats e cobrem o período compreendido entre 4 de outubro de 1999 e 30 de junho de 2011, que por sua vez foi subdividido em três sub-períodos. Para analisar a crise Dot-Com, foi considerado o período de 4/10/1999 a 31/03/2003. Relativamente ao mais recente episódio de crise financeira, designado no âmbito do presente trabalho por Crise Financeira Global, e que foi desencadeado nos EUA, com a crise do crédito *subprime*, considerou-se que este teve o seu início no dia 1/08/2007, apontado como o momento em que os mercados financeiros internacionais foram surpreendidos pela crise *subprime*, em consequência da acentuada subida dos CDS's (Horta *et al.*, 2008; Toussaint, 2008; e Naoui *et al.*, 2010). Para além dos períodos de crise, foi ainda considerado um terceiro período, que corresponde a uma situação de uma certa estabilidade de mercado, de 1/04/2003 a 31/07/2007, ou seja, ao horizonte temporal compreendido entre os dois episódios de crise financeira.

As séries dos valores de fecho dos índices foram transformadas em séries de rendibilidades logarítmicas, instantâneas ou compostas continuamente, r_t , através da seguinte expressão:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (1)$$

Em que r_t é a taxa de rendibilidade, no dia t , e P_t e P_{t-1} são os valores de fecho das séries ajustadas, nos momentos t e $t-1$, respetivamente.

2.2 Metodologia

Os testes do rácio de variâncias são uma alternativa para testar a hipótese de persistência nas séries financeiras. Sob a hipótese nula do teste, a variância das rendibilidades aleatórias é uma função linear do período de tempo. Para uma série particionada em intervalos de tempo iguais e caracterizados por um processo *random walk*, a variância das rendibilidades de q períodos ($r_t - r_{t-q}$), deverá corresponder à variância da rendibilidade de um único período multiplicada por q (número inteiro positivo).

$$Var[r_t - r_{t-q}] = q \times Var[r_t - r_{t-1}] \quad (2)$$

O rácio de variâncias, dado pela relação entre a variância de q períodos e de um só período, deverá ser igual a 1:

$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q} Var[r_t - r_{t-q}]}{Var[r_t - r_{t-1}]} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} = 1 \quad (3)$$

Assim, no teste do rácio de variâncias, sob a hipótese nula $VR(q)=1$, a série segue um processo do tipo *random walk*. Quando a hipótese de aleatoriedade é rejeitada e $VR(q)>1$, a série evidencia correlação em série positiva. Quando a hipótese nula é rejeitada e $VR(q)<1$, a série evidencia correlação em série negativa.

Lo e MacKinlay (1988) desenvolveram técnicas de distribuição assintótica, de modo a testar a hipótese nula de aleatoriedade das rendibilidades, pressupondo a ocorrência de choques aleatórios IID, descritos pela distribuição gaussiana. O teste de variâncias desenvolvido por Lo e MacKinlay (1988) considera propriedades assintóticas, no modo como expressam as estatísticas de teste. Para obviar esta restrição, Wright (2000) desenvolveu uma versão não paramétrica do teste de variâncias, para testar a hipótese *random walk* em séries de taxas de câmbio. De acordo com este autor, esta versão apresenta vantagens face à versão paramétrica. Por um lado, ao não exigir uma aproximação assintótica, a questão da dimensão da

amostra esbata-se. Por outro lado, os testes não paramétricos evidenciam uma performance superior na deteção de correlação em série, especialmente quando as séries não exibem normalidade.

Wright (2000) desenvolveu dois tipos de testes, aplicáveis em função do pressuposto assumido quanto à distribuição dos dados, designadamente o teste de posição (*rankings*), para séries IID, e o teste de sinais, para séries heterocedásticas.

O teste de variância por *rankings* baseia-se na ordenação da série de rendibilidades. Considere-se $r(r_t)$ como a posição da rendibilidade, r_t , entre r_1, r_2, \dots, r_T :

$$r'_{1t} = \frac{\left(r(r_t) - \frac{T+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad (4)$$

$$r'_{2t} = \Phi^{-1} \left(\frac{r(r_t)}{T+1} \right) \quad (5)$$

Em que Φ^{-1} traduz a distribuição normal padronizada inversa cumulativa, r'_{1t} é uma transformação linear padronizada da posição das rendibilidades e r'_{2t} é uma transformação normal inversa padronizada.

