

**Comportamento dos mercados bolsistas internacionais: uma análise
relativa a períodos de crise.**

Behavior of international stock markets: an analysis for periods of crisis.

Vítor Manuel de Sousa Gabriel¹

José Ramos Pires Manso²

RESUMO

Neste trabalho é estudado o impacto da crise financeira global no comportamento dos mercados bolsistas internacionais, quer no curto prazo quer no longo prazo. Com este objetivo foram selecionados doze mercados bolsistas internacionais e escolhido o período compreendido entre 4/10/1999 e 30/06/2011.

Para analisar o comportamento dos mercados numa perspetiva de curto prazo, recorreu-se ao modelo multivariado de correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), desenvolvido por Engle (2002), e ao teste de valores extremos, de modo a analisar as consequências da emergência da crise financeira global. Os coeficientes de correlação dinâmica permitiram concluir que ocorreu um aumento significativo no último subperíodo, confirmando a existência de efeitos de contágio entre os mercados bolsistas estudados. Complementarmente, os testes de valores extremos evidenciaram o mês de outubro de 2008 como o ponto crítico desse efeito.

A análise de componentes principais permitiu evidenciar a ocorrência de algumas relações de equilíbrio de longo prazo entre os mercados, em especial nos subperíodos amostrais relativos a fases de crise.

Palavras-chave: Mercados bolsistas internacionais, crise financeira global, modelos multivariados.

¹ UDI - Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior, Instituto Politécnico da Guarda (vigab@ipg.pt).

² NECE - Núcleo de Estudos em Ciências Empresariais, Universidade da Beira Interior (pmanso@ubi.pt).

ABSTRACT

This paper examines the impact of the global financial crisis on the behavior of international stock markets, both in the short term and in the long term. For this purpose twelve international stock markets were selected for the period between 04/10/1999 and 30/06/2011.

To analyze the behavior of markets on a short-term perspective, it were used the multivariate model of dynamic conditional correlation (DCC-GARCH) developed by Engle (2002), and the extreme values test, in order to analyze the consequences of the emergence of the global financial crisis. The dynamic correlation coefficients showed that there was a significant increase in the last sub-period, confirming the existence of contagion effects between several stock markets. In addition, the the extreme values test showed the month of October 2008 as the turning point of this effect.

The principal component analysis has highlighted the occurrence of some long-run equilibrium relationship between markets, especially during crisis periods.

Keywords: International stock markets, global financial crisis, multivariate models.

Received on: 2016.04.22

Approved on: 2016.07.15

Evaluated by a double blind review system

1. INTRODUÇÃO

A economia global tem assistido a profundas e rápidas mudanças, envolvendo uma crescente interdependência económica e financeira entre países, que se traduz no crescimento dos fluxos de bens, de serviços e de capital. De acordo com Fabozzi (1995), os desenvolvimentos tecnológicos, a institucionalização dos mercados e a liberalização financeira contribuíram para a globalização dos mercados financeiros. Segundo Forbes e Chinn (2003), entre outros autores, há uma ampla evidência factual de que, nas últimas décadas, os mercados nacionais se tornaram mais interligados, no que se refere ao comércio transfronteiriço e aos fluxos de capital. À medida que os mercados internacionais se tornam mais integrados, a informação gerada num mercado pode afetar de forma mais profunda outros mercados. Parece, portanto, razoável assumir que as ligações transfronteiriças entre mercados, quer comerciais quer financeiras, tenham criado condições à transmissão de choques entre os mercados, reforçando a chamada causa fundamental de contágio (Buiter *et al.*, 1998; Kaminsky & Reinhart, 2000; Van-Rijckeghem & Weder, 2001; Kaminsky *et al.*, 2003).

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; Lin & Treichel, 2012). À medida que a crise se agravou, os mercados bolsistas de todo o mundo assistiram as quedas substanciais nos preços dos ativos e entraram num período de volatilidade elevada. Os principais bancos e instituições financeiras enfrentam, atualmente, sérios problemas de liquidez e os governos de todo o mundo desenvolvem esforços para resgatar o mundo financeiro da situação em que se encontra.

Com a presente investigação pretende-se expandir a literatura de finanças existente, em termos empíricos e metodológicos, no âmbito do comportamento dos mercados bolsistas internacionais, quer no curto prazo quer no longo prazo, em particular em situações de elevada turbulência nos mercados, como foram as vívidas durante as crises Dot-Com e Financeira Global.

Partindo dos recentes episódios de crise financeira, entendemos que esta é uma oportunidade única para aprofundar o estudo do comportamento dos mercados bolsistas internacionais, designadamente das interdependências de curto prazo e de longo prazo estabelecidas entre estes. Para levar a cabo este estudo, recorreremos a uma proposta de trabalho diferenciada, baseada num modelo multivariado de heterocedasticidade condicionada e no teste de valores extremos, com o objetivo de analisar o comportamento dos mercados no curto prazo, designadamente a ocorrência de respostas simultâneas, bem como à análise de componentes principais, de modo a identificar a eventual existência de relações de equilíbrio no longo prazo entre os mercados. Em qualquer dos casos, serão privilegiados índices bolsistas representativos de diversos níveis de capitalização e de diversas proveniências geográficas, de modo a extrair conclusões mais sólidas acerca dos possíveis efeitos globais gerados pelas referidas crises financeiras.

Em termos de estrutura, esta investigação prossegue na secção 2 com a revisão de literatura, na 3 com a descrição dos dados e da metodologia, na 4 com a apresentação dos resultados empíricos e na 5 com a apresentação das principais conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A temática do comportamento dos mercados bolsistas internacionais e, em particular, das ligações de curto prazo e de longo prazo entre estes tem merecido grande atenção ao nível da investigação em finanças.

A grande importância atribuída a este tema deve-se, sobretudo, ao trabalho pioneiro desenvolvido por Grubel (1968). Contudo, os resultados obtidos em trabalhos contemporâneos a este nem sempre foram coincidentes. Ripley (1973) concluiu pela

existência de um certo grau de interdependência entre os mercados abertos a investimentos e à entrada de capitais estrangeiros. Em sentido oposto, Agmon (1972) e Branch (1974) não identificaram evidências de interdependência entre os mercados bolsistas internacionais por eles estudados. Bertoneche (1979) identificou um elevado grau de segmentação nos mercados bolsistas dos EUA, do Reino Unido, da Alemanha, da Bélgica, da França, da Holanda e da Itália. No mesmo sentido, o trabalho de Roll (1988) concluiu pela existência de ligações de fraca intensidade entre os mercados bolsistas internacionais.

Diversos estudos destacam o papel desempenhado pelo *crash* bolsista de outubro de 1987 na aproximação entre os mercados bolsistas (Eun & Shim, 1989; Lau & Mcinish, 1996; Arshanapalli, Doukas & Lang, 1995). Outros estudos recentes realçaram o progressivo reforço das ligações entre os mercados bolsistas e o papel desempenhado pelo mercado dos EUA na explicação de movimentos noutros mercados. Exemplo disso são os trabalhos de Peiro *et al.* (1998) e Ozdemir e Cakan (2007). Do mesmo modo, Park (2010) encontrou evidência de forte comovimento entre diversos mercados asiáticos.

Estudos mais recentes destacam o papel da crise financeira global na aproximação dos mercados bolsistas. Recorrendo a testes de causalidade de Granger e a funções de impulso resposta, Tudor (2011) concluiu que as ligações entre alguns mercados bolsistas do centro e do leste da Europa e do mercado dos EUA foram fortalecidas com a emergência da referida crise. Por sua vez, Mandigma (2014) chegou a idêntica conclusão, ao analisar as ligações dinâmicas entre alguns países do sudoeste asiático e o mercado dos EUA.

Para além dos trabalhos referenciados anteriormente, cuja base metodológica assentou, maioritariamente, no vetor autorregressivo (VAR) e no conceito de causalidade de Granger, outros trabalhos de investigação têm recorrido a modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada, de modo a analisar as ligações de curto prazo entre mercados bolsistas. Exemplo disso são os trabalhos de Bekaert e Wu (2000), Goeij e Marquering (2004), Soriano e Climent (2006), Li e Majerowska (2008) e de Aragón e Salvador (2011).

