

CONTÁGIO BOLSISTA INTERNACIONAL: UMA ANÁLISE BASEADA NA TEORIA DE VALORES EXTREMOS

INTERNATIONAL STOCK MARKETS CONTAGION: AN EXTREME VALUE THEORY ANALYSIS

VÍTOR MANUEL DE SOUSA GABRIEL ¹

HELENA ISABEL BARROSO SARAIVA ¹

¹ UDI - Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior, *PEst-OE/EGE/UI4056/2014* – Projeto financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT) do Ministério da Educação e Ciência.

Professores Adjuntos da Escola Superior de Tecnologia e Gestão, do Instituto Politécnico da Guarda – Portugal.

(E-mails: vigab@jpg.pt; helenasaraiva@jpg.pt)

Resumo

Este estudo analisa as consequências da recente crise financeira global nas ligações entre mercados bolsistas internacionais. Para tal, foram selecionados índices representativos de doze mercados, desenvolvidos e emergentes, e foi escolhido um lapso de tempo compreendido entre a crise das empresas tecnológicas e a crise global. Com o objetivo de verificar do eventual reforço das ligações internacionais entre mercados, recorre-se à métrica *Value-at-Risk*, baseada na teoria de valores extremos, e a testes aos coeficientes de correlação, de modo a perceber se os coeficientes registados no subperíodo Crise Financeira Global diferem dos registados nos subperíodos precedentes.

Foram identificadas evidências de que no último subperíodo as ligações entre os mercados sofreram um aumento com significância estatística, denunciando a ocorrência de um fenómeno de contágio internacional.

Palavras-chave: crise financeira global, mercados bolsistas internacionais, *Value at Risk*, teoria de valores extremos, efeito de contágio.

Abstract

The present study evaluates the impact of global financial crisis on international stock markets linkages. For this purpose, twelve stock market indices were selected, representing European and non-European markets, encompassing both developed and emerging markets, from Dot-Com crisis to global financial crisis. To investigate the occurrence of contagion effect, Value-at-Risk based on extreme value theory was considered, and also correlation coefficients were tested for statistical significance, to understand if linkages during the Global Financial Crisis sub-period differ from previous sub-periods.

The results indicate a clear evidence that during the last sub-period international stock market linkages have been increasing, confirming evidence of international contagion.

Keywords: global financial crisis, international stock markets, Value at Risk, extreme value theory, contagion effect.

1. Introdução

A última década e meia foi marcada por diversos episódios de crise nos mercados financeiros. Os dois episódios mais expressivos foram o da crise das empresas tecnológicas (Dot-Com) e o da crise financeira global. O último episódio teve origem nos EUA, no setor do crédito *subprime*, mas acabaria por se transmitir a outros setores económicos e a outras economias, afetando também as praças bolsistas internacionais. As consequências foram de tal modo abrangentes que alguns autores consideram a atual crise como a primeira com verdadeira dimensão global e a mais severa desde a Grande Depressão (Claessens *et al.*, 2010; Bekaert *et al.*, 2011; e Lin e Treichel, 2012).

O conceito de contágio tem merecido a atenção de diversos autores e, embora não haja na literatura consultada consenso acerca do mesmo, a maioria deles considera a mudança nos padrões de correlação como o elemento que confirma a ocorrência de contágio.

Calvo & Reinhart (1996) e Park & Song (2000) definem contágio como a propagação de perturbações entre mercados. Eichengreen & Rose (1998) e Glick & Rose (1999) apresentam uma definição mais abrangente, incluindo a transmissão de choques entre economias, através dos canais de contágio. Por seu lado, Masson (1999) e Van Rijckeghem & Weder (2001) consideram unicamente os canais de transmissão específicos e os choques exacerbados, defendendo que o movimento simultâneo de variáveis económicas, em períodos de turbulência, é um sintoma de contágio.

Para King & Wadhvani (1990) e Collins & Biekpe (2003), o contágio financeiro é observado através do reforço das correlações entre os mercados, em lapsos de tempo caracterizados por turbulência. Por seu lado, Bekaert & Harvey (1997), Ng (2000), Baele (2005) e Christiansen (2007) defendem que o estudo das ligações entre os mercados não se deve restringir às rendibilidades dos mesmos, devendo igualmente ser consideradas medidas de risco dos mesmos. Na mesma linha, Lin *et al.* (1994) associam a definição de contágio à transmissão da volatilidade de um determinado país em crise aos mercados financeiros de outros países. Forbes & Rigobon (2002) associam o termo contágio ao reforço significativo do comovimento entre mercados, após um choque sobre um determinado país ou sobre um grupo de países. Neste sentido, se, após um choque, dois mercados são altamente correlacionados, isso não significa necessariamente contágio. Se, previamente à ocorrência do choque, a correlação entre eles já era alta, e se não houve uma alteração com significado estatístico nessa mesma correlação, os mercados são considerados interdependentes, sem que tenha ocorrido contágio. Os referidos autores consideram, pois, o termo contágio por alteração (*shift-contagion*) para diferenciar a sua definição das demais.

Com a presente investigação pretende-se expandir a literatura de finanças existente, em termos empíricos e metodológicos, designadamente a relativa ao estudo dos fenómenos de contágio financeiro, adotando uma abordagem diferenciada, que resulta da conjugação de medidas de risco extremo com as propostas de Lin *et al.* (1994) e de Forbes & Rigobon (2002), de acordo com as quais o conceito de contágio está associado ao reforço das ligações entre os mercados.