As estatísticas dos rácios de variância $R_1(q)$ e $R_2(q)$ são definidas como:

$$R_1(q) = \left(\frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t} + r'_{1t-1} + \dots + r'_{1t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t})^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (6)$$

$$R_2(q) = \left(\frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t} + r'_{2t-1} + \dots + r'_{2t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t})^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (7)$$

Os valores críticos de rejeição da hipótese de *random walk* das rendibilidades são gerados por um processo de simulação, em que os valores das estatísticas r'_{1t} e r'_{2t} são substituídos pelos valores simulados r'^*_{1t} e r'^*_{2t} . Recorrendo a técnicas de *bootstrap*, que envolvem a geração sucessiva e aleatória de dados, de modo a simular propriedades estatísticas da verdadeira distribuição relativa à amostra, a

distribuição exata de $R_1(q)$ e $R_2(q)$ pode ser aproximada a um determinado nível de confiança.

O segundo teste proposto por Wright (2000), designado por rácio de variâncias por sinais, considera o sinal das rendibilidades, r_t , para calcular o rácio de variância, recorrendo à estatística de teste seguinte:

$$S_1(q) = \left(\frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (s_t)^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (8)$$

Onde

$$S_t = 2\nu(r_t, 0) \quad (9)$$

$$\nu(x_t, p) = \begin{cases} 0,5 & \text{se } x_t > p \\ -0,5 & \text{se } x_t \leq p \end{cases} \quad (10)$$

A distribuição de $S_1(q)$ pode ser aproximada através de $S_1^*(q)$, recorrendo a técnicas de *bootstrap*, tal como aconteceu no rácio de variâncias por *rankings*. $S_1^*(q)$ é obtida a partir da sequência $\{S_t^*\}_{t=1}^T$, com cada um dos seus elementos a poder registar os valores 1 ou -1, com a mesma probabilidade.

Belaire-Franch e Opong (2005) desenvolveram um teste conjunto para o rácio de variâncias por *rankings* e sinais, inspirados na metodologia de Chow e Denning (1993). A estatística do teste conjunto (com $i = 1, \dots, m$) é dada por:

$$CD_{R_1}(q) = \max |R_1(q_i)| \quad (11)$$

$$CD_{R_2}(q) = \max |R_2(q_i)| \quad (12)$$

$$CD_{S_1}(q) = \max |S_1(q_i)| \quad (13)$$

A hipótese nula de *random walk* é rejeitada quando pelo menos um dos coeficientes seja estatisticamente diferente de zero.

$$CD_{R_1}^*(q) = \max |R_1^*(q_i)| \quad (14)$$

$$CD^*_{R_2}(q) = \max |R^*_2(q_i)| \quad (15)$$

$$CD^*_{S_1}(q) = \max |S^*_1(q_i)| \quad (16)$$

As estatísticas $R^*_1(q_i)$, $R^*_2(q_i)$ e $S^*_1(q_i)$ apresentam a mesma distribuição amostral e os seus valores críticos são obtidos por simulação, à semelhança do que acontece com as estatísticas propostas no teste de Wright (2000). A hipótese nula de *random walk* é rejeitada quando as estatísticas são superiores aos valores críticos tabelados, usando a simulação de Monte Carlo.

3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

As principais estatísticas descritivas das taxas de rendibilidade dos doze índices, bem como o teste de aderência de Jarque-Bera, referentes aos três subperíodos amostrais, são apresentados na tabela 1.

A análise das estatísticas descritivas permite a conclusão de que apenas no subperíodo Tranquilo todos os índices apresentaram rendibilidade média diária positiva. Nos restantes subperíodos, apenas o BOV, no primeiro, e o BOV e o SENSEX, no terceiro, apresentaram rendibilidade média positiva.