O estudo das relações de longo prazo entre mercados bolsistas internacionais também mereceu grande atenção por parte de investigadores na área de finanças. Em grande parte dos trabalhos desenvolvidos, a técnica de cointegração de Johansen foi privilegiada face a outras abordagens. A verificação de cointegração entre mercados acarreta diversas implicações ao nível da avaliação de ativos. Em primeiro lugar, a cointegração entre um grupo de mercados implica que estes partilham uma tendência estocástica comum. Consequentemente, os potenciais benefícios resultantes da diversificação de longo prazo serão reduzidos. Em segundo lugar, como afirma Granger (1986), a confirmação da existência de cointegração entre mercados pode levar à rejeição da hipótese de mercados eficientes, implicando a previsibilidade dos preços de ativos.

Empiricamente, a literatura dedicada ao estudo das relações de longo prazo entre os mercados bolsistas internacionais produziu resultados mistos, à semelhança das conclusões obtidas nos trabalhos acerca das ligações de curto prazo. Recorrendo ao teste de cointegração de Johansen, diversos trabalhos identificaram a existência de uma tendência estocástica comum entre índices bolsistas internacionais (Samitas & Kenourgios, 2011; Tripathi & Sethi 2012). A par destes trabalhos, Babecky *et al.* (2012) investigaram a existência de relações de cointegração entre os países do G8, no período entre setembro de 1995 e novembro de 2010, tendo identificado vários vetores cointegrantes. An e Brown (2010) recorreram à mesma proposta metodológica para encontrarem uma relação significativa entre os mercados de ações dos EUA e da China. Por seu lado, Caporale *et al.* (2009) analisaram os mercados bolsistas da Alemanha, da França, da Holanda, da Irlanda e do Reino Unido, no período que abrangeu os anos entre 1973 e 2008, tendo concluído pela existência de cointegração no longo prazo entre estes cinco mercados.

Recorrendo igualmente ao teste de cointegração de Johansen, outros trabalhos concluíram em sentido contrário, não identificando relações de longo prazo entre mercados bolsistas (Li, 2006; Olusi & Abdul-Majid, 2008; Karim *et al.*, 2010) ou identificando sinais muito ténues (Ahlgren & Antell, 2002). De acordo com Bley

(2009), a ocorrência de resultados mistos é fortemente condicionada pelos fatores tempo e país.

3. DADOS E METODOLOGIA

3.1 Dados e resumo de estatísticas

Com o propósito de estudar o comportamento dos mercados bolsistas internacionais, foi escolhido um conjunto diversificado de índices, que envolveu índices europeus, não europeus, desenvolvidos e emergentes. O conjunto de mercados desenvolvidos incluiu EUA (Dow Jones), Alemanha (DAX 30), França (CAC 40), Inglaterra (FTSE 100), Espanha (IBEX 35), Hong-Kong (Hang-Seng), Irlanda (ISEQ Overall), Grécia (ATG), Japão (Nikkei 225) e Portugal (PSI 20). Relativamente aos mercados emergentes, foram selecionados Brasil (Bovespa) e 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 subperíodos. 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 (Horta *et al.*, 2008; Toussaint, 2008; Naoui *et al.*, 2010). Para além dos subperíodos de crise, foi ainda considerado um terceiro subperíodo, 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: $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ (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, nos momentos t e $t-1$, respetivamente.

A análise das estatísticas descritivas permite a conclusão de que apenas no subperíodo tranquilo todos os índices apresentaram rentabilidade média diária positiva. Nos restantes subperíodos, apenas o BOV, no primeiro, e o BOV e o Sensex, no terceiro, apresentaram rentabilidade média positiva. Por outro lado, todas as séries de rentabilidades evidenciaram sinais de desvio face à hipótese de normalidade, já que os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal. As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam abas assimétricas.

Para saber da adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das seis séries, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores estatísticos podem ser vistos na tabela 1. Os valores dos testes e as respetivas probabilidades (iguais a zero) permitem concluir que todas as séries são estatisticamente significativas a 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade das mesmas.

Com o objetivo de averiguar da estacionaridade das séries, aplicámos o tradicional teste ADF. A hipótese nula do teste estipula que a série tem raiz unitária, ou seja, que a série é integrada de ordem 1, face à hipótese alternativa de a série não possuir raiz unitária. Os resultados dos testes à estacionaridade das séries nos três subperíodos são mostrados na tabela 1. Os valores das probabilidades dos testes das doze séries são inferiores a 1%, rejeitando-se claramente a hipótese nula de integração das séries, e concluindo-se que estas evidenciam estacionaridade ou são $I(0)$.

A existência de heteroscedasticidade condicionada (efeitos ARCH) nas taxas de rentabilidade dos índices foi confirmada pelos resultados dos testes LM de Engle (1982), que foram aplicados a processos autorregressivos de primeira ordem. Os resultados destes testes são apresentados na tabela 1. Apenas o índice BOV, no subperíodo Dot-Com, não apresentou evidências de existência de heteroscedasticidade condicionada. Em todos os restantes casos, os testes LM permitem concluir que, para o nível de significância de 5%, as séries das taxas de rentabilidade analisadas exibem heteroscedasticidade condicionada.

Tabela 1: Resumo das estatísticas descritivas nos três subperíodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	
Dot-Com	Média	-0,00159	0,00002	-0,00067	-0,00090	-0,00031	-0,00061	-0,00047	-0,00058	-0,00023	-0,00094	-0,00077	-0,00050	
	Desvio-padrão	0,01732	0,02054	0,01848	0,02034	0,01394	0,01450	0,01621	0,01706	0,01226	0,01524	0,01199	0,01709	
	Assimetria	0,19667	-0,51869	0,07598	0,08432	0,11184	-0,04717	-0,25462	0,12481	-0,32263	-0,05208	-0,35467	-0,42406	
	Curtose	6,86158	5,74251	4,15651	4,04117	4,33980	4,37674	5,18774	3,32982	4,54360	3,98860	5,06416	7,29690	
	Jarque-Bera	532,35163	303,77985	48,07453	39,30778	65,19346	67,28602	178,27541	6,04498	98,90022	34,91577	168,32593	677,78731	
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ARCH-LM	4,78582	0,44596	9,62223	11,02103	5,32009	10,55689	2,42957	6,23767	5,33018	2,73411	3,63347	5,31608	
	Prob.	(0,00000)	(0,98330)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00050)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00010)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	
Tranquilo	Média	0,00088	0,00108	0,00056	0,00082	0,00029	0,00045	0,00073	0,00074	0,00061	0,00047	0,00070	0,00123	
	Desvio-padrão	0,00974	0,01540	0,00852	0,00925	0,00651	0,00696	0,00911	0,00798	0,00870	0,01042	0,00582	0,01425	
	Assimetria	-0,51602	-0,35159	-0,26161	-0,27716	-0,26048	-0,35941	-0,39105	-0,33769	-0,87734	-0,35734	0,13243	-0,94351	
	Curtose	6,14263	4,02281	4,03048	3,70569	4,24676	4,99718	4,59130	4,59264	9,48970	4,51171	5,98635	12,12360	
	Jarque-Bera	377,92700	53,21472	46,13575	27,81510	63,06650	155,62450	108,59610	103,37060	156,11140	96,57989	310,47510	2998,24900	
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ARCH-LM	9,84627	3,22570	4,24381	9,16237	2,53503	7,09474	3,17326	3,35463	3,20455	4,86838	1,89414	18,67095	
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00020)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,01010)	(0,00000)	(0,00000)
		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	
Crise Financeira Global	Média	-0,00139	0,00015	-0,00038	-0,00003	-0,00006	-0,00007	-0,00004	-0,00037	-0,00110	-0,00058	-0,00062	0,00020	
	Desvio-padrão	0,02110	0,02157	0,01827	0,01694	0,01589	0,01621	0,02157	0,01898	0,02136	0,01927	0,01539	0,01970	
	Assimetria	-0,14016	0,09567	0,14445	0,21786	0,04696	-0,04249	0,16468	0,12892	-0,45098	-0,80704	-0,02445	0,21001	
	Curtose	5,02526	9,23434	8,65830	9,57230	10,27634	8,71452	8,98703	9,82585	7,23413	9,17291	11,02768	9,49248	
	Jarque-Bera	169,30040	1575,59600	1300,04100	1757,08900	2144,63400	1322,85000	1456,09500	1889,68000	759,02620	1648,75500	2610,06300	1714,31300	
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ARCH-LM	7,97466	28,79062	13,56396	17,42443	23,58806	18,01107	19,85638	7,84351	14,85801	24,28582	10,49567	4,33322	
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

Fonte: Elaboração própria (2016).

