

## COMOVIMENTOS NA VOLATILIDADE DE MERCADOS BOLSISTAS EMERGENTES: EFEITOS DA CRISE FINANCEIRA GLOBAL

### VOLATILITY COMOVEMENTS IN INTERNATIONAL STOCK MARKETS: EFFECTS OF THE GLOBAL FINANCIAL CRISIS

VÍTOR MANUEL DE SOUSA GABRIEL<sup>1</sup>  
HELENA ISABEL BARROSO SARAIVA<sup>1</sup>

<sup>1</sup> UDI - Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior.  
Professor(a) Adjunto(a) da Escola Superior de Tecnologia e Gestão do Instituto Politécnico da Guarda – Portugal.  
(e-mail: vigab@ipg.pt; helenasaraiva@ipg.pt)

#### **Resumo**

Neste trabalho é analisado o impacto da recente crise financeira global no comovimento dos mercados bolsistas emergentes, recorrendo à variável volatilidade condicionada. Com este objetivo, foram analisados vinte mercados, no período compreendido entre maio de 2002 e dezembro de 2013. Para estimar a volatilidade dos mercados, recorreu-se ao modelo exponencial de heterocedasticidade condicionada (EGARCH). Partindo da variável volatilidade condicionada, foi aplicado o teste de valores extremos e a análise de componentes principais, de modo a perceber a influência da crise financeira no comportamento da volatilidade, no curto prazo e no longo prazo, respetivamente. Os resultados permitem concluir que, em consequência da emergência da crise, os mercados bolsistas passaram a reportar comportamentos mais próximos, para os dois horizontes temporais, o que limitou as possibilidades de diversificação à disposição dos investidores.

**Palavras-chave:** mercados bolsistas emergentes, volatilidade, valores extremos, componentes principais.

#### **Abstract**

This study examines the effects of the global financial crisis on the volatility of emerging stock markets. With this goal,

twenty emerging stock markets have been analysed, in the period between May 2002 and December 2013. In order to estimate market volatility, the EGARCH model was implemented. In order to analyse volatility behaviour and the influence of the global financial crisis, both in the short and long-term, the extreme values test and the principal component analysis were applied. Conclusions revealed that the stock market volatility showed similar behaviours for the two time horizons, and the global financial crisis represented a key role in strengthening and deepening these similar behaviours, limiting a possible diversification strategy.

**Keywords:** emerging stock markets, volatility, extreme values, principal component analysis.

## 1. Introdução

A compreensão da volatilidade dos mercados bolsistas é um importante elemento para determinar o custo do capital e para apoiar decisões de investimento. Bollerslev *et al.* (1992) defendem que a volatilidade é uma variável-chave, para uma larga maioria de instrumentos financeiros, exercendo um papel central em diversas áreas de finanças. Por seu lado, Premaratne & Balasubramanyan (2003) consideram que alterações substanciais na volatilidade dos mercados financeiros podem causar efeitos negativos e significativos na aversão ao risco, por parte dos investidores, tornando os mercados mais instáveis e aumentando a incerteza dos atores de mercado, designadamente nas suas previsões e nos seus rendimentos.

A quantificação do risco, enquanto variável financeira, tem representado um grande desafio para investigadores, reguladores e profissionais de finanças. Markowitz (1952) introduziu a variância como uma medida de risco, dando origem à teoria da carteira, que se transformaria numa referência no estudo do binómio risco-rendibilidade. De acordo com Lin (1996), o risco está habitualmente associado à volatilidade. Quando a volatilidade de um ativo financeiro aumenta, o mesmo acontece com o risco.

De acordo com Raja & Selvam (2011), a volatilidade dos mercados financeiros é um importante indicador das flutuações dinâmicas dos preços dos ativos financeiros. Alguns autores, como Lin *et al.* (1994), associam a transmissão de volatilidade entre mercados bolsistas como um sinal de contágio financeiro. As crises podem, deste modo, ser identificadas com períodos de ocorrência de volatilidades elevadas, em vários mercados em simultâneo. Por outro lado, sendo a volatilidade dos preços dos ativos uma

medida que está associada à incerteza do mercado, pode dizer-se que o contágio se refere à transmissão dessa incerteza entre os mercados financeiros.