Por outro lado, todas as séries de rendibilidades evidenciaram sinais de desvio face à hipótese de normalidade, atendendo aos coeficientes de assimetria e de curtose. No caso de uma distribuição normal, o coeficiente de assimetria toma o valor zero e o coeficiente de curtose o valor três. As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam abas assimétricas. A característica de assimetria negativa é verificada em oito índices, com realce para os índices ISEQ (-0,652) e NIKKEI (-0,644).

Para se confirmar da adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das doze séries, nos três subperíodos analisados, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores de probabilidade podem ser vistos na tabela 1 – Estatísticas descritivas das séries nos três subperíodos.

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HAN	IBEX	ISEQ	NIKK	PSI	SENS
Dot-Com	Média	-	0,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Median	-	-	-	-	-	-	-	0,00	0,00	-	-	0,00
	Máximo	0,08	0,06	0,07	0,07	0,06	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,09
	Mínimo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Desvio-	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	Assimetr	0,19	-	0,07	0,08	0,11	-	-	0,12	-	-	-	-
	Curtose	6,86	5,74	4,15	4,04	4,33	4,37	5,18	3,32	4,54	3,98	5,06	7,29
	Jarque-	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00
Tranquilo	Média	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Median	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Máximo	0,04	0,05	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,04	0,03	0,03	0,07
	Mínimo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Desvio-	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01
	Assimetr	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,13	-
	Curtose	6,14	4,02	4,03	3,70	4,24	4,99	4,59	4,59	9,48	4,51	5,98	12,1
	Jarque-	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00
Crise Finan. Global	Média	-	0,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,00
	Median	-	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-	0,00
	Máximo	0,08	0,13	0,10	0,10	0,10	0,09	0,13	0,13	0,09	0,09	0,10	0,15
	Mínimo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Desvio-	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
	Assimetr	-	0,09	0,14	0,21	0,04	-	0,16	0,12	-	-	-	0,21
	Curtose	5,02	9,23	8,65	9,57	10,2	8,71	8,98	9,82	7,23	9,17	11,0	9,49
	Jarque-	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00	(0,00

Nos diversos períodos amostrais, todas as séries de rendibilidades evidenciaram sinais de desvio face à hipótese de normalidade, já que o teste de Jarque-Bera permite rejeitar a hipótese nula da normalidade (H_0) a favor da alternativa (H_1 , não normalidade), para o nível de significância de 1%.

Para analisar a persistência nas rendibilidades dos índices e verificar a hipótese de reversão à média, recorreremos às estatísticas do rácio de variâncias, de acordo com a proposta e aos rácios de variância por *rankings* e sinais, propostos por Wright (2000). De acordo com este autor, a versão não paramétrica do teste de variâncias produz resultados mais robustos, por ser menos suscetível a distorções provocadas pela dimensão da amostra, e por não ser afetada pela violação do pressuposto de normalidade das distribuições.

Sob a hipótese nula de *random walk*, os rácios de variância devem ser iguais à unidade. Assim, de modo a testar a hipótese de passeio aleatório, foram estimados os testes $R_1(q)$, $R_2(q)$ e $S_1(q)$. Os resultados são apresentados para intervalos de desfaseamento, q , de 2, 4, 8 e 16 dias. Os testes de variância por *rankings* $R_1(q)$ e $R_2(q)$ assentam no pressuposto de homocedasticidade, enquanto o teste de sinais $S_1(q)$ pressupõe a presença de heterocedasticidade nas séries de rendibilidades.

Nas tabelas 2, 3, 4 e 5, em anexo, são apresentados os resultados da versão não paramétrica do teste de variâncias, conforme a metodologia de Wright (2000), que inclui os testes de Rácios de Variância de *Rankings* e Sinais, mas também as estatísticas de Belaire-Franch e Opong (2005), no período completo e nos três subperíodos amostrais. Em ambos os casos, as estatísticas foram calculadas para defasamentos de 2, 4, 8 e 16 dias. Os valores apresentados em parêntesis são relativos aos *p-values*. Os valores imediatamente abaixo dos *p-values* referem-se às estimativas do rácio de variância.