3.2. Modelação das ligações entre os mercados

Com o propósito de estudar as ligações estabelecidas no curto prazo entre os mercados bolsistas estudados, recorreremos à representação do modelo multivariado de correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), a partir do qual será aplicada a proposta metodológica de Forbes e Rigobon (2002), que recorre ao teste t, em duas amostras, de modo a identificar eventuais situações de contágio.

O modelo de correlação condicional dinâmica distingue-se de outros modelos, como por exemplo o de correlação condicional constante, proposto por Bollerslev (1990), por permitir que a matriz de correlação condicional seja variável ao longo do tempo.

A estimação deste modelo envolve duas etapas. Na primeira etapa são aplicados modelos GARCH univariados a cada uma das séries. Finalmente, na segunda usam-se os resíduos estandardizados, obtidos na primeira etapa, para obter a correlação condicional.

No modelo DCC-GARCH a matriz de covariâncias condicionais escreve-se como:

$$\Sigma_t = D_t \Gamma_t D_t \quad (2)$$

onde

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (3)$$

$$\Gamma_{t+1} = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} Q_t [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (5)$$

e h_{it} segue um processo GARCH (1,1), Σ_t é a matriz de covariâncias condicional e u_t é o vetor de valores estandardizados de t , Γ_t é a matriz de correlações variáveis no tempo, Q_t é uma matriz simétrica semidefinida positiva, e \bar{Q} é a matriz da variância não-condicional de u_t . Os elementos variáveis no tempo de Γ_t , $\rho_{ij,t}$, são:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} + q_{jj,t}}} \quad (6)$$

onde $q_{ij,t}$ é o elemento de Q_t . Para a definição positiva de Γ_t , a matriz Q_t tem de ser definida positiva. É de esperar que $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ e $\alpha + \beta < 1$, para que a matriz de correlações condicionais seja definida positiva.

A estimação dos parâmetros do modelo DCC-GARCH recorre à estimação de máxima verosimilhança, sob o pressuposto de os erros serem distribuídos normalmente; a função de maximização vem:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + \log(\Gamma_t) + \mathbf{u}'_t \Gamma_t^{-1} \mathbf{u}_t \quad (7)$$

De modo a aprofundar a análise dos comovimentos de curto prazo entre as rendibilidades dos mercados, serão aplicados testes de valores extremos, com vista a identificar a frequência e a associação temporal das observações, que se localizam nos extremos das funções de distribuição de probabilidade, considerando-se para tal os percentis de 5% e 95%, de acordo com as propostas metodológicas de Jansen e DeVries (1991) e de Bae *et al.* (2003).

Para analisar as ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas internacionais, recorreremos à Análise de Componentes Principais (ACP), que é uma técnica estatística multivariada, usada habitualmente no estudo dos mercados bolsistas globais. Esta técnica permite combinar diversos mercados bolsistas, em distintos *clusters* ou combinações de componentes principais, em função de similaridades nos seus comovimentos. Sob o ponto de vista da diversificação internacional da carteira de investimentos, mercados que apresentem padrões de comovimento semelhantes não oferecem boas possibilidades de diversificação.

As componentes principais são construídas a partir de um conjunto de variáveis X_1, X_2, \dots, X_p , com matriz de covariância λ e valores próprios $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p > 0$. Estas variáveis podem ser conjugadas, de modo a formar combinações lineares:

$$\begin{aligned} Y_1 &= a_{11}X_1 + a_{21}X_2 + \dots + a_{p1}X_p \\ Y_2 &= a_{12}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{p2}X_p \quad (8) \\ &\vdots \\ Y_p &= a_{1p}X_1 + a_{2p}X_2 + \dots + a_{pp}X_p \end{aligned}$$

Em que Y_1, Y_2, \dots, Y_p são componentes não correlacionadas e as suas variâncias são maximizadas, de modo a que a primeira tenha a maior variância possível, λ_1 , a segunda tenha a segunda maior variância, λ_2 , e assim sucessivamente. Se as componentes principais foram geradas a partir de dados estandardizados, $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p = \sum Var(Y_i) = P$, sendo que a variância explicada pela primeira componente principal é definida como λ_1/P , e assim sucessivamente. De acordo com o critério de Kaiser, as componentes principais com valores próprios superiores a 1 serão retiradas da análise.

Para se conseguir uma melhor interpretação das componentes principais, é utilizado o método *Varimax*, aplicado na rotação dos eixos fatoriais, com o objetivo de obter uma estrutura fatorial mais facilmente analisável, em que cada uma das variáveis se associe fortemente a um único fator e pouco aos restantes fatores.

De modo a aferir da qualidade dos resultados, o critério de KMO e o teste de esfericidade de Bartlett são aplicados e a matriz anti-imagem é calculada, de acordo com a proposta de Pestana e Gageiro (2000).

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Os resultados dos testes LM de Engle (1982) às rendibilidades dos índices e dos testes de Ljung-Box ao quadrado das rendibilidades, apresentados anteriormente, identificaram a forte presença de efeitos ARCH nas séries. Com o objetivo de analisar as ligações entre os diversos mercados estudados, recorreremos ao modelo DCC-GARCH, que é consistente com a presença de heterocedasticidade condicionada e

permite uma análise dinâmica das ligações entre os mercados, através dos coeficientes de correlação condicionais. As estimativas do modelo de correlação condicional dinâmica são mostradas na tabela 2.

Todos os parâmetros relativos a pares de países europeus são estatisticamente diferentes de zero. Adicionalmente, nos modelos estimados para estes pares, a relação $\alpha + \beta < 1$ é respeitada, e na grande maioria dos casos a soma dos parâmetros aproxima-se da unidade. Isto significa que o processo de geração de volatilidade bolsista é estável e evidencia um elevado grau de persistência.

Em 18 casos, de um total de 66, os parâmetros do modelo, α e β , relativos a pares que envolvem mercados não europeus, não respeitam a condição de não negatividade, violando as restrições do modelo. Esta situação é particularmente significativa nos pares que envolvem o índice Nikkei, com 8 dos 11 pares a não respeitarem a condição atrás referida. Em sentido oposto, os parâmetros relativos aos pares que envolvem o índice Sensex, só não são estatisticamente significativos no cruzamento com o índice BOV.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros do modelo GARCH-DCC