Embora em alguns estudos, como por exemplo os de Eun & Shim (1989) e de Constantinou *et al.* (2008), se tenha analisado a temática das ligações internacionais entre os mercados bolsistas, quer no curto prazo quer no longo prazo, através do comovimento e da transmissão de rendibilidades, outros autores defendem que a transmissão de informação e a ligação entre os mercados não se restringe às rendibilidades, acontecendo também através das volatilidades dos mesmos (Lin *et al.*, 1994; Bekaert & Harvey, 1997; Ng, 2000; Christiansen, 2003; Baele, 2005). De acordo com Kyle (1985), muita informação acerca do comportamento e das dinâmicas dos mercados é revelada na volatilidade, mais do que na rendibilidade dos preços dos ativos. Por sua vez, Ross (1989) defende que as mudanças ocorridas ao nível da volatilidade dos mercados bolsistas internacionais são o reflexo da chegada de nova informação a estes mercados. A volatilidade dos mercados bolsistas internacionais é um dos fatores determinantes da volatilidade das rendibilidades no mercado doméstico. Do ponto de vista do investidor, há, pois, interesse em considerar a volatilidade na avaliação do risco associado a ativos financeiros (Merton, 1980; Ng, 2000). Todavia, não são conhecidos trabalhos que tenham considerado uma amostra ampla, composta exclusivamente por mercados emergentes, no estudo da temática dos comovimentos internacionais, recorrendo à variável volatilidade. A presente investigação distingue-se, portanto, de outras investigações, por estudar a temática dos comovimentos entre mercados emergentes, tendo como ponto de partida a estimativa de volatilidade destes, no âmbito da recente crise financeira. Esta crise seria considerada por Claessens *et al.* (2010), Bekaert *et al.* (2011) e Lin & Treichel (2012), entre outros, como a primeira crise global e a mais severa crise desde a “Grande Depressão”. Embora a origem desta crise tenha ocorrido no crédito *subprime* norte-americano, acabaria por contagiar outros setores económicos e outras economias, bem como os mercados bolsistas internacionais.

Com a finalidade de estimar a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas, recorreremos no presente estudo ao modelo exponencial de heterocedasticidade condicionada, proposto por Nelson (1991), e tendo como inspiração os trabalhos de Schwert (1998), Chaudhuri & Klaassen (2001), Patev & Kanaryan (2003), Ramlall (2010), Chong (2011) e Angabini & Wasiuzzaman (2011).

Quanto ao objetivo de analisar o comportamento dos mercados, no curto e no longo prazo, são aplicados diversos procedimentos estatísticos à variável volatilidade condicionada: para analisar o comportamento das volatilidades dos mercados no curto prazo, são aplicados testes de valores extremos, com base na proposta de Lin *et al.* (1994); por outro lado, considerando também como objetivo analisar os comportamentos das volatilidades no longo prazo, recorre-se à análise de componentes

principais, tendo como inspiração os trabalhos de Meric & Meric (1989), Morana & Beltratti (2006) e Modi & Patel (2010). A nossa proposta diferencia-se, porém, da apresentada nestes trabalhos, por recorrer à volatilidade, enquanto indicador de mercado, em lugar da habitual rendibilidade, e por selecionar uma base alargada de mercados emergentes, em representação de diversas geografias à escala global.

O presente estudo está estruturado do seguinte modo: o ponto dois apresenta a informação acerca dos dados e da metodologia escolhida; o ponto três evidencia os resultados empíricos; finalmente o ponto quatro resume as principais conclusões.

## **2. Dados e metodologia**

### **2.1 Dados**

Com o propósito de estudar o comportamento da volatilidade dos mercados bolsistas emergentes, foi escolhido um conjunto diversificado de índices, relativos a vinte países, em diversas geografias, designadamente da África do Sul, Brasil, Chile, China, Colômbia, Coreia, Egito, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polónia, Republica Checa, Rússia, Tailândia, Taiwan e Turquia, obtidos a partir da base de dados da Morgan Stanley Capital International.