Tendo em conta os resultados do teste de variância por *rankings* de Wright (2000), a hipótese de passeio aleatório é rejeitada para todas as séries, no período completo e nos três sub-períodos. Estes resultados são consistentes com o teste conjunto de Belaire-Franch e Opong (2005). Por sua vez, o teste de sinais também corrobora a rejeição da hipótese de passeio aleatório, em todas as séries e em todos os períodos amostrais, de modo consistente com os resultados do teste conjunto de Belaire-Franch e Opong (2005).

Os resultados apoiam, portanto, a conclusão de que a hipótese de passeio aleatório não é suportada pelos índices, nos diversos períodos amostrais. Os valores dos rácios de variâncias são, em todos os casos, inferiores à unidade, o que implica que as rendibilidades estão Auto correlacionadas no tempo e existe reversão à média, em todos os índices e em todos os períodos, não tendo sido identificadas diferenças entre os mercados europeus e os mercados não europeus, entre os mercados desenvolvidos e os mercados emergentes, ou mesmo entre os três subperíodos analisados. Os resultados obtidos permitem a rejeição da hipótese de passeio aleatório e da hipótese de eficiência informacional dos mercados financeiros, sendo consistentes com os obtidos noutros estudos, nomeadamente os de Richards (1997), Worthington e Higgs (2004) e, parcialmente, com os de Chaudhuri e Wu (2003).

O processo de reversão à média, a governar as rendibilidades das séries, pode ser explicado através do que De Bondt e Thaler (1985) designam por hipótese de sobre reação, a qual resulta de movimentos extremos nos preços das ações, que são seguidos por movimentos em sentido contrário, para corrigir a sobre reação inicial. Nestas condições, os mercados tendem a reagir excessivamente à informação, acabando por corrigir nos dias seguintes, quer se trate de uma boa notícia, quer se trate de uma má notícia. A elevada sensibilidade dos preços à chegada de nova informação ter-se-á devido ao clima de pessimismo e de incerteza vivido pelos investidores, durante o período amostral estudado.

Os resultados sugerem ainda que os preços não refletem totalmente a informação disponível e que as alterações nos preços não são IID. Esta situação acarreta implicações para os investidores, uma vez que algumas rendibilidades podem ser expectáveis, criando oportunidades de arbitragem e de proveitos anormais, contrariamente ao suposto pelas hipóteses de passeio aleatório e de eficiência informacional.

4. CONCLUSÃO

A análise do processo de reversão à média nas rendibilidades dos mercados bolsistas tem-se concentrado principalmente nos mercados desenvolvidos. Neste estudo foram analisados duas áreas de interesse. Em primeiro lugar, foram estudados não apenas mercados desenvolvidos, europeus e não europeus, mas também mercados emergentes, com o objetivo de perceber da existência de diferenças de previsibilidade entre eles. Em segundo lugar, ao se optar por subdividir o período amostral em três subperíodos, foi possível estudar diferenças de previsibilidade tendo em conta o comportamento dos mercados, de queda ou de subida, bem como a influência da actual crise financeira.

Recorrendo às propostas de Wright (2000) e de Belaire-Franch e Opong (2005), concluiu-se pela rejeição da hipótese de passeio aleatório relativamente aos doze índices, no período completo e nos três subperíodos, bem como pela presença de um processo de reversão à média, que governou as séries de rendibilidades, porventura explicado pela hipótese de sobrereação, resultante da ocorrência de movimentos extremos nos mercados bolsistas.

BIBLIOGRAFIA

- Balvers, R., Wu, Y., e Gilligand, E., (2000), "Mean Reversion Across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies", *Journal of Finance*, Vol. 55 No. 2.
- Belaire-Franch, G. e Opong, K., (2005), "Some evidence of random walk behavior of Euro exchange rates using ranks and signs", *Journal of Banking and Finance*, 29, pp. 1631–1643.
- Chaudhuri, K. e Wu, Y., (2003), "Random walk versus breaking trend in stock prices: evidence from emerging markets", *Journal of Banking and Finance*, 27, 575-592.
- Fama, E. e French, K., (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, Nº. 2, pp. 246-273.
- Chow, K. e Denning, K., (1993), "A simple multiple variance ratio test", *Journal of Econometrics*, Vol. 58, Nº. 3, pp. 385-401.
- De Bondt, W. e Thaler, R., (1985), "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance*, 40, 793–905.