	BOV		CAC		DAX		DJ		FTSE		HANG		IBEX		ISEQ		NIKKEI		PSI		SENSEX	
	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β
ATG	-0,002*	-0,886*	0,022	0,971	0,021	0,973	-0,020*	-0,699*	0,026	0,965	0,008	0,986	0,019	0,977	0,027	0,956	0,009	0,975	0,019	0,973	0,025	0,956
	(0,846)	(0,362)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,022)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV			0,011	0,986	0,009	0,989	0,019	0,979	0,010	0,988	0,005	0,983	0,011	0,986	0,006	0,992	-0,011*	0,683	-0,009*	-0,515*	-0,004*	0,044
			(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,099)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,164)	(0,439)	(0,566)	(0,573)	(0,990)
CAC					0,033	0,965	0,010	0,989	0,059	0,929	0,008	-0,915*	0,034	0,953	0,036	0,951	-0,011*	0,349	0,030	0,953	0,010	0,984
					(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,114)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,271)	(0,730)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
DAX							0,015	0,981	0,047	0,942	0,014	-0,339*	0,044	0,943	0,032	0,959	0,011	-0,543*	0,018	0,974	0,015	0,978
							(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,260)	(0,587)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,349)	(0,461)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ									0,010	0,988	0,015	0,957	0,011	0,984	-0,009*	-0,471*	-0,013*	0,808	0,008	0,988	0,011	0,977
									(0,000)	(0,000)	(0,010)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,383)	(0,567)	(0,304)	(0,006)	(0,002)	(0,000)	(0,005)	(0,000)
FTSE											0,005	-0,353*	0,040	0,950	0,023	0,965	-0,012*	0,547	0,019	0,974	0,007	0,989
											(0,450)	(0,859)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,224)	(0,485)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)
HANG													-0,004*	-0,169*	-0,009*	-0,944*	0,013	0,967	0,030	0,677	0,030	0,949
													(0,668)	(0,947)	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX															0,028	0,959	-0,016*	-0,330*	0,038	0,942	0,007	0,988
															(0,000)	(0,000)	(0,133)	(0,675)	(0,000)	(0,000)	(0,014)	(0,000)
ISEQ																	-0,014*	0,664	0,033	0,945	0,026	0,951
																	(0,044)	(0,086)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI																			0,012	-0,534*	0,013	0,967
																			(0,346)	(0,493)	(0,008)	(0,000)
PSI																					0,020	0,942
																					(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*, sendo considerados com significância estatística os parâmetros cuja probabilidade seja inferior a 5%. Os parâmetros assinalados com * não respeitam as condições definidas pelo modelo multivariado.

Fonte: Elaboração própria (2016).

Nos casos em que o modelo DCC-GARCH se revelou adequado, é possível verificar que, na esmagadora maioria dos pares de índices, ocorreu um claro incremento da correlação condicional entre os mercados bolsistas, em consequência da emergência da crise financeira global, o que reflete um aumento das ligações entre os mercados bolsistas. Em vários pares de índices, designadamente europeus, as correlações condicionais registadas no último subperíodo foram superiores a 90%. Exemplo disso são os pares CAC-DAX (94%) e DAX-FTSE (91%).

Com o objetivo de testar se os coeficientes de correlação, entre cada mercado e cada um dos restantes onze mercados, são consistentes nos três subperíodos, nas tabelas 3 e 4 apresentam-se os valores da estatística-t. Se os coeficientes de correlação entre dois mercados são significativos e a hipótese nula é rejeitada, então ocorre o efeito de contágio. Se os coeficientes de correlação são significativos e a hipótese nula não é rejeitada, existe uma relação de interdependência. A tabela 3 apresenta os resultados do teste-t, ao efeito de contágio entre os subperíodos Crise Financeira Global e Dot-Com. Os resultados permitem concluir que, nos casos em que os parâmetros estimados respeitam os pressupostos do modelo DCC-GARCH, foram identificados aumentos das correlações condicionais, com significado estatístico, ao nível de significância de 1%, o que traduz um claro aumento das ligações entre os mercados analisados.

Tabela 3: Testes ao efeito de contágio entre o subperíodo da Crise Financeira Global e o subperíodo Dot-Com

	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	-0,840 (0,401)	34,098 (0,000)	31,747 (0,000)	-1,443 (0,149)	27,046 (0,000)	23,031 (0,000)	47,617 (0,000)	26,176 (0,000)	10,898 (0,000)	35,449 (0,000)	23,807 (0,000)
BOV		51,164 (0,000)	41,508 (0,000)	53,822 (0,000)	62,777 (0,000)	21,712 (0,000)	43,296 (0,000)	97,744 (0,000)	0,616 (0,538)	-0,023 (0,982)	-1,894 (0,058)
CAC			48,225 (0,000)	39,469 (0,000)	32,114 (0,000)	0,193 (0,847)	19,522 (0,000)	36,079 (0,000)	-2,220 (0,027)	19,201 (0,000)	52,341 (0,000)
DAX				17,489 (0,000)	43,269 (0,000)	1,387 (0,166)	22,447 (0,000)	44,397 (0,000)	1,047 (0,295)	27,133 (0,000)	44,450 (0,000)
DJ					44,482 (0,000)	9,673 (0,000)	34,034 (0,000)	-3,221 (0,001)	-2,007 (0,045)	26,175 (0,000)	24,447 (0,000)
FTSE						1,428 (0,153)	23,765 (0,000)	33,765 (0,000)	-1,185 (0,236)	32,271 (0,000)	63,844 (0,000)
HANG							-0,984 (0,325)	0,033 (0,974)	23,929 (0,000)	3,950 (0,000)	31,952 (0,000)
IBEX								34,246	-0,871	18,647	48,846

								(0,000)	(0,384)	(0,000)	(0,000)
ISEQ									0,680 (0,497)	31,024 (0,000)	27,019 (0,000)
NIKKEI										0,651 (0,515)	18,955 (0,000)
PSI											20,630 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*, sendo considerados com significância estatística os parâmetros cuja probabilidade seja inferior a 1%, obtidos a partir do teste-t de Forbes e Rigobon (2002).

Fonte: Elaboração própria (2016).

A tabela 4 apresenta os valores do teste-t, ao efeito de contágio entre o subperíodo da Crise Financeira Global e o subperíodo Tranquilo. Se considerados unicamente os pares cujos parâmetros respeitam a restrições dos modelos, conclui-se que em todos os casos ocorreu um aumento das correlações condicionais dinâmicas, com significado estatístico, ao nível de significância de 1%, com exceção do par DAX-IBEX. Na proposta de Forbes e Rigobon (2002), o aumento significativo das correlações é um indicador de que a crise financeira global terá desencadeado um fenómeno de contágio entre os mercados, fazendo desta crise um fenómeno global.

Tabela 4: Testes ao efeito de contágio entre o subperíodo da Crise Financeira Global e o subperíodo Tranquilo

	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	-0,859 (0,390)	19,510 (0,000)	18,803 (0,000)	-0,764 (0,445)	15,874 (0,000)	16,504 (0,000)	31,342 (0,000)	14,068 (0,000)	4,880 (0,000)	34,535 (0,000)	15,211 (0,000)
BOV		46,071 (0,000)	45,982 (0,000)	28,632 (0,000)	49,323 (0,000)	29,698 (0,000)	39,645 (0,000)	57,645 (0,000)	1,273 (0,203)	-3,057 (0,002)	-3,682 (0,000)
CAC			18,103 (0,000)	44,845 (0,000)	23,096 (0,000)	0,086 (0,931)	7,933 (0,000)	24,003 (0,000)	0,057 (0,955)	40,983 (0,000)	46,411 (0,000)
DAX				26,497 (0,000)	26,864 (0,000)	1,189 (0,234)	-1,346 (0,179)	22,795 (0,000)	-0,040 (0,968)	52,692 (0,000)	37,034 (0,000)
DJ					53,123 (0,000)	14,404 (0,000)	31,951 (0,000)	-2,483 (0,013)	-3,491 (0,001)	43,126 (0,000)	31,216 (0,000)
FTSE						1,758 (0,079)	8,961 (0,000)	24,755 (0,000)	0,884 (0,377)	52,036 (0,000)	58,081 (0,000)
HANG							-0,996 (0,319)	-0,833 (0,405)	19,762 (0,000)	6,247 (0,000)	26,786 (0,000)

IBEX								18,828 (0,000)	0,468 (0,640)	41,714 (0,000)	37,263 (0,000)
ISEQ									-0,018 (0,986)	31,262 (0,000)	19,520 (0,000)
NIKKEI										0,020 (0,984)	10,340 (0,000)
PSI											16,142 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*, sendo considerados com significância estatística os parâmetros cuja probabilidade seja inferior a 1%, obtidos a partir do teste-t de Forbes e Rigobon (2002).

Fonte: Elaboração própria (2016).

Em resumo, os resultados dos modelos bivariados de correlação condicional dinâmica revelaram um aumento das correlações, com significado estatístico, entre os mercados bolsistas, quer face ao subperíodo Dot-Com quer face ao subperíodo Tranquilo. Este facto poderá configurar a ocorrência de um fenómeno de contágio, que terá envolvido os mercados bolsistas internacionais em geral, elevando a Crise Financeira Global a fenómeno verdadeiramente global. Porém, importa sublinhar o facto de no presente trabalho não terem sido controlados os efeitos da volatilidade sobre as referidas correlações, tal como fizeram Forbes e Rigobon (2002) e Corsetti *et al.* (2005), o que poderá ter conduzido a conclusões ligeiramente diferentes das que se obteriam se o referido efeito fosse controlado.