Os dados utilizados neste estudo cobrem o período compreendido entre 30 de maio de 2002 e 4 de dezembro de 2013, o qual foi subdividido em dois subperíodos, de modo a aprofundar o estudo do comportamento da volatilidade dos mercados, antes e após a emergência da crise financeira global (CFG). A definição da data de emergência desta crise teve em conta as sugestões de Horta *et al.* (2008), Toussaint (2008) e Naoui *et al.* (2010). Considerou-se, para o efeito, o dia 1/08/2007, por estar fortemente associado à crise do crédito *subprime* nos EUA e ao aumento significativo dos *Credit Default Swaps*.

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

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

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

### **2.2 Metodologia**

#### **2.2.1 Modelo exponencial de heterocedasticidade condicionada**

O modelo *AutoRegressive Conditional Heterocedasticity* (ARCH), proposto por Engle (1982), veio suprir uma falha dos modelos tradicionais, que pressupunham

homocedasticidade entre os erros. Este pressuposto mostrava-se desajustado, principalmente em momentos de elevada turbulência ou agitação dos mercados.

Nelson (1991) propôs o modelo *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (EGARCH), também denominado por GARCH exponencial. Para além de incorporar a heterocedasticidade entre os erros, este modelo colmatou a principal limitação dos modelos simétricos, ao permitir acomodar a ocorrência de choques sobre a volatilidade. Neste modelo, a variância condicional é descrita por uma função assimétrica dos valores passados de  $\varepsilon_t$ . A especificação do modelo EGARCH (p,q) é dada por:

$$y_t = \varphi z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \quad (3)$$

$$\log(\sigma_t^2) = c_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (4)$$

Onde:

$\gamma_k$  é o coeficiente que mede o efeito assimétrico;  $\mu_t \sim N(0,1)$ ;  $\text{Cov}(\mu_t; \varepsilon_{t-i}) = 0$ ;  $\langle \varepsilon_t | \tau_{t-1} \rangle \cap N(0, \sigma_t^2)$ ;  $\tau_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$  é o conjunto de informação disponível no momento  $t-1$ ;  $z_t$  é um vetor de variáveis explicativas do comportamento da variável dependente  $y_t$ ;  $q$  é a ordem do processo ARCH;  $p$  é a ordem do processo GARCH e  $\varepsilon_t$  corresponde ao vetor dos resíduos estimados da regressão.

Para se perceber da correta especificação dos modelos escolhidos, recorre-se aos testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM. O teste de *Ljung-Box* pressupõe que, sob a hipótese nula,  $H_0: \rho_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = \rho_m = (\varepsilon_t^2) = 0$ , os resíduos quadráticos estandardizados não se encontram correlacionados.  $\rho_i = (\varepsilon_t^2)$  é o coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_t^2$  e  $\varepsilon_{t-i}^2$ , e  $\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2$  e diz respeito aos resíduos quadráticos estandardizados. O valor da estatística de *Ljung-Box* é dado por:

$$Q = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2(\hat{\varepsilon}_t^2)}{n-i} \sim \chi_{(m-k)}^2, \text{ em que } k \text{ traduz o número de parâmetros estimados.}$$

Já o teste ARCH-LM considera que, sob a hipótese nula,  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q$ ,  $q$  expressa a ordem do processo. A estatística teste é dada por  $NR^2$ , que segue assintoticamente a distribuição do  $\chi^2$ , com  $q$  graus de liberdade, em que  $R^2$  representa o coeficiente de determinação da regressão e  $N$  o número de observações.

### 2.2.2 Modelação de comovimentos entre mercados

Com o propósito de aprofundar a análise de comovimentos entre as volatilidades dos mercados estudados, são considerados os horizontes temporais de curto prazo e de longo prazo.

A análise de comovimentos de curto prazo, entre as volatilidades dos mercados, decorre da aplicação de testes de valores extremos, aplicados às séries de estimativas de volatilidades condicionadas diárias, de forma 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 de Jansen & De Vries (1991) e de Bae *et al.* (2003).