- Harvey, C., (1995), "Predictable risk and returns in emerging markets", *Review of Financial Studies*, 8, 773–816.
- Horta, P., Mendes, C. e Vieira, I., (2008), "Contagion effects of the US Subprime Crisis on Developed Countries", CEFAGE-UE Working Paper 2008/08.
- Kawakatsu, K. e Morey, M. (1999), "An empirical examination of financial Liberalization and the efficiency of the emerging market stock prices", *Journal of Financial Research*, 22, 358-411.
- Lo, A. e MacKinlay, A., (1988), "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, Nº .1, pp. 41-66.
- Naoui, K., Khemiri, S. e Liouane, N., (2010), "Crises and Financial Contagion: The Subprime Crisis", *Journal of Business Studies Quarterly*, Vol. 2, No. 1, pp. 15-28.
- Richards, A., (1997), "Winner-Loser Reversals in National Stock Market Indexes: Can They Be Explained?", *Journal of Finance*, 52, pp.2129-21.
- Summers, L., (1986), "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *The Journal of Finance*, Vol. 41, Nº . 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fourth Annual Meeting of the America Finance Association, New York, December 28-30, pp. 591-601.
- Toussaint, E., (2008), "The US Subprime Crisis Goes Global", In Counterpunch, Weekend Edition, January 12/13.
- Worthington, A. e Higgs, H., (2004), "Random Walks and Market Efficiency in European Equity Markets", *Global Journal of Finance and Economics*, 1(1), 59-78.
- Wright, J., (2000), "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 18, Nº . 1, pp. 1-9.

ANEXO

Tabela 2 – Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no período completo

	Wright												BFC		
	q=2			q=4			q=8			q=16			CD-	CD-	CD-
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1			
ATG	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	21,	22,	15,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,60	0,59	0,72	0,31	0,27	0,53	0,20	0,16	0,47	0,14	0,09	0,4			
BOV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	24,	25,	17,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,52	0,68	0,29	0,26	0,51	0,16	0,13	0,42	0,10	0,07	0,3			
CAC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25,	26,	18,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,51	0,66	0,28	0,24	0,50	0,17	0,13	0,45	0,12	0,08	0,4			
DAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25,	26,	17,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,50	0,67	0,27	0,24	0,49	0,17	0,13	0,42	0,11	0,08	0,3			
DJ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25,	27,	17,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,50	0,67	0,28	0,25	0,51	0,18	0,13	0,45	0,12	0,08	0,4			
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25,	26,	17,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,51	0,68	0,27	0,23	0,47	0,18	0,13	0,41	0,12	0,08	0,3			
HAN G	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	23,	25,	16,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,56	0,53	0,69	0,31	0,28	0,52	0,18	0,15	0,43	0,14	0,10	0,3			
IBEX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	24,	25,	17,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,55	0,53	0,67	0,28	0,25	0,49	0,17	0,13	0,41	0,11	0,08	0,3			
ISEQ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	24,	24,	18,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,55	0,54	0,66	0,30	0,27	0,48	0,18	0,15	0,38	0,12	0,09	0,3			
NIKK EI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25,	26,	16,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,51	0,70	0,30	0,26	0,55	0,19	0,14	0,50	0,13	0,08	0,4			
PSI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	22,	23,	15,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,58	0,57	0,72	0,31	0,27	0,54	0,20	0,15	0,48	0,15	0,10	0,4			
SENS EX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	21,	23,	15,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,60	0,57	0,72	0,33	0,29	0,53	0,21	0,16	0,47	0,15	0,10	0,4			

Tabela 3 – Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no subperíodo Dot-Com