Em termos de estrutura, esta investigação prossegue na secção 2 com a apresentação da metodologia de pesquisa e os dados considerados no estudo, na secção 3 com a apresentação e a análise dos resultados empíricos e na 4 com uma síntese das principais conclusões.

2. Descrição dos dados e da metodologia

2.1 Descrição dos dados

O presente estudo considerou um conjunto abrangente de índices, que inclui índices europeus, entre os quais índices representativos dos países sob intervenção financeira externa, mas também índices não europeus, desenvolvidos e emergentes, de acordo com a classificação da Morgan Stanley. O conjunto de mercados desenvolvidos incluiu: a Alemanha (DAX 30), a Inglaterra (FTSE 100), a França (CAC 40), a Espanha (IBEX 35), a Irlanda (ISEQ Overall), a Grécia (ATG), Portugal (PSI 20), Hong-Kong (Hang-Seng), os EUA (Dow Jones) e o Japão (Nikkei 225). Em representação dos mercados emergentes, foram escolhidos a Índia (Sensex) e o Brasil (Bovespa).

Os dados diários utilizados neste estudo foram obtidos junto da Econostats e abrangem o período de 4 de outubro de 1999 e 30 de junho de 2011, que, por sua vez, foi subdividido em três subperíodos. Para analisar a crise Dot-Com, foi considerado o período de 4/10/1999 a 31/03/2003. Relativamente ao atual episódio de crise financeira, que foi desencadeado nos EUA, com a emergência da crise do crédito *subprime*, considerou-se como momento de início o dia 1/08/2007, em consequência da acentuada subida dos *Credit Default Swap's* (Horta *et al.*, 2008; Toussaint, 2008; e Naoui *et al.*, 2010). A par dos dois subperíodos de crise, foi considerado um terceiro subperíodo, de 1/04/2003 a 31/07/2007, correspondente a uma fase de valorização dos índices bolsistas internacionais.

A partir da cotação diária do fecho, obtiveram-se as rendibilidades logarítmicas, r_t , através da expressão $r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, em que P_t e P_{t-1} são os valores de fecho, nos dias t e $t-1$, respetivamente.

2.2 Descrição da Metodologia

Este trabalho recorre à abordagem *Value at Risk*, baseada na Teoria dos Valores Extremos e na distribuição generalizada de Pareto, de acordo com a proposta metodológica de Christoffersen (2003) para estimar as séries de risco dos mercados bolsistas e acomodar adequadamente a ocorrência de observações extremas, a qual apresenta ganhos de *performance* face a outras abordagens (Velayuodoum *et al.*, 2009; Assaf, 2009; Andreev *et al.*, 2009).

De modo a analisar a ligação entre os mercados, recorre-se ao tradicional coeficiente de correlação linear contemporânea e ao rácio de verosimilhança, que são aplicados às estimativas de risco. O primeiro permite uma análise bivariada, enquanto o segundo analisa globalmente a matriz formada pelos diversos pares de correlações, recorrendo à proposta de Pindyck & Rotemberg (1990).

Para identificar a eventual existência de contágio internacional, recorre-se ao teste t, em duas amostras, acolhendo a sugestão metodológica de Forbes & Rigobon (2002), de acordo com a qual ocorre uma situação de contágio quando a ligação entre os mercados se reforça estatisticamente.

Value at Risk e Teoria de Valores Extremos

A metodologia VaR tem-se revelado uma referência na gestão do risco, proporcionando uma indicação da perda potencial máxima incorrida pelo investidor, num ativo ou numa carteira de ativos, durante um determinado período de tempo e para um determinado nível de confiança (Best, 1998; Dowd, 2002).

Em termos formais, o VaR pode ser definido do seguinte modo:

$$P[\epsilon L_t > \epsilon VaR_t] = \alpha \quad (1)$$

Em que $(1 - \alpha)$ traduz o nível de confiança e L a perda, ou seja, a variação no valor da carteira.

Um dos mais recentes métodos de cálculo do VaR baseia-se na TVE. A grande vantagem desta, em comparação com outras abordagens, é a de permitir um bom ajustamento às caudas da distribuição. McNeil & Frey (2000), Velayudoum *et al.* (2009), Assaf (2009) e Andreev *et al.* (2009), considerando nos respetivos estudos ciclos de subidas e de descidas dos mercados estudados, concluíram que a TVE melhora a *performance* face a outras abordagens.