Para analisar as ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas internacionais, recorremos 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  $\lambda$  e valores próprios  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p > 0$ . Estas variáveis podem ser conjugadas, de modo a formar combinações lineares:

$$\begin{aligned} Y_1 &= a_{11}X_1 + a_{21}X_2 + \dots + a_{p1}X_p \\ Y_2 &= a_{12}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{p2}X_p \\ &\vdots \\ Y_p &= a_{1p}X_1 + a_{2p}X_2 + \dots + a_{pp}X_p \end{aligned} \tag{5}$$

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,  $\lambda_1$ , a segunda tenha a segunda maior variância,  $\lambda_2$ , e assim sucessivamente. Se as componentes principais foram a partir de dados estandardizados,  $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p = \sum \text{Var}(Y_i) = P$ , sendo que a variância explicada pela primeira componente principal é definida como  $\lambda_1/P$ , 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 & Gageiro (2000).

### 3. Resultados empíricos

Na estimação da volatilidade condicionada recorreu-se ao modelo EGARCH (1,1), que foi aplicado às rendibilidades logarítmicas dos vinte mercados. Segundo Brooks (2002) e Hansen & Lunde (2005), só raramente os modelos de heterocedasticidade condicionada de ordem superior descrevem melhor a volatilidade, razão pela qual optámos pelo modelo mais simples para estimar a volatilidade.

Os resultados das estimações do modelo escolhido são apresentados na tabela 1. Os parâmetros dos modelos estimados evidenciam elevado significado estatístico. É, contudo, de destacar o parâmetro relativo ao efeito assimétrico, que é capturado pelo coeficiente  $\gamma$ . Da análise das estimativas dos modelos EGARCH (1,1), conclui-se que todos os coeficientes  $\gamma$  apresentaram sinal negativo e revelaram ser estatisticamente diferentes de zero, ao nível de significância de 1%, ou seja, evidenciaram presença de efeito assimétrico. A elevada significância destes coeficientes mostra, claramente, a existência de choques assimétricos na volatilidade das rendibilidades diárias dos mercados, com os choques negativos a produzirem volatilidade mais acentuada do que os choques positivos de idêntica dimensão.

**Tabela 1. Resultados da estimação da volatilidade condicional**

	África Sul	Brasil	Chile	China	Colômbia	Coreia	Egito	Filipinas	Hungria	India
$\alpha_0$	-0,291	-0,281	-0,387	-0,248	-0,815	-0,260	-0,342	-0,494	-0,272	-0,378
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\alpha_1$	0,133	0,147	0,174	0,145	0,311	0,127	0,102	0,195	0,167	0,204
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\gamma$	-0,083	-0,068	-0,082	-0,045	-0,075	-0,100	-0,042	-0,060	-0,057	-0,074
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,977	0,979	0,971	0,983	0,931	0,980	0,966	0,959	0,982	0,973
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

	Indonésia	Malásia	México	Peru	Polónia	Rep. Checa	Rússia	Tailândia	Taiwan	Turquia
$\alpha_0$	-0,398	-0,379	-0,303	-0,171	-0,219	-0,438	-0,329	-0,893	-0,195	-0,423
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\alpha_1$	0,190	0,163	0,126	0,127	0,107	0,200	0,165	0,240	0,103	0,203
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\gamma$	-0,082	-0,054	-0,097	-0,022	-0,055	-0,067	-0,053	-0,107	-0,051	-0,075
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,967	0,972	0,975	0,990	0,983	0,966	0,974	0,913	0,986	0,964
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Para averiguar da correta especificação dos modelos, foi analisado o comportamento dos resíduos, de modo a perceber se estes apresentaram um comportamento idêntico ao de um processo ruído branco. Com esse intuito, recorreu-se aos habituais testes de *Ljung-Box* e *ARCH-LM*, cujas estatísticas são apresentadas na tabela 2.