De modo a analisar a eventual ocorrência de rendibilidades extremas no período amostral, foram consideradas as propostas de Jansen e DeVries (1991) e de Bae *et al.* (2003), que envolvem a consideração dos percentis de 5% e 95%. Na tabela 5 são apresentadas as percentagens de observações extremas, em cada um dos três subperíodos, calculadas a partir dos dois percentis extremos, de 5% e de 95%, relativos às taxas de rendibilidades dos doze índices, no período completo. A análise destes valores revela que as crises Dot-Com e Financeira Global afetaram significativamente a rendibilidade dos mercados estudados. Como era expectável, a percentagem de observações extremas teve maior incidência nos subperíodos correspondentes aos momentos de crise, em comparação com o subperíodo

Tranquilo, em especial nas taxas de rendibilidades extremas negativas e no subperíodo Crise Financeira Global. A percentagem de observações extremas negativas foi de 1,90% no subperíodo Dot-Com, de 0,51% no subperíodo Tranquilo, e de 2,59% no subperíodo Crise Financeira Global. Face ao primeiro subperíodo, apenas os índices CAC e DAX não apresentaram maior incidência de rendibilidades extremas negativas; em comparação com o subperíodo Tranquilo, todas as percentagens de rendibilidades extremas negativas sofreram um acentuado aumento. Por outro lado, todos os índices, sem exceção, revelaram maior percentagem de observações extremas nos dois subperíodos de crise.

Tabela 5: Percentagem de rendibilidades extremas em cada um dos subperíodos (percentis de 5% e de 95%)

	Percentil 5%			Percentil 95%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	1,62%	0,31%	3,07%	1,45%	0,38%	3,18%	3,07%	0,69%	6,25%
BOV	1,79%	1,07%	2,14%	2,07%	1,10%	1,83%	3,87%	2,17%	3,97%
CAC	2,28%	0,48%	2,24%	2,49%	0,41%	2,11%	4,76%	0,90%	4,35%
DAX	2,93%	0,52%	1,55%	2,69%	0,69%	1,62%	5,63%	1,21%	3,18%
DJ	2,21%	0,10%	2,69%	2,17%	0,31%	2,52%	4,38%	0,41%	5,21%
FTSE	1,97%	0,35%	2,69%	2,24%	0,45%	2,31%	4,21%	0,79%	5,01%
HANG	1,59%	0,35%	3,07%	1,79%	0,38%	2,83%	3,38%	0,72%	5,90%
IBEX	2,28%	0,38%	2,35%	2,24%	0,31%	2,45%	4,52%	0,69%	4,80%
ISEQ	1,14%	0,38%	3,49%	1,10%	0,21%	3,69%	2,24%	0,59%	7,18%
NIKKEI	1,62%	0,97%	2,42%	1,59%	0,83%	2,59%	3,21%	1,79%	5,01%
PSI	1,86%	0,10%	3,04%	2,11%	0,48%	2,42%	3,97%	0,59%	5,45%
SENSEX	1,55%	1,10%	2,35%	1,42%	1,17%	2,42%	2,97%	2,28%	4,76%
Total	1,90%	0,51%	2,59%	1,95%	0,56%	2,50%	3,85%	1,07%	5,09%

Fonte: Elaboração própria (2016).

Do conjunto dos doze índices considerados no estudo, o ISEQ e o ATG destacaram-se dos seus pares, em ambos os percentis extremos, por apresentarem as percentagens de rendibilidades extremas mais elevadas. Quanto às rendibilidades extremas positivas, também estas tiveram maior incidência nas duas fases de crise dos mercados bolsistas, com 1,95%, 0,56% e 2,50% de observações nos subperíodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. No último subperíodo, apenas os índices CAC e DAX

não registaram maior percentagem de observações extremas do que no primeiro subperíodo; em relação ao segundo subperíodo, todos os índices registaram um significativo aumento da percentagem de rendibilidades extremas.

As conclusões obtidas da análise da tabela 5 não são suficientes para concluir quanto à verificação de contágio entre os mercados, se este for entendido como um aumento na coincidência temporal das observações extremas. Assim, de modo a aprofundar a análise e a considerar a possibilidade de existência de contágio, foi construída a tabela 6, que evidencia a coincidência temporal das observações extremas, nos diversos mercados.

Tabela 6: Percentagem de dias com observações nos extremos, com coincidência temporal entre mercados nos três subperíodos e no período completo (percentis de 5% e de 95%)

Nº Mercados	Observações no Extremo Negativo (%)				Observações no Extremo Positivo (%)				Total Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranq.	CFG	Compl.	Dot-Com	Tranq.	CFG	Compl.	Dot-Com	Tranq.	CFG	Compl.
0	65,2	91,0	68,8	76,0	63,6	89,1	65,3	73,7	64,4	90,1	67,1	74,8
1	18,4	6,0	13,9	12,3	18,5	7,3	17,6	14,0	18,5	6,7	15,7	13,2
2	5,8	1,6	6,6	4,5	7,7	1,7	5,7	4,8	6,7	1,6	6,1	4,6
3	3,8	0,5	2,2	2,0	4,0	0,7	3,6	2,7	3,9	0,6	2,9	2,3
4	2,7	0,2	1,5	1,4	2,1	0,6	2,1	1,6	2,4	0,4	1,8	1,5
5	1,5	0,2	1,4	1,0	1,4	0,3	1,5	1,0	1,5	0,2	1,5	1,0
6	1,1	0,2	1,2	0,8	1,4	0,1	1,2	0,9	1,2	0,1	1,2	0,8
7	0,7	0,0	1,4	0,7	0,7	0,1	0,7	0,5	0,7	0,0	1,1	0,6
8	0,7	0,3	1,0	0,7	0,5	0,0	0,8	0,4	0,6	0,1	0,9	0,5
9	0,0	0,1	0,3	0,1	0,0	0,0	0,6	0,2	0,0	0,0	0,5	0,2
10	0,0	0,0	0,3	0,1	0,1	0,0	0,3	0,1	0,1	0,0	0,3	0,1
11	0,1	0,0	0,6	0,2	0,0	0,0	0,2	0,1	0,1	0,0	0,4	0,2
12	0,0	0,0	0,6	0,2	0,0	0,0	0,3	0,1	0,0	0,0	0,5	0,2

Fonte: Elaboração própria (2016).

A análise da tabela 6 permite a conclusão de que os dias em que não ocorreram coincidências temporais de rendibilidades extremas negativas foram em número muito superior no subperíodo Tranquilo (91%), comparativamente com o que aconteceu no subperíodo Dot-Com (65,2%) e no subperíodo da Crise Financeira Global (68,8%).

Por outro lado, no subperíodo Tranquilo, apenas 3,1% das sessões reportaram mais do que um mercado com rendibilidades extremas negativas, o que compara com os 16,4% e os 17,3%, nos subperíodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Importa ainda destacar que apenas o subperíodo Crise Financeira Global reportou sessões de coincidência de rendibilidades extremas em todas as possibilidades (número de mercados, de 1 a 12), registando 0,6% e 0,3% de sessões de rendibilidades negativas e positivas, respetivamente, em todos os mercados em simultâneo. O mês de outubro de 2008 evidenciou alguns exemplos de simultaneidade de rendibilidades negativas. Neste lapso de tempo, foram identificadas três sessões com respostas simultâneas de todos os índices e outras três com respostas de onze índices. Este facto reforça a ideia de que os mercados registaram padrões de comportamento semelhantes, principalmente nos movimentos de queda dos mercados.

Em resumo, as análises efetuadas nesta secção evidenciam a influência da Crise Financeira Global no comportamento dos índices, que passaram a descrever padrões de rendibilidades muito semelhantes. Várias sessões de negociação apresentaram reações simultâneas, em diversos mercados, quer nos movimentos de queda quer nos movimentos de subida dos índices, de forma especialmente vincada no mês de outubro de 2008, pelo que este lapso temporal terá sido o pico do episódio de contágio internacional nos mercados bolsistas.