Segundo Christoffersen (2003), o maior risco enfrentado por uma carteira de ativos é o da ocorrência súbita de uma grande queda, motivo que deveria focar a atenção dos gestores de risco sobretudo na modelação das caudas da distribuição de rendibilidades. A TVE permite modelar os valores extremos. De acordo com esta teoria, os valores extremos da cauda podem ser, aproximadamente, descritos pela distribuição generalizada de Pareto. Antes de aplicar a TVE, as rendibilidades são estandardizadas, recorrendo à expressão 2.

$$z_{t+1} = R_{PF,t+1} / \sigma_{PF,t+1} \sim IID (0,1) \quad (2)$$

No presente trabalho, a abordagem TVE é aplicada às rendibilidades estandardizadas e combinada com modelos de variância condicionada, designadamente o modelo exponencial de heterocedasticidade condicionada (EGARCH), com distribuição t Student, proposto por Nelson (1991), de modo a favorecer uma melhor acomodação das observações extremas. A equação da variância é dada pela expressão 3.

$$\log(\sigma_t^2) = c_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\epsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (3)$$

Considere-se a probabilidade das rendibilidades estandardizadas, z , obtida do limiar (*threshold*), u , ser inferior a um determinado valor x , tendo em conta que a rendibilidade estandardizada está acima do limiar, u .

$$F_u(x) \equiv \Pr\{z - u \leq x | z > u\}, \text{ onde } x > u \quad (4)$$

Consideram-se as rendibilidades estandardizadas acima de um limiar, tendo em conta que a distribuição, $F_u(x)$, depende da escolha do limiar. Usando a definição geral de probabilidade condicional, vem

$$F_u(x) = \frac{P_r\{u < z \leq x + u\}}{P_r\{z > u\}} = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (5)$$

Assim, a distribuição das rendibilidades estandardizadas, acima do limiar, pode ser escrita em função da distribuição das rendibilidades estandardizadas, $F(x)$.

No âmbito da TVE, à medida que os valores extremos se afastam do limiar, u , convergem para a distribuição generalizada de Pareto (GPD), $G(x, \xi, \beta)$, definida genericamente do seguinte modo:

$$G(x, \xi, \beta) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi x / \beta)^{-1/\xi}, & \text{se } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-x / \beta), & \text{se } \xi = 0 \end{cases} \quad (6)$$

com $\beta > 0$, e

$$\begin{cases} x \geq u, & \text{se } \xi \geq 0 \\ u \leq x \leq u - \beta / \xi, & \text{se } \xi < 0 \end{cases} \quad (7)$$

Onde ξ é o coeficiente de assimetria, β é o parâmetro escala (*scale*) e μ o limiar.

Apoiando-nos na metodologia de McNeil (1999), considerem-se os pontos x , com $x > u$, na cauda da distribuição. Fazendo $y = x + u$, vem

$$F_u(x) = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (8)$$

$$F(y) = 1 - [1 - F(u)][1 - F_u(y - u)] \quad (9)$$

Seja T o tamanho da amostra total e T_u o número de observações acima do limiar, u . O termo $1 - F(u)$ pode, então, ser estimado como a proporção de observações (T_u/T) acima do limiar. Por sua vez, $F_u(*)$ pode ser obtido através do

estimador de máxima verosimilhança, das observações estandardizadas, acima de um limiar escolhido. Supondo que $\xi \neq 0$, a distribuição vem

$$F(y) = 1 - T_u / T (1 + \xi(y - u) / \beta)^{-1/\xi} \quad (10)$$

$$F(F_{1-\alpha}^{-1}) = 1 - \alpha \quad (11)$$

$$F_{1-\alpha}^{-1} = \mu [\alpha / (T_u / T)]^{-\xi} \quad (12)$$

O VaR é obtido a partir da TVE e do modelo de volatilidade escolhido, com base na expressão 13

$$VaR_{t+1}^p = \sigma_{PF,t+1} F_{1-p}^{-1} = \sigma_{PF,t+1} u [\alpha / (T_u / T)]^{-\xi} \quad (13)$$

Coefficientes de correlação e teste do rácio de verosimilhança

Para analisar as ligações entre os mercados bolsistas são consideradas duas medidas estatísticas. A primeira medida é proporcionada pelo coeficiente de correlação, calculado com base nas estimativas VaR, o qual proporciona uma medida acerca da associação entre cada par de índices.

O coeficiente de correlação é dado pela habitual medida

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2}} \quad (14)$$

Para testar a significância estatística do coeficiente de correlação recorre-se à estatística $t = (r \cdot \sqrt{n-2}) / (\sqrt{1-r^2})$, que segue a distribuição t Student, com $n-2$ graus de liberdade, em que r é o coeficiente de correlação entre as duas séries e n é o número de observações da amostra.

A segunda medida é proporcionada pelo teste do rácio de verosimilhança, de acordo com a sugestão de Pindyck & Rotemberg (1990), e que permite testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, proporcionando uma indicação da significância conjunta da matriz de correlações. A hipótese nula deste teste pressupõe que não existe correlação entre os vários mercados. A estatística do teste é dada por $t = -N \cdot \log|R|$, que segue uma distribuição

Qui-Quadrado, com $0,5p(p-1)$ graus de liberdade, em que $|R|$ é o determinante da matriz das correlações, N é o número de observações na amostra comum e p é o número de séries analisadas no teste.

Teste t em duas amostras e hipóteses de pesquisa

No sentido de perceber se as correlações lineares registaram um aumento com significado estatístico, considera-se o teste t, em duas amostras, também designado de teste t de heterocedasticidade, e que resulta da proposta de Forbes & Rigobon (2002). Este teste corresponde à hipótese nula de que a correlação no subperíodo Crise Financeira Global é maior ou igual que a correlação nos dois subperíodos anteriores, contra a hipótese alternativa de que a correlação é superior nos dois subperíodos precedentes.

$$H_0 = r_{i,j}^1 \geq r_{i,j}^0 \quad (15)$$

$$H_1 = r_{i,j}^1 < r_{i,j}^0 \quad (16)$$

Onde $r_{i,j}^t$ é o coeficiente de correlação entre o mercado i e o mercado j , no período t .