Os resultados dos testes de *Ljung-Box*, aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), permitiram concluir que, relativamente aos índices do Chile, da Coreia, do Egipto, da Índia, de Taiwan e da Turquia, se rejeita a hipótese nula, para o nível de significância de 5%, pelo que a correlação do quadrado dos resíduos não é ruído branco. Quanto aos restantes índices, há uma forte evidência de aceitação da hipótese nula, concluindo-se que os resíduos não estão correlacionados. Estas conclusões foram confirmadas com a aplicação do teste LM (tabela 2). O teste aos coeficientes em grupo mostra que a probabilidade (*F-Statistic*) não é significativa nos casos referidos anteriormente, rejeitando-se a hipótese nula. Nesses casos, o modelo EGARCH (1,1) mostrou que os resíduos das séries estudadas não foram suficientemente branqueados. Nos restantes casos, todos os valores da estatística do teste superaram, claramente, o nível de significância de 1%, razão para se acreditar que os modelos tenham absorvido convenientemente a inércia produzida pelos efeitos ARCH e GARCH presentes nas séries. Nos casos em que os modelos não evidenciaram capacidade para absorver totalmente estes efeitos, foram experimentadas outras especificações, embora sem sucesso, pelo que se manteve a especificação inicial, por razões de parcimónia.



**Tabela 2. Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos**

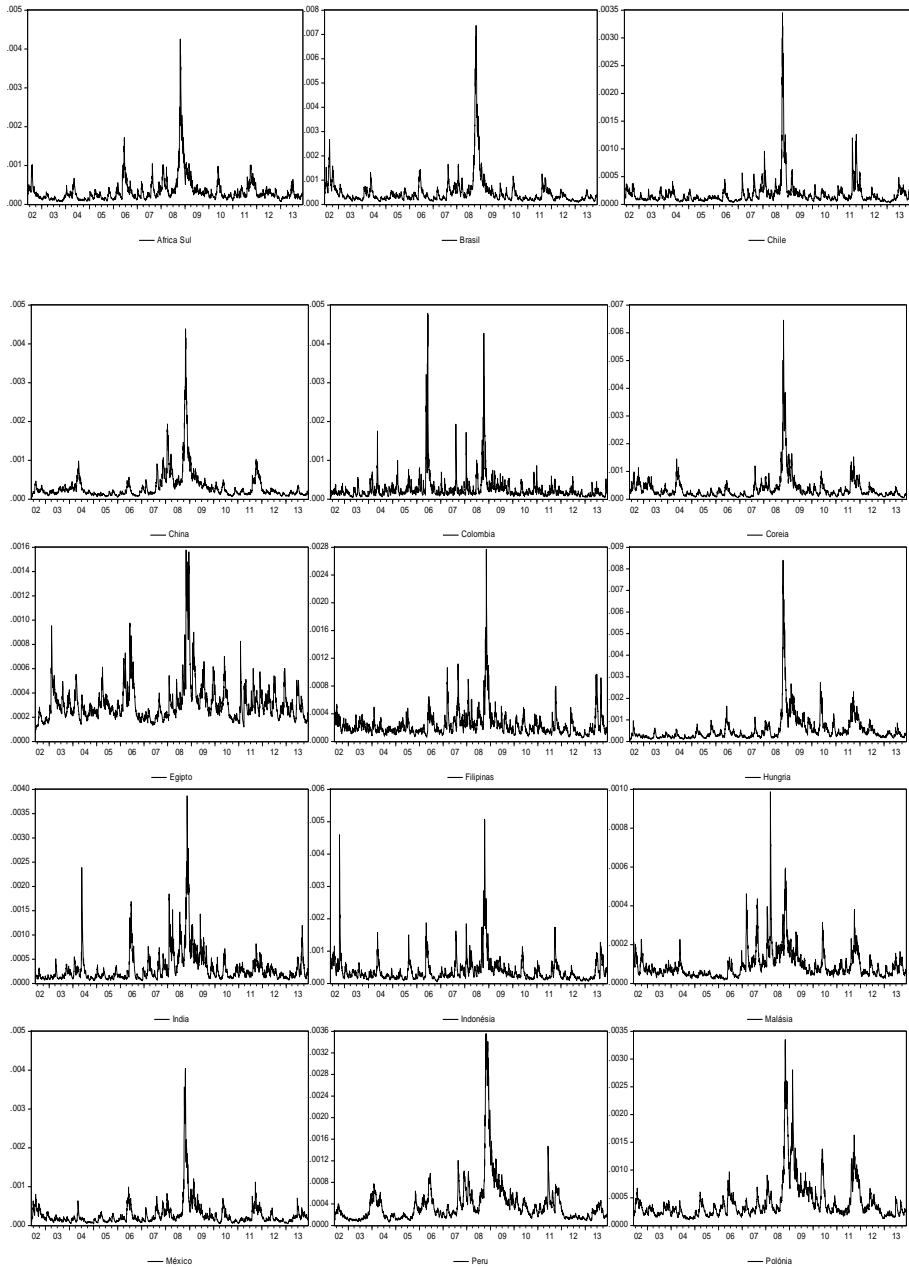
	África Sul	Brasil	Chile	China	Colômbia	Coreia	Egito	Filipinas	Hungria	Índia
LB: $Q_{(10)}^2$	57,278	14,250	26,834	16,900	3,673	24,407	30,956	5,639	5,893	22,713
	(0,838)	(0,162)	(0,003)	(0,077)	(0,961)	(0,007)	(0,001)	(0,845)	(0,824)	(0,012)
LM test: $F_{(10)}$	0,586	1,397	2,538	1,769	0,356	2,476	3,106	0,550	0,591	2,231
	(0,827)	(0,175)	(0,005)	(0,061)	(0,965)	(0,006)	(0,001)	(0,855)	(0,823)	(0,014)
	Indonésia	Malsísia	México	Peru	Polónia	Rep. Checa	Rússia	Tailândia	Taiwan	Turquia
LB: $Q_{(10)}^2$	5,182	2,634	10,577	7,941	10,050	13,200	14,392	4,277	20,314	50,140
	0,879	0,989	0,391	0,635	0,436	0,213	0,156	0,934	0,026	0,000
LM test: $F_{(10)}$	0,509	0,259	1,056	0,802	0,992	1,333	1,434	0,422	1,917	5,035
	(0,885)	(0,989)	(0,394)	(0,627)	(0,448)	(0,207)	(0,159)	(0,937)	(0,039)	(0,000)