Com o objetivo de estudar a existência de comovimentos de longo prazo, entre as rendibilidades dos mercados bolsistas, recorreremos à análise de componentes principais. Os resultados desta metodologia são apresentados na tabela 7, para os subperíodos, Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Em todos os casos, foram retidos apenas os fatores com valores próprios superiores a 1 e foi aplicado o método Varimax, para a rotação dos fatores, de forma a facilitar a interpretação dos resultados. No

subperíodo Dot-Com, foram selecionadas dois fatores, cujo poder explicativo acumulado foi de 56,18% da variância total.

Em cada fator os mercados bolsistas com cargas fatoriais (*loadings*) elevadas descreveram padrões de movimentos semelhantes e estiveram altamente correlacionados. Por este motivo, a incorporação destes mercados bolsistas na mesma carteira de investimento limitou os possíveis benefícios de diversificação internacional. Para maximizar os benefícios de diversificação da carteira, os investidores devem investir em mercados bolsistas com cargas elevadas, em diferentes componentes principais. A primeira componente principal é composta pelos índices CAC, FTSE, DAX, IBEX, PSI, DJ, ISEQ e BOV. Esta componente principal teve um valor próprio de 4,599 e explicou 38,322% da variância total. Os índices HANG, NIKKEI, SENSEX e ATG tiveram pesos mais elevados no segundo fator, o qual teve um valor próprio de 2,143 e explicou 17,860% da variância.

Tabela 7: Cargas dos fatores nos três subperíodos

Dot-Com			Tranquilo				Crise Financeira Global		
Mercados	F 1	F 2	Mercados	F 1	F 2	F 3	Mercados	F 1	F 2
CAC	0,894		CAC	0,898			CAC	0,910	
DAX	0,892		IBEX	0,864			FTSE	0,876	
IBEX	0,848		DAX	0,857			DAX	0,876	
FTSE	0,832		FTSE	0,854			IBEX	0,876	
DJ	0,683		ISEQ	0,700			PSI	0,768	
PSI	0,654		ATG	0,585			DJ	0,746	
ISEQ	0,561		PSI	0,577			ISEQ	0,730	
BOV	0,513		HANG		0,805		BOV	0,724	
HANG		0,776	NIKKEI		0,760		ATG	0,593	
NIKKEI		0,759	SENSEX		0,695		HANG		0,872
SENSEX		0,576	BOV			0,861	NIKKEI		0,832
ATG		0,485	DJ			0,809	SENSEX		0,702
Valor próprio	4,599	2,143	Valor próprio	4,432	2,135	1,727	Valor próprio	5,855	2,683
Variância explicada	38,322	17,860	Variância	36,93	17,79	14,39	Variância	48,795	22,355
Var. explic. acumulada	38,322	56,182	Var. explic. ac.	36,93	54,72	69,12	Var. explic. ac.	48,795	71,150
Critério de KMO	0,895		Critério de KMO	0,91			Critério de KMO	0,914	
Teste Bartlett	5278,741 (0,000)		Teste Bartlett	8157,537 (0,000)			Teste Bartlett	10934,438 (0,000)	

Notas: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Fonte: Elaboração própria (2016).

No subperíodo Tranquilo foram selecionados três fatores. A variância acumulada explicada pelos três fatores foi de 69,121%. O primeiro fator foi composto exclusivamente por índices europeus e explicou 36,934% da variância. O segundo fator incluiu os três índices asiáticos, explicando 17,794% da variância. O último fator foi composto pelos índices do continente americano e explicou 14,392% da variância. Em cada um destes três fatores, os índices estiveram altamente correlacionados, pelo que não proporcionaram boas possibilidades de diversificação, se incluídos na mesma carteira, durante este subperíodo.

Finalmente, no subperíodo Crise Financeira Global foram encontrados dois fatores. Este resultado sugere que os mercados bolsistas mundiais se moveram em conjunto de forma mais próxima durante este subperíodo, em comparação com o precedente, o que implica uma diminuição das oportunidades de diversificação da carteira global, durante a Crise Financeira Global. O primeiro fator explicou 48,795% da variância, enquanto o segundo explicou 22,355% da variância. A variância acumulada explicada pelos dois fatores foi de 71,150%. Neste subperíodo, o primeiro fator foi novamente dominado pelos mercados bolsistas europeus, tal como aconteceu no primeiro subperíodo. Em ambos os casos, os índices BOV e DJ tiveram cargas fatoriais mais elevadas no primeiro fator, pelo que apresentaram elevada correlação com os índices europeus. Este facto é contrário ao ocorrido durante o subperíodo Tranquilo, em que os dois índices americanos registaram uma carga fatorial mais elevada no segundo fator.

Para determinar que percentagem de variabilidade das rendibilidades dos doze índices foi determinada pelos fatores e que percentagem foi determinada por fatores específicos de cada país, foi elaborada a tabela de comunalidades (tabela 8).

No subperíodo Dot-Com, as variâncias das rendibilidades dos índices ATG, BOV, DJ, ISEQ, PSI e SENSEX foram explicados, maioritariamente, por fatores específicos dos respetivos mercados. Relativamente aos restantes índices, estes foram explicados maioritariamente por fatores comuns, ou seja, por movimentos provenientes de outros mercados. Neste particular, evidenciaram-se os índices CAC e DAX, em ambos os casos

com valores de comunalidades superiores a 80%, pelo que as respetivas variabilidades dependeram, em grande parte, de influências dos seus pares. No segundo subperíodo, apenas os índices ATG e PSI foram explicados maioritariamente por fatores específicos desses mercados. Dos doze índices, só o índice PSI não viu aumentado o valor da comunalidade face ao subperíodo anterior. Relativamente ao subperíodo Crise Financeira Global e à capacidade de explicação da variabilidade das rendibilidades dos índices, a importância explicativa dos fatores comuns foi, em todos os casos, superior à dos fatores específicos. Em termos gerais, este subperíodo diferenciou-se dos anteriores. Comparativamente com o primeiro subperíodo, todos os valores das comunalidades registaram um aumento de valor. Face ao segundo subperíodo, apenas os valores dos índices BOV e DJ não aumentaram. Do conjunto dos doze índices, destacaram-se alguns índices europeus, em especial o CAC e o DAX, explicados em mais de 80% por fatores comuns, nos três subperíodos. Os resultados das comunalidades, nos diversos subperíodos, salientam um progressivo reforço do comovimento das rendibilidades dos mercados, no longo prazo, cada vez mais dependentes de fatores de mercado da componente comum internacional, em detrimento de fatores idiossincráticos.

Tabela 8: Comunalidades das rendibilidades dos índices em cada subperíodo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	0,306	0,267	0,850	0,815	0,470	0,752	0,641	0,767	0,454	0,588	0,499	0,332
Tranquilo	0,463	0,803	0,903	0,844	0,769	0,826	0,701	0,835	0,575	0,619	0,432	0,523
CFG	0,517	0,559	0,915	0,848	0,559	0,859	0,810	0,840	0,616	0,719	0,711	0,587

Fonte: Elaboração própria (2016).

Em resumo, a análise de componentes principais, enquanto técnica estatística multivariada, largamente utilizada no estudo do comovimento dos mercados bolsistas, revelou a existência de dois fatores no primeiro e no terceiro subperíodos, enquanto no subperíodo Tranquilo foram identificados três fatores. Em consequência, no subperíodo Tranquilo, aumentaram as possibilidades de diversificação internacional da carteira de investimentos,

face aos subperíodos de crise. No subperíodo Crise Financeira Global, o primeiro fator incluiu os mercados europeus e os mercados americanos, enquanto o segundo foi dominado pelos três mercados asiáticos. Por outro lado, neste subperíodo, os valores das comunalidades registaram, em geral, um aumento face aos dos subperíodos anteriores, pelo que a variabilidade das rendibilidades encontrou uma forte explicação em fatores comuns de mercado. Estes resultados sinalizam um reforço das ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas.