Nas hipóteses anteriores, ao subperíodo Crise Financeira Global corresponde o valor “1”, enquanto aos subperíodos precedentes corresponde o valor “0”.

A aplicação do teste considera a transformação de Fisher, que, por sua vez, é aplicada aos coeficientes de correlação, de tal forma que estes apresentam uma distribuição aproximadamente normal, em termos assintóticos, com média μ_t e variância σ_t^2 , definidas da seguinte forma:

$$\mu_t = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + r_{i,j}^t}{1 - r_{i,j}^t} \right) \quad (17)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n_t - 3} \quad (18)$$

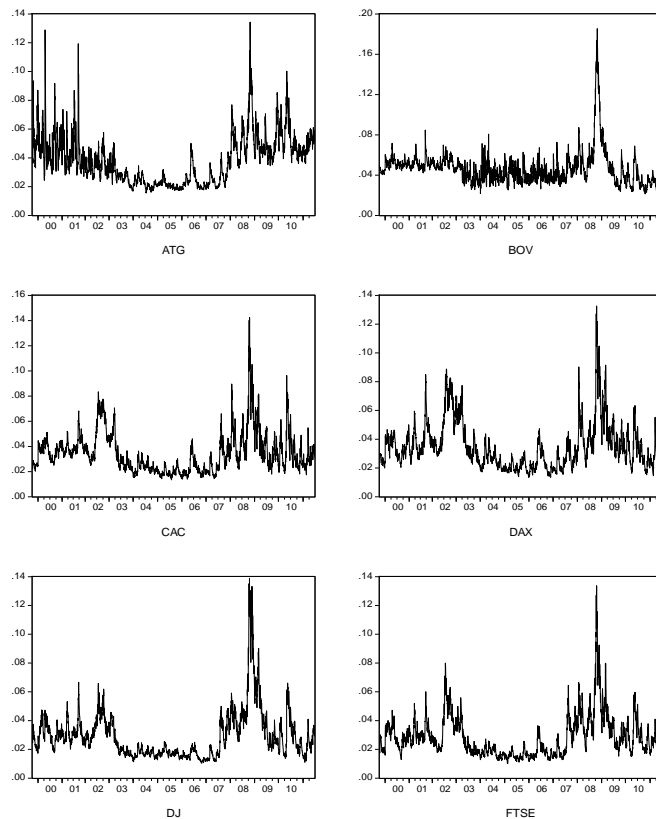
A estatística do teste é calculada a partir de

$$U = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_0}{\left(\sigma_0^2 + \sigma_1^2 \right)^{\frac{1}{2}}} \quad (19)$$

Onde μ_i e σ_i^2 são a média e a variância amostrais transformadas. A estatística do teste segue uma distribuição normal, com média 0 e variância 1.

3. Resultados

Para ajudar a compreender a evolução da estimativa de risco dos mercados, foi construída a figura 1. A sua análise permite concluir que, nos subperíodos das crises Dot-Com e Financeira Global, os doze índices analisados registaram, em média, níveis de risco significativamente mais elevados. Este facto não pode ser dissociado de vários acontecimentos que provocaram turbulência nos mercados financeiros. No primeiro subperíodo ocorreram diversos acontecimentos de mercado muito relevantes, como o reventamento da bolha da internet, os ataques terroristas de 11 de setembro de 2001 e os escândalos contabilísticos nas empresas americanas Enron e WorldCom, entre outros.



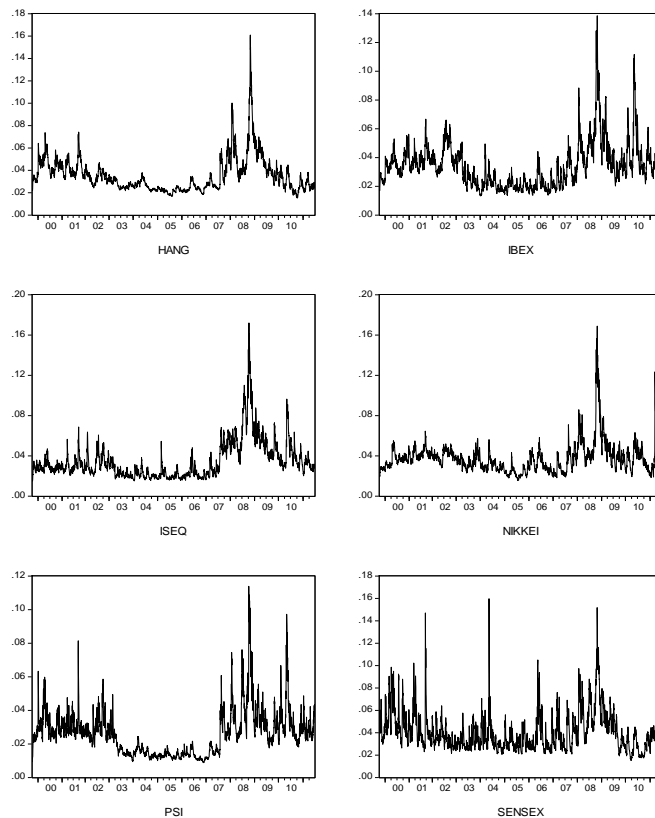


Figura 1 - Evolução da estimativa de risco

No subperíodo Tranquilo, os mercados evidenciaram níveis de risco relativamente mais moderados, com exceção do índice Sensex. Já no último subperíodo, assistiu-se a uma sequência de acontecimentos perturbadores do ambiente dos mercados financeiros, como foram a crise do crédito *subprime* e a crise das dívidas soberanas, que contribuíram para acentuar os níveis do risco de mercado. O mês de outubro de 2008 foi claramente o que reportou os mais acentuados níveis de risco, dando expressão à turbulência que envolveu os mercados bolsistas internacionais.