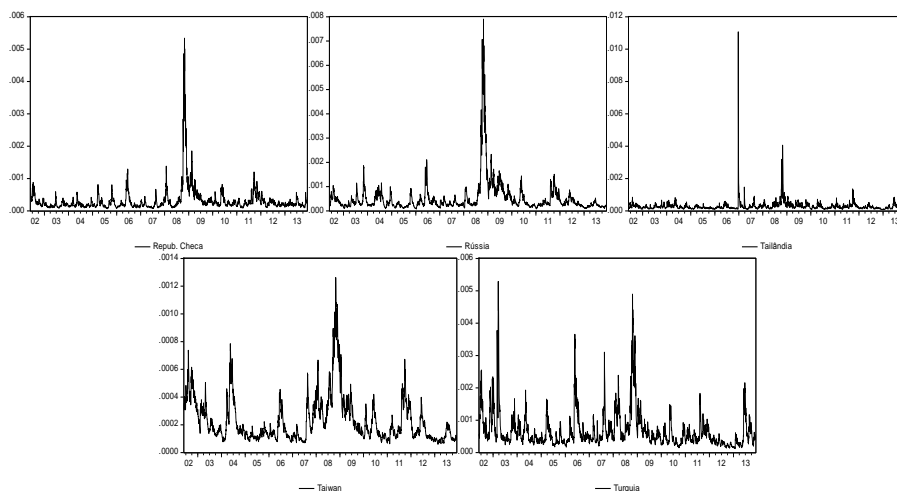
Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Na figura 1 é apresentada a representação gráfica da evolução das volatilidades condicionadas diárias, no período completo, estimadas através do modelo EGARCH (1,1). No lapso de tempo da crise financeira global, os vinte índices analisados registaram, em média, níveis de volatilidade mais elevados. Este facto não é alheio a uma série de acontecimentos propiciadores de instabilidade e perturbação do ambiente dos mercados financeiros, como foram a crise do crédito *subprime* e a crise das dívidas soberanas. Neste âmbito, evidenciou-se o mês de outubro de 2008, por reportar os mais elevados níveis de volatilidade, em consequência da situação vivida por diversas instituições financeiras norte-americanas, como o Bear Stearns, o Lehman Brothers, a Fannie Mae, a Freddie Mac e a AIG, entre outras, o que justificaria a implementação do plano Paulson, precisamente nesse mesmo mês, de modo a apoiar o resgate de instituições em situação de dificuldade financeira.