Para avaliar a adequabilidade dos dados, nos três subperíodos, foi considerado o critério de Kaiser-Meyer-Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett, cujos resultados são apresentados nas duas últimas linhas da tabela 7. O resultado do critério KMO mostrou a adequabilidade dos dados em cada um dos subperíodos. Quanto ao teste de Esfericidade de Bartlett, confirmou que a análise é adequada, uma vez que o respetivo *p-value* é inferior a 0,01, pelo que se rejeita a hipótese nula e se conclui que os índices estão correlacionados significativamente. A adequabilidade foi ainda confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem, relativas a cada um dos três subperíodos, as quais são apresentadas na tabela 9, em anexo. Nos três subperíodos, os elementos da diagonal principal tiveram valores superiores ao nível aceitável de 50%, sendo os valores mínimos de 0.799, 0.830 e 0.818, nos subperíodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Por outro lado, em todos os subperíodos, os valores fora da diagonal principal foram baixos, o que permite a conclusão de que não é necessário rejeitar qualquer variável.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho estudámos o comportamento dos mercados bolsistas em períodos de crise, com especial incidência na atual crise financeira, a qual segundo diversos autores é a mais severa crise financeira depois da Grande Depressão e a primeira crise financeira global que o mundo conheceu.

De modo a perceber o impacto da crise no comportamento dos mercados bolsistas internacionais, foi estudado o período amostral compreendido entre 4/10/1999 e 30/06/2011, que por sua vez foi dividido em três subperíodos, um correspondente à crise Dot-Com (1999 a 2003), outro relativo a uma fase de subida e de acumulação nos índices mundiais (2003 a 2007), e por fim um que corresponde à crise financeira global (2007 a 2011).

Para a analisar as relações estabelecidas entre os diversos mercados bolsistas, foi considerado o modelo DCC-GARCH bivariado, desenvolvido por Engle (2002). Para testar o efeito de contágio, recorreu-se a testes à igualdade de médias, seguindo a metodologia proposta por Forbes e Rigobon (2002).

As conclusões a que chegámos confirmam que no subperíodo Crise Financeira Global a correlação condicional entre os diversos mercados bolsistas sofreu um acréscimo significativo, em comparação com os dois subperíodos precedentes, razão para se concluir que a crise financeira global deu origem a um fenómeno de contágio entre os mercados bolsistas. Por sua vez, o teste de valores extremos permitiu concluir que os mercados bolsistas apresentaram uma grande sintonia em determinados momentos, com algumas sessões de negociação a serem caracterizadas por uma simultaneidade de quedas acentuadas, extensiva a todos os mercados, sobretudo no mês de outubro de 2008, e em particular na segunda metade deste mês, dando expressão a uma forte turbulência dos mercados, por um lado, e a uma grande proximidade e a um episódio de contágio entre os mercados bolsistas internacionais, por outro lado.

A análise de componentes principais revelou a existência de dois fatores nos dois intervalos de tempo correspondentes a subperíodos de crise, face a três fatores no subperíodo tranquilo, o que permite a conclusão de que é, sobretudo, em situações de crise que os mercados desencadeiam relações de equilíbrio de longo prazo, o que coloca os investidores perante exigentes desafios na diversificação das suas carteiras de investimento internacionais.

BIBLIOGRAFIA

- Agmon, T. (1972). The relations among equity markets: a study of share price comovements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan. *Journal of Finance*, 27, 839-855.
- Ahlgren, N. & Antell, J. (2002). Testing for cointegration between international stock prices. *Applied Financial Economics*, 12, 851-861.
- An, L. & Brown, D. (2010). Equity Market Integration between the US and BRIC Countries: Evidence from Unit Root and Cointegration Test. *Research Journal of International Studies*, 16.
- Aragó, V. & Salvador, E. (2011). Sudden changes in variance and time varying hedge ratios. *European Journal of Operational Research*, 215, 393-403.
- Arshanapalli, B, Doukas, J & Lang, L. (1995). Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets. *Pacific-basin Finance Journal*, 3, 57-73.
- Babecký, J., Komárek, L. & Komárková, Z. (2012). Integration of Chinese and Russian Stock Markets with World Markets: National and Sectoral Perspectives, BOFIT-Institute for Economies in Transition Bank of Finland Discussion Papers, 4.
- Bae, K., Karolyi, G. & Stulz, R. (2003). A New Approach to Measuring Financial Contagion. *The Review of Financial Studies*, 16, 717-763.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. & Mehl, A., (2011), Global Crisis and Equity Market Contagion. National Bureau of Economic Research. *Journal of Finance*, 69 (6), 2597-2649.
- Bekaert, G. & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *Review of Financial Studies*, 13 (1), 1-42.

- Bertoneche, M. (1979). An empirical analysis of the interrelationships among equity markets under changing exchange rate systems. *Journal of Banking and Finance*, 3 (4), 397-405.
- Bley, J. (2009). European stock market integration: Fact or fiction?. *International Financial Markets, Institutions and Money*, 19, 759-776.
- Branch, B. (1974). Common stock performance and inflation: an international comparison. *Journal of Business*, 47, 48-52.
- Buiter, W., Corsetti, G. & Pesenti, P. (1998), *Financial Markets and International Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992-93 Exchange Rate Mechanism Crisis*, Cambridge University Press.
- Caporale, G., Erdogan, B. & Kuzin, V. (2009). Testing for Convergence in Stock Markets: A Non-Linear Factor Approach, Cesifo Working Paper No. 2845 Category 7: Monetary Policy and International Finance.
- Claessens, S., Dell'Ariccia, G., Igan, D. & Laeven, L. (2010). Lessons and Policy Implications from the Global Financial Crisis. IMF Working Paper N° 10/44.
- Corsetti, G., Pericoli, P. e Sbracia, M. (2005). Some Contagion, Some Interdependence – More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1177-1199.
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
- Eun, C. & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.

- Fabozzi, F. (1995). *Investment Management*, Prentice-Hall.
- Forbes, K. & Chinn, M. (2003). A Decomposition of Global linkages in Financial Markets over Time. *Review of Economics and Statistics*, 86 (3), 705–722.
- Forbes, K. & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57, 2223-62.
- Goeij, P. & Marquering, W. (2004). Modeling the conditional covariance between stock and bond returns: a multivariate GARCH approach. *Journal of Financial Econometrics*, 2, 531-564.
- Granger, C. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- Grubel, H. (1968). Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, 58, 1299-1314.
- Kaminsky, G. & Reinhart, C. (2000). On Crisis, Contagion, and Confusion. *Journal of International Economics*, 51, 145-68.
- Kaminsky, G., Reinhart, C. & Végh, C. (2003). The Unholy Trinity of Financial Contagion. *Journal of Economic Perspectives*, 17, 51-74.
- Karim, B. A., Kassim, N. A. & Arip, M. A. (2010). The subprime crisis and Islamic stock markets integration. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 3 (4), 363-371.
- Horta, P., Mendes, C. & Vieira, I. (2008). Contagion Effects of the U.S. Subprime Crisis on Developed Countries. Working paper, University of Évora.
- Jansen, D. & DeVries, C. (1991). On the Frequency of Large Stock Returns: Putting Booms and Busts into Perspective. *Review of Economics and Statistics*, 73, 18-24.

- Lau, S. & McInish, T. (1996). Comovements of international equity returns: a comparison of pre- and post-October 19, 1987, periods. *Global Finance Journal*, 4, 1-19.
- Li, X-M. (2006). A revisit of international stock market linkages: new evidence from rank tests for nonlinear cointegration. *Scottish Journal of Political Economy*, 53 (2).
- Li, H. & Majerowska, E. (2008). Testing stock market linkages for Poland and Hungary: a multivariate GARCH approach. *Research in International Business and Finance*, 22, 247-266.
- Lin, J. & Treichel, V. (2012). The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause. World Bank. WPS5937. http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf. Consultado em 2016.
- Mandigma, M. (2014). Stock market linkages among the ASEAN 5+3 countries and US: further evidence. *Management and Administrative Sciences Review*, 3, 53-68.
- Naoui, K., Khemiri, S. & Liouane, N. (2010). Crises and financial contagion: the subprime crisis. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2, 1, 15-28.
- Olusi, O. & Abdul-Majid, H. (2008). Diversification prospects in Middle East and North Africa (MENA) equity markets: a synthesis and an update. *Applied Financial Economics*, 18, 1451-1463.
- Ozdemir, Z. & Cakan, E. (2007). Non-linear dynamic linkages in the international stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377, 173-180.
- Park, J. W. (2010). Comovement of Asian stock markets and the U.S. influence. *Global Economy and Finance Journal*, 3, 76-88.
- Peiro, A., Quesada, J. & Ezequiel, U. (1998). Transmission of movements in stock markets. *The European Journal of Finance*, 4, 331-343.