Para estudar a existência de comovimentos de curto prazo entre as estimativas de risco dos diversos mercados, em cada um dos subperíodos amostrais, calcularam-se os coeficientes de correlação, assim como os rácios de verosimilhança das matrizes formadas por estes, de acordo com a sugestão metodológica de Pindyck & Rotemberg (1990), e averiguou-se do significado estatístico de ambas as medidas estatísticas. Se a primeira medida fornece uma indicação acerca da significância individual de cada par

de índices, a segunda proporciona uma indicação da significância conjunta da matriz de correlações.

Nas Tabelas 1, 2 e 3 são mostradas as correlações contemporâneas entre as estimativas de risco dos vários índices estudados, bem como os valores dos rácios de verosimilhança, considerando em ambos os casos as estimativas proporcionadas pela abordagem VaR para cada um dos três subperíodos amostrais.

A análise da matriz de correlações, relativa ao subperíodo Dot-Com (Tabela 1), revela que a grande maioria dos coeficientes de correlação são não nulos mas estatisticamente significativos, ao nível de significância de 5%. Porém, alguns coeficientes não se mostraram estatisticamente significativos, em especial nos pares que envolveram os índices ATG e SENSEX.

Tabela 1 - Correlações contemporâneas no subperíodo Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,00											
BOV	0,12 (0,00)	1,00										
CAC	-0,09 (0,01)	0,49 (0,00)	1,00									
DAX	-0,16 (0,00)	0,46 (0,00)	0,94 (0,00)	1,00								
DJ	0,06 (0,06)	0,52 (0,00)	0,79 (0,00)	0,78 (0,00)	1,00							
FTSE	0,01 (0,75)	0,51 (0,00)	0,93 (0,00)	0,88 (0,00)	0,84 (0,00)	1,00						
HANG	0,37 (0,00)	0,54 (0,00)	0,16 (0,00)	0,10 (0,00)	0,28 (0,00)	0,26 (0,00)	1,00					
IBEX	-0,01 (0,73)	0,61 (0,00)	0,84 (0,00)	0,77 (0,00)	0,74 (0,00)	0,80 (0,00)	0,37 (0,00)	1,00				
ISEQ	0,13 (0,00)	0,42 (0,00)	0,61 (0,00)	0,60 (0,00)	0,68 (0,00)	0,64 (0,00)	0,32 (0,00)	0,64 (0,00)	1,00			
NIKKEI	0,00 (0,99)	0,52 (0,00)	0,55 (0,00)	0,50 (0,00)	0,49 (0,00)	0,51 (0,00)	0,43 (0,00)	0,65 (0,00)	0,57 (0,00)	1,00		
PSI	0,26 (0,00)	0,61 (0,00)	0,43 (0,00)	0,39 (0,00)	0,45 (0,00)	0,45 (0,00)	0,53 (0,00)	0,53 (0,00)	0,45 (0,00)	0,34 (0,00)	1,00	
SENSEX	0,37 (0,00)	0,39 (0,00)	-0,09 (0,01)	-0,11 (0,00)	0,18 (0,00)	0,04 (0,31)	0,66 (0,00)	0,05 (0,12)	0,12 (0,00)	0,12 (0,00)	0,35 (0,00)	1,00

Notas: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 9361.

As correlações entre as estimativas de risco revelaram-se, em geral, positivas. Apenas os pares ATG-CAC, ATG-DAX, CAC-SENSEX e DAX-SENSEX apresentaram correlação negativa, com significado estatístico, ao nível de significância de 5%, tendo em conta os valores dos *p-values*. O sinal positivo dos coeficientes de correlação sugere a existência de um fator comum, que conduz as estimativas de risco

dos mercados na mesma direção. Se consideradas unicamente as correlações positivas, 11 pares de índices apresentaram correlações muito fracas (inferiores a 0,2), em especial envolvendo os índices ATG e SENSEX; 11 pares evidenciaram correlações fracas (de 0,2 a 0,4), principalmente as que envolveram o índice HANG; 28 pares reportaram correlações moderadas (de 0,4 a 0,7); 8 evidenciaram correlações fortes (de 0,7 a 0,9) e 2 correlações muito fortes (superiores a 0,9), designadamente os pares CAC-DAX e CAC-FTSE, ambos com correlação superior a 0,92.