Com o objetivo de identificar a eventual ocorrência de volatilidades extremas e de comovimentos de curto prazo, entre as volatilidades condicionadas dos mercados, foi aplicado o teste de valores extremos, em cada subperíodo amostral. Na tabela 3 são apresentadas as percentagens de volatilidades anormais extremas, baixas e elevadas, relativas a cada um dos dois subperíodos amostrais, respetivamente, geradas a partir das volatilidades condicionadas diárias, estimadas pelo modelo EGARCH (1,1). A análise destes valores revela que a emergência da crise financeira global afetou significativamente a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas internacionais.

Figura 1. Evolução da volatilidade condicionada.





As percentagens de observações extremas elevadas foram de 0,74% e 4,24%, nos subperíodos prévio e posterior à emergência da crise financeira, respetivamente. No último subperíodo, todos os mercados viram aumentar significativamente as percentagens de ocorrência de volatilidades extremas elevadas. Estes resultados reforçam a ideia de que a emergência da crise financeira global contribuiu para um aumento da volatilidade, com todos os índices a registarem, neste subperíodo, a maior percentagem de observações extremas elevadas. Em geral, estas percentagens foram bastante homogéneas, sugerindo um comportamento semelhante dos mercados em termos de volatilidade.

Quanto às volatilidades extremas baixas, os índices bolsistas registaram, maioritariamente, no primeiro subperíodo uma maior prevalência, o que faz deste um subperíodo relativamente mais calmo face ao da crise financeira.

As conclusões obtidas da análise da tabela 3 permitiram compreender a ocorrência de episódios de volatilidade extrema, baixa e elevada, em cada um dos subperíodos, mas não foram suficientes para inferir a ocorrência de comovimentos entre os mercados.

**Tabela 3. Percentagem de volatilidades diárias anormais extremas em cada um dos subperíodos**

	Percentil 5%		Percentil 95%		Total de Percentis Extremos	
	Pré-CFG	CFG	Pré-CFG	CFG	Pré-CFG	CFG
Africa Sul	4,08%	0,70%	0,87%	4,15%	4,95%	4,85%
Brasil	1,51%	3,51%	1,57%	3,44%	3,08%	6,96%
Chile	2,64%	2,31%	0,13%	4,85%	2,78%	7,16%
China	3,71%	1,30%	0,17%	4,85%	3,88%	6,15%
Colômbia	2,01%	3,01%	2,21%	2,81%	4,21%	5,82%
Coreia	3,24%	1,77%	0,64%	4,38%	3,88%	6,15%

	Percentil 5%		Percentil 95%		Total de Percentis Extremos	
	Pré-CFG	CFG	Pré-CFG	CFG	Pré-CFG	CFG
Egito	3,81%	1,10%	1,47%	3,51%	5,28%	4,62%
Filipinas	1,51%	3,51%	0,74%	4,28%	2,24%	7,79%
Hungria	4,75%	0,20%	0,07%	4,95%	4,82%	5,15%
Índia	4,38%	0,87%	1,17%	3,85%	5,55%	4,72%
Indonésia	1,77%	3,11%	1,54%	3,48%	3,31%	6,59%
Malásia	4,35%	0,67%	0,54%	4,38%	4,88%	5,05%
México	2,01%	3,01%	0,80%	4,21%	2,81%	7,22%
Peru	4,28%	0,64%	0,07%	4,92%	4,35%	5,55%
Polónia	3,98%	0,84%	0,00%	5,02%	3,98%	5,85%
Republica Checa	3,85%	1,04%	0,74%	4,28%	4,58%	5,32%
Rússia	4,35%	0,67%	0,54%	4,38%	4,88%	5,05%
Tailândia	1,81%	0,67%	0,54%	4,38%	2,34%	5,05%
Taiwan	2,21%	0,67%	0,54%	4,38%	2,74%	5,05%
Turquia	0,40%	0,67%	0,54%	4,38%	0,94%	5,05%
Total	3,03%	1,51%	0,74%	4,24%	3,77%	5,76%

Com o objetivo de aprofundar a análise anterior e de verificar a possibilidade de ocorrência de comovimentos de curto prazo entre os mercados, foi construída a tabela 4, que traduz a coincidência temporal de volatilidades extremas nos diversos mercados.