	Wright												BFC		
	q=2			q=4			q=8			q=16			CD-	CD-	CD-
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1			
ATG	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	10,4	10,	6,7
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,66	0,65	0,77	0,33	0,30	0,5	0,2	0,1	0,5	0,1	0,0	0,5			
BOV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,0	13,	9,1
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,55	0,54	0,69	0,28	0,26	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
CAC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,3	13,	9,0
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,53	0,69	0,27	0,25	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
DAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,7	14,	8,6
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,50	0,70	0,26	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
DJ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,6	14,	10,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,50	0,49	0,64	0,26	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,0	13,	9,1
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,55	0,53	0,68	0,26	0,23	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,3			
HAN G	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,	8,9
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,56	0,54	0,69	0,30	0,26	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
IBEX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,4	14,	9,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,52	0,68	0,26	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,0	0,0	0,3			
ISEQ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	12,9	13,	9,9
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,56	0,55	0,66	0,29	0,27	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,3			
NIKK EI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,3	14,	8,2
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,51	0,72	0,29	0,26	0,5	0,1	0,1	0,4	0,0	0,0	0,3			
PSI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	10,8	11,	6,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,63	0,61	0,79	0,31	0,27	0,5	0,1	0,1	0,5	0,1	0,0	0,6			
SENS EX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	11,9	13,	8,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,59	0,55	0,71	0,32	0,28	0,4	0,2	0,1	0,4	0,1	0,1	0,4			

Tabela 4 – Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no sub-período Tranquilo

	Wright												BFC		
	q=2			q=4			q=8			q=16			CD-	CD-	CD-
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1			
ATG	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,	14,	9,69
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,58	0,54	0,70	0,30	0,27	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
BOV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,	15,	10,4
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,52	0,68	0,29	0,26	0,5	0,1	0,1	0,4	0,0	0,0	0,4			
CAC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16,	17,	11,1
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,50	0,47	0,66	0,26	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
DAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16,	17,	10,6
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,50	0,47	0,67	0,28	0,25	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
DJ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,	16,	9,88
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,50	0,70	0,27	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16,	17,	10,6
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,50	0,46	0,68	0,26	0,23	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
HAN G	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,	15,	9,94
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,56	0,54	0,70	0,30	0,27	0,5	0,1	0,1	0,4	0,0	0,0	0,4			
IBEX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16,	17,	11,4
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,50	0,47	0,65	0,27	0,24	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
ISEQ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,	16,	10,
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,51	0,70	0,29	0,27	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
NIKK EI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,	15,	10,6
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,52	0,68	0,30	0,26	0,5	0,2	0,1	0,5	0,1	0,0	0,5			
PSI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,	16,	9,94
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,51	0,70	0,28	0,24	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
SENS EX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,	14,	9,94
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,60	0,57	0,70	0,32	0,29	0,5	0,2	0,1	0,4	0,1	0,1	0,3			

Tabela 5 – Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no subperíodo Crise Financeira Global

	Wright												BFC		
	q=2			q=4			q=8			q=16			CD-	CD-	CD-
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1			
ATG	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,2	13,2	9,98
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,58	0,58	0,68	0,28	0,25	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
BOV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,7	15,2	10,4
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,53	0,51	0,66	0,29	0,26	0,5	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,3			
CAC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,8	15,2	11,0
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,51	0,64	0,27	0,24	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,4			
DAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,8	15,2	11,4
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,51	0,63	0,27	0,24	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,2			
DJ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,0	15,6	10,4
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,50	0,67	0,29	0,25	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
FTSE	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,8	15,3	10,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,51	0,67	0,27	0,23	0,4	0,1	0,1	0,4	0,1	0,0	0,3			
HAN G	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,2	15,2	10,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,54	0,51	0,67	0,30	0,27	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,3			
IBEX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,4	13,9	10,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,57	0,55	0,67	0,29	0,26	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,3			
ISEQ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,1	14,1	11,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,55	0,55	0,64	0,29	0,29	0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,3			
NIKK EI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15,0	15,6	9,40
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,52	0,50	0,70	0,30	0,26	0,5	0,1	0,1	0,5	0,1	0,1	0,4			
PSI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	13,6	13,8	10,3
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,56	0,55	0,67	0,30	0,28	0,5	0,1	0,1	0,4	0,1	0,1	0,4			
SENS EX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	12,4	13,2	7,73
	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0	(0,0
	0,60	0,57	0,75	0,35	0,30	0,6	0,2	0,1	0,5	0,1	0,0	0,5			