No subperíodo Tranquilo, todos os pares de índices reportaram correlações positivas e estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%, considerando as respetivas probabilidades (Tabela 2). Neste período amostral, apenas o par BOV-NIKKEI registou uma correlação muito fraca. Dezasseis pares registaram uma correlação fraca, em especial os cruzamentos com o índice BOV. A maioria dos pares de índices registou uma correlação moderada, seis registaram uma correlação forte, enquanto os pares CAC-DAX e CAC-FTSE evidenciaram uma correlação muito forte.

Tabela 2 - Correlações contemporâneas no subperíodo Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,00											
BOV	0,28 (0,00)	1,00										
CAC	0,62 (0,00)	0,32 (0,00)	1,00									
DAX	0,61 (0,00)	0,24 (0,00)	0,94 (0,00)	1,00								
DJ	0,48 (0,00)	0,39 (0,00)	0,77 (0,00)	0,78 (0,00)	1,00							
FTSE	0,66 (0,00)	0,36 (0,00)	0,93 (0,00)	0,86 (0,00)	0,69 (0,00)	1,00						
HANG	0,53 (0,00)	0,23 (0,00)	0,63 (0,00)	0,58 (0,00)	0,37 (0,00)	0,64 (0,00)	1,00					
IBEX	0,60 (0,00)	0,41 (0,00)	0,80 (0,00)	0,75 (0,00)	0,65 (0,00)	0,79 (0,00)	0,55 (0,00)	1,00				
ISEQ	0,53 (0,00)	0,41 (0,00)	0,51 (0,00)	0,42 (0,00)	0,42 (0,00)	0,57 (0,00)	0,45 (0,00)	0,66 (0,00)	1,00			
NIKKEI	0,45 (0,00)	0,17 (0,00)	0,51 (0,00)	0,47 (0,00)	0,32 (0,00)	0,49 (0,00)	0,54 (0,00)	0,34 (0,00)	0,29 (0,00)	1,00		
PSI	0,54 (0,00)	0,23 (0,00)	0,62 (0,00)	0,65 (0,00)	0,60 (0,00)	0,63 (0,00)	0,57 (0,00)	0,62 (0,00)	0,40 (0,00)	0,32 (0,00)	1,00	
SENSEX	0,57 (0,00)	0,37 (0,00)	0,46 (0,00)	0,39 (0,00)	0,35 (0,00)	0,49 (0,00)	0,60 (0,00)	0,49 (0,00)	0,48 (0,00)	0,47 (0,00)	0,40 (0,00)	1,00

Notas: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 11420.

No subperíodo Crise Financeira Global, à semelhança do que aconteceu no subperíodo Tranquilo, todos os pares de índices apresentaram correlações positivas e significativas, ao nível de significância de 1%, como se pode concluir da análise da Tabela 3. Não se verificaram correlações muito fracas e fracas, 16 pares de índices evidenciaram uma correlação moderada, 41 tiveram uma correlação forte e 9 registaram uma correlação muito forte. Da comparação das correlações contemporâneas registadas no subperíodo Crise Financeira Global face aos dois subperíodos precedentes, conclui-se pela superioridade das primeiras, em todos os casos relativamente ao subperíodo Dot-Com e à esmagadora maioria dos pares perante o subperíodo Tranquilo, excetuando-se apenas alguns pares que envolveram o índice ATG.

Para se concluir acerca da significância conjunta da matriz de correlações foram calculados os rácios de verosimilhança, os quais se revelaram fortemente significativos, ao nível de significância de 1%, superando claramente o valor crítico de 95,63. Por outro lado, o rácio mostrou uma tendência crescente, registando os valores de 9361, 11420 e 19706, nos subperíodos Dot-com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Este facto pode ser entendido como um sinal de que, em geral, as correlações entre os mercados tenderam a aumentar durante o período amostral estudado, tendo evidenciado um incremento dos níveis de associação linear entre estes, traduzido em padrões de risco muito semelhantes. O aumento no valor do rácio de verosimilhança foi expressivo no subperíodo Tranquilo, mas principalmente no subperíodo Crise Financeira Global, o que permite uma primeira indicação de que a turbulência vivida nos mercados estudados tenha ocorrido de forma simultânea, dando expressão a um eventual fenómeno de contágio internacional.

Tabela 3 - Correlações contemporâneas no subperíodo Crise Financeira Global

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,00											
BOV	0,59 (0,00)	1,00										
CAC	0,69 (0,00)	0,86 (0,00)	1,00									
DAX	0,68 (0,00)	0,86 (0,00)	0,94 (0,00)	1,00								
DJ	0,57 (0,00)	0,92 (0,00)	0,91 (0,00)	0,92 (0,00)	1,00							
FTSE	0,62 (0,00)	0,92 (0,00)	0,96 (0,00)	0,92 (0,00)	0,93 (0,00)	1,00						
HANG	0,49 (0,00)	0,88 (0,00)	0,75 (0,00)	0,81 (0,00)	0,82 (0,00)	0,82 (0,00)	1,00					
IBEX	0,77 (0,00)	0,79 (0,00)	0,92 (0,00)	0,85 (0,00)	0,82 (0,00)	0,86 (0,00)	0,67 (0,00)	1,00				
ISEQ	0,49 (0,00)	0,85 (0,00)	0,79 (0,00)	0,75 (0,00)	0,81 (0,00)	0,84 (0,00)	0,70 (0,00)	0,72 (0,00)	1,00			
NIKKEI	0,61 (0,00)	0,83 (0,00)	0,82 (0,00)	0,86 (0,00)	0,84 (0,00)	0,84 (0,00)	0,82 (0,00)	0,74 (0,00)	0,68 (0,00)	1,00		
PSI	0,71 (0,00)	0,73 (0,00)	0,85 (0,00)	0,74 (0,00)	0,70 (0,00)	0,80 (0,00)	0,57 (0,00)	0,87 (0,00)	0,73 (0,00)	0,62 (0,00)	1,00	
SENSEX	0,49 (0,00)	0,84 (0,00)	0,74 (0,00)	0,79 (0,00)	0,77 (0,00)	0,81 (0,00)	0,87 (0,00)	0,66 (0,00)	0,72 (0,00)	0,75 (0,00)	0,62 (0,00)	1,00

Notas: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 19706.