A análise da tabela 4 permite concluir que, no subperíodo relativo à crise financeira global, a percentagem de sessões em que todos os mercados evidenciaram coincidência temporal de volatilidades extremas elevadas foi de 1,9%. Este valor percentual corresponde a 29 sessões de negociação. O mês de outubro de 2008 demonstrou ser o lapso de tempo mais turbulento, registando 17 sessões com coincidência plena e em dias consecutivos. Estas reações extremas simultâneas podem ser identificadas como um fenómeno de contágio financeiro, que terá afetado, transversalmente, os mercados bolsistas emergentes a nível internacional. Estes resultados contrastam com os obtidos para o primeiro subperíodo, em que só foram registadas simultaneidades em, no máximo, treze mercados.

Para analisar o eventual comovimento de longo prazo dos mercados bolsistas, nos dois subperíodos amostrais, foi aplicada a análise de componentes principais às estimativas de volatilidade, produzidas a partir de modelos EGARCH (1,1), tendo em conta a regra de retenção de fatores com valores próprios superiores a 1 e o método Varimax para a rotação dos fatores. Os resultados produzidos pela análise de componentes principais são apresentados na tabela 5.

**Tabela 4. Percentagem de sessões com volatilidades diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos dois subperíodos e no período completo**

Nº Mercados	Obs. Extremo baixa (%)			Obs. Extremo alta (%)			Total Obs. Extremos (%)		
	Pré-CFG	CFG	Completo	Pré-CFG	CFG	Completo	Pré-CFG	CFG	Completo
0	37,7%	72,2%	56,7%	80,4%	73,6%	76,7%	59,1%	72,9%	66,7%
1	25,7%	13,3%	18,9%	11,4%	8,7%	9,9%	18,6%	11,0%	14,4%
2	18,7%	5,3%	11,3%	3,5%	4,79%	4,2%	11,1%	5,1%	7,8%
3	8,9%	3,0%	5,7%	1,2%	2,2%	1,8%	5,1%	2,6%	3,7%
4	4,8%	1,9%	3,2%	0,9%	1,3%	1,1%	2,9%	1,6%	2,2%
5	3,0%	0,9%	1,8%	0,4%	0,8%	0,7%	1,7%	0,9%	1,3%
6	0,7%	0,5%	0,6%	0,5%	0,7%	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%
7	0,3%	0,8%	0,6%	0,6%	0,7%	0,7%	0,4%	0,8%	0,6%
8	0,1%	0,4%	0,2%	0,5%	0,7%	0,6%	0,3%	0,5%	0,4%
9	0,0%	0,9%	0,5%	0,1%	0,3%	0,2%	0,1%	0,6%	0,4%
10	0,0%	0,4%	0,2%	0,1%	0,7%	0,4%	0,1%	0,5%	0,3%
11	0,0%	0,2%	0,1%	0,1%	0,9%	0,5%	0,0%	0,5%	0,3%
12	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%	0,7%	0,4%	0,0%	0,4%	0,2%
13	0,0%	0,1%	0,0%	0,1%	0,4%	0,3%	0,0%	0,2%	0,2%
14	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
15	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,2%	0,0%	0,2%	0,1%
16	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
17	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,0%
18	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,4%	0,2%	0,0%	0,2%	0,1%
19	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,4%	0,2%	0,0%	0,2%	0,1%
20	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1,8%	1,0%	0,0%	0,9%	0,5%

Relativamente ao subperíodo que antecedeu a crise financeira foram selecionados quatro fatores, cujo poder explicativo acumulado é de 52.251% da variância total, que corresponde a 17.849%, 15.092%, 13.041% e 5.919%, para cada uma dos quatro fatores, respetivamente. O primeiro fator está fortemente