- Pestana, M. & Gageiro, J. (2000): *Análise de Dados para Ciências Sociais: A complementaridade do SPSS*. 2ª edição, Edições Sílabo, Lisboa.
- Ripley, D. (1973). Systematic elements in the linkage of national stock market indices. *Review of Economics and Statistics*, 55 (3), 356-361.
- Roll, R. (1988). The international crash of October 1987. *Financial Analysts Journal*, 44, 19-35.
- Samitas, A., & Kenourgios, D. (2011). Equity market integration in emerging Balkan markets. *Research in International Business and Finance*, 25, 296-307.
- Soriano, P. & Climent, F. (2006). Region vs industry effects and volatility transmission. *Financial Analyst Journal*, 62 (6), 52-64.
- Toussaint, E. (2008). The US subprime crisis goes global. In Counterpunch, Weekend Edition.
- Tripathi, V., & Sethi, S. (2012). Inter linkages of Indian stock market with advanced emerging markets. *The Asian Economic Review*, 54, 507-528.
- Tse, Y. & Tsui, A. (2002). A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351-363.
- Tudor, C. (2011). Changes in stock markets interdependencies as a result of the global financial crisis: Empirical investigation on the CEE region. *Panoeconomicus*, 4, 525-543.
- Van-Rijckeghem, C. & Weder, B. (2001). Sources of Contagion: Is it Finance or Trade? *Journal of International Economics*, 54, 293-300.

ANEXO

Tabela 9: Matrizes anti-imagem das rendibilidades

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	ATG	0,946	0,003	-0,012	-0,040	-0,026	-0,028	-0,117	0,021	-0,098	-0,072	-0,078	-0,070
	BOV	0,003	0,875	0,074	-0,086	-0,304	-0,017	-0,069	-0,024	-0,017	-0,034	-0,145	0,008
	CAC	-0,012	0,074	0,860	-0,421	-0,010	-0,427	-0,036	-0,418	-0,078	-0,039	-0,066	0,059
	DAX	-0,040	-0,086	-0,421	0,906	-0,332	-0,073	-0,007	-0,116	-0,016	0,048	-0,059	0,010
	DJ	-0,026	-0,304	-0,010	-0,332	0,864	-0,039	0,104	0,034	0,012	-0,025	0,060	-0,017
	FTSE	-0,028	-0,017	-0,427	-0,073	-0,039	0,922	-0,023	-0,110	-0,220	-0,013	0,036	-0,031
	HANG	-0,117	-0,069	-0,036	-0,007	0,104	-0,023	0,830	-0,028	-0,053	-0,405	-0,069	-0,151
	IBEX	0,021	-0,024	-0,418	-0,116	0,034	-0,110	-0,028	0,913	-0,001	0,030	-0,288	-0,046
	ISEQ	-0,098	-0,017	-0,078	-0,016	0,012	-0,220	-0,053	-0,001	0,953	-0,125	-0,026	0,000
	NIKKEI	-0,072	-0,034	-0,039	0,048	-0,025	-0,013	-0,405	0,030	-0,125	0,799	0,003	-0,089
	PSI	-0,078	-0,145	-0,066	-0,059	0,060	0,036	-0,069	-0,288	-0,026	0,003	0,936	-0,058
SENSEX	-0,070	0,008	0,059	0,010	-0,017	-0,031	-0,151	-0,046	0,000	-0,089	-0,058	0,855	
Tranquilo	ATG	0,967	-0,007	-0,084	-0,008	0,046	-0,030	-0,106	-0,034	-0,120	0,001	-0,092	-0,109
	BOV	-0,007	0,830	0,011	0,034	-0,461	-0,090	-0,075	-0,024	0,044	-0,046	-0,034	-0,065
	CAC	-0,084	0,011	0,864	-0,591	0,033	-0,402	0,004	-0,304	-0,061	-0,048	-0,075	-0,039
	DAX	-0,008	0,034	-0,591	0,893	-0,211	-0,003	-0,006	-0,181	0,014	-0,022	0,020	0,048
	DJ	0,046	-0,461	0,033	-0,211	0,847	-0,030	0,041	-0,038	-0,005	0,054	0,001	0,035
	FTSE	-0,030	-0,090	-0,402	-0,003	-0,030	0,937	0,001	-0,160	-0,206	0,004	-0,035	-0,002
	HANG	-0,106	-0,075	0,004	-0,006	0,041	0,001	0,846	-0,019	-0,109	-0,412	-0,013	-0,232
	IBEX	-0,034	-0,024	-0,304	-0,181	-0,038	-0,160	-0,019	0,954	-0,073	0,034	-0,113	-0,009
	ISEQ	-0,120	0,044	-0,061	0,014	-0,005	-0,206	-0,109	-0,073	0,964	-0,053	-0,047	-0,034
	NIKKEI	0,001	-0,046	-0,048	-0,022	0,054	0,004	-0,412	0,034	-0,053	0,859	-0,067	-0,096
	PSI	-0,092	-0,034	-0,075	0,020	0,001	-0,035	-0,013	-0,113	-0,047	-0,067	0,973	-0,117
SENSEX	-0,109	-0,065	-0,039	0,048	0,035	-0,002	-0,232	-0,009	-0,034	-0,096	-0,117	0,910	
Crise Financeira Global	ATG	0,970	0,009	0,028	-0,109	0,044	0,020	-0,071	-0,118	-0,122	-0,015	-0,181	-0,102
	BOV	0,009	0,890	-0,059	0,012	-0,552	-0,078	-0,197	0,073	0,027	0,098	-0,128	0,008
	CAC	0,028	-0,059	0,871	-0,492	0,050	-0,532	0,066	-0,468	-0,177	-0,084	-0,076	0,029
	DAX	-0,109	0,012	-0,492	0,935	-0,232	-0,118	0,002	0,047	0,097	-0,030	0,060	-0,074
	DJ	0,044	-0,552	0,050	-0,232	0,869	0,022	0,044	-0,131	-0,065	0,069	0,140	-0,058
	FTSE	0,020	-0,078	-0,532	-0,118	0,022	0,940	-0,055	0,062	-0,098	0,012	-0,056	-0,014
	HANG	-0,071	-0,197	0,066	0,002	0,044	-0,055	0,818	-0,003	-0,013	-0,551	-0,023	-0,405
	IBEX	-0,118	0,073	-0,468	0,047	-0,131	0,062	-0,003	0,927	-0,010	0,036	-0,352	0,024
	ISEQ	-0,122	0,027	-0,177	0,097	-0,065	-0,098	-0,013	-0,010	0,978	-0,010	-0,083	-0,057
	NIKKEI	-0,015	0,098	-0,084	-0,030	0,069	0,012	-0,551	0,036	-0,010	0,846	-0,034	0,025
	PSI	-0,181	-0,128	-0,076	0,060	0,140	-0,056	-0,023	-0,352	-0,083	-0,034	0,951	-0,063
SENSEX	-0,102	0,008	0,029	-0,074	-0,058	-0,014	-0,405	0,024	-0,057	0,025	-0,063	0,918	

Fonte: Elaboração própria (2016).

How to cite this article:

Gabriel, V.M.S. & Manso, J.R.P (2016). Comportamento dos mercados bolsistas internacionais: uma análise relativa a períodos de crise. *Portuguese Journal of Finance, Management and Accounting*. 2 (4), 22-53. Disponível em <http://u3isjournal.isvouga.pt/index.php/PJFMA>