Com o objetivo de perceber se o generalizado aumento dos valores das correlações teve significância estatística, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta metodológica de Forbes & Rigobon (2002), comparando o subperíodo Crise Financeira Global com os dois precedentes. Os resultados deste teste são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Teste à igualdade das correlações das estimativas de risco

	Crise Financeira Global/Crise Dot-Com										
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	11,80	19,92	20,92	12,49	15,30	3,27	22,04	8,69	14,99	13,33	3,30
BOV		16,24	16,67	22,06	21,28	16,14	7,79	17,30	13,31	4,45	17,11
CAC			0,32	9,42	6,28	17,11	7,18	7,77	11,37	16,91	22,07
DAX				11,44	4,78	21,68	4,91	5,72	15,57	11,54	24,97
DJ					10,04	18,60	3,97	6,69	14,61	8,25	18,13
FTSE						19,12	3,71	9,53	13,85	13,11	22,94
HANG							8,73	11,28	15,06	1,23	11,24
IBEX								3,15	3,58	16,04	15,80
ISEQ									3,93	9,28	16,65
NIKKEI										7,83	17,79
PSI											7,44

Crise Financeira Global/subperíodo Tranquilo											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	8,23	2,55	2,63	2,82	-1,46	-0,94	7,13	-0,95	4,78	6,21	-2,38
BOV		20,46	21,98	25,32	25,18	23,69	13,44	17,45	21,86	14,49	17,51
CAC			0,36	10,75	6,17	5,00	9,78	10,88	12,20	11,29	9,53
DAX				10,86	6,75	9,53	6,22	10,86	16,29	3,86	13,74
DJ					17,89	16,38	7,59	14,46	18,69	3,75	14,12
FTSE						8,44	4,02	11,91	14,30	7,77	12,14
HANG							3,87	8,06	11,92	0,04	13,23
IBEX								2,50	12,49	13,12	5,44
ISEQ									11,15	10,68	8,08
NIKKEI										8,42	9,56
PSI											6,19

No subperíodo Crise Financeira Global, face ao subperíodo Dot-Com, tal como já tínhamos sinalizado, os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se de forma substancial, com todos os pares de correlações a registarem um aumento de valor. Para além disso, excetuando os pares CAC-DAX e HANG-PSI, os aumentos tiveram significado estatístico, ao nível de significância de 5%, superando o valor crítico de 1,96. Em relação ao subperíodo Tranquilo, a esmagadora maioria dos coeficientes de correlação observou, no subperíodo Crise Financeira Global, um aumento com significado estatístico. Dos aumentos registados, apenas os pares ATG-FTSE, ATG-HANG, ATG-ISEQ, ATG-SENSEX, CAC-DAX e HANG-PSI não apresentaram um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%.

Os resultados obtidos confirmam, pois, o reforço das ligações entre os mercados e a ocorrência de um fenómeno de contágio, através da estimativa VaR, em resultado da emergência da crise financeira global.

A associação entre o aumento do risco dos mercados financeiros e a turbulência financeira é um dos factos estilizados inerentes aos mercados financeiros internacionais. Este facto possibilita que, empiricamente, as crises possam ser identificadas com os períodos em que ocorrem riscos extremos. Os episódios de contágio estão associados à propagação de risco entre mercados internacionais. Sendo o *Value at Risk* uma boa aproximação ao risco de mercado, o fenómeno de contágio pode ser entendido como a expressão da propagação do risco entre os mercados financeiros internacionais. Não se descortinando quaisquer diferenças entre os mercados, em função do nível de maturidade, da localização geográfica, da situação de assistência financeira internacional, há fortes razões para se acreditar que a crise financeira global possa ter dado origem a um fenómeno de contágio global.

4. Considerações finais

Neste trabalho foi estudada a recente crise financeira. De acordo com diversos autores esta é a mais severa crise financeira depois da Grande Depressão e a primeira crise financeira com dimensão global. Com o objetivo de estudar o impacto da crise financeira ao nível do contágio entre os mercados bolsistas, foi considerado um conjunto formado por doze mercados e selecionado o período compreendido entre a crise das empresas tecnológicas e a atual crise financeira global.

Os resultados obtidos permitiram concluir que no subperíodo Crise Financeira Global a ligação entre as estimativas de risco dos mercados sofreu um acréscimo significativo, em comparação com os dois subperíodos precedentes. Relativamente ao primeiro subperíodo, todos os coeficientes de correlação registaram um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, o mesmo acontecendo com a esmagadora maioria dos pares de correlações face ao segundo subperíodo.

Os resultados permitem, assim, concluir que a crise financeira global deu origem a um processo de contágio, relativamente ao qual não foi possível diferenciar entre mercados europeus e não europeus, entre mercados sob assistência financeira, ou mesmo entre mercados desenvolvidos e emergentes, razão para acreditar que o fenómeno de contágio teve uma abrangência global.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andreev, Vladimir O., Ovchinnikova, Oksana P., Parahin, Gennady P. & Tinyakov, Sergey E. (2009). *An application of EVT, GPD and POT methods in Russian market*. Oryol Regional Academy of State Service. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1507678>>. Consultado em 09/06/2014.
- Assaf, A. (2009). Extreme observations and risk assessment in the equity markets of MENA region: Tail measures and Value-at-Risk. *International review of Financial Analysis*, 18, 109-116.
- Baele, L. (2005). Volatility spillover effects in European equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, 2, 373-401.
- Bekaert, G. & Harvey, C. (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics*, 43, 29-77.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. & Mehl, A. (2011). *Global crises and equity market contagion*. National Bureau of Economic Research. Working Paper 17121. Disponível em: <http://www.nbs.rs/export/sites/default/internet/latinica/90/90_9/Michael_Ehrmann_wp.pdf>. Consultado em 8/05/2014>.
- Best, P. (1998). *Implementing Value at Risk*. England: John Wiley & Sons.
- Calvo, S. & Reinhart, C. (1996). *Capital flows to Latin America: is there evidence of contagions effects?* World Bank Policy Research Working, Paper 1619.
- Christiansen, C. (2007). Volatility-spillover effects in European bond markets. *European Financial Management*, 13(5), 923-948.
- Christoffersen, P. (2003). *Elements of Financial Risk Management*. USA: Academic Press.
- Claessens, S., Dell'Ariccia, G., Igan, D. & Laeven, L. (2010). *Lessons and policy implications from the global financial crisis*. IMF Working Paper, N.º 10/44. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp1044.pdf>>. Consultado em 20/04/2014>.
- Collins, D. & Biekpe, N. (2003). Contagion and interdependence of African stock markets. *South African Journal of Economics*, 71(1), 181-194.

- Dowd, K. (2002). *Measuring Market Risk*. Chichester and New York: John Wiley & Sons.
- Eichengreen, B. & Rose, A., (1998). Contagious Currency Crisis: Channels of Conveyance. In: T. Ito e A. Krueger (Eds.). *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*. University of Chicago Press.
- Forbes, K. & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57, 2223-62.
- Glick, R. & Rose, K. (1999). Contagion and trade: why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18, 603-617.
- Horta, P., Mendes, C. & Vieira, I. (2008). *Contagion effects of the US subprime crisis on developed countries*. CEFAGE-UE Working Paper 2008/08. Disponível em: <http://www.cefage.uevora.pt/pt/producao_cientifica/working_papers_serie_cefa_ge_ue/contagion_effects_of_the_us_subprime_crisis_on_developed_countries>. Consultado em 09/06/2014.
- King, M. & Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Lin, J. & Treichel, V. (2012). *The unexpected global financial crisis researching its root cause*. World Bank. WPS5937. Disponível em: <http://www.wds.worldbank.org/serlet/WDSContentServer/WDS/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf>. Consultado em 12/07/2014.
- Lin, W., Engle, R. & Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility. *Review of Financial Studies*, 7, 507-38.
- Masson, P. (1999). Contagion, monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria. In Ed. P. R. Agenor, M. Miller, D. Vines e A. Weber (Eds.). *The Asian Financial Crisis: Causes, Contagion and Consequences*. Cambridge: University Press.
- McNeil, A. & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7, Issues 3-4, November, 271-300.
- McNeil, A. (1999). *Extreme value theory for risk managers*. Mimeo. ETHZ Zentrum, Zurich. Disponível em: <<http://www.macs.hw.ac.uk/~mcneil/ftp/cad.pdf>>. Consultado em 21/12/2013.
- Naoui, K., Khemiri, S. & Liouane, N. (2010). Crises and financial contagion: the subprime crisis. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2(1), 15-28.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59(2), 347- 370.
- Ng, A. (2010). Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Park, Y. & Song, C. (2010). Financial contagion in the East Asian crisis: With Special Reference to the Republic of Korea. In: Claessens, S. and Forbes, K. (Eds.). *International Financial Contagion*. Massachusetts: Kluwer Academic Publishers.
- Pindyck, R. & Rotemberg, J. (1990). The excess co-movement of commodity prices. *The Economic Journal*, 100, 1173-89.
- Toussaint, E. (2008). The US subprime crisis goes global. In: *Counterpunch*, Weekend Edition, January 12-14. Disponível em: <<http://www.counterpunch.org/2008/01/12/the-us-subprime-crisis-goes-global/#>>.
- Van-Rijckeghem, C. & Weder, B. (2010). Sources of contagion: is it finance or trade? *Journal of International Economics*, 54, 293-300.
- Velayoudoum, M., Bechir, R. & Abdelwahed, T. (2009). Extreme value theory and value-at-risk: Application to oil market. *Energy Economics*, 31, 519-530.

Recebido: 3 de dezembro de 2014.

Aceite: 21 de fevereiro de 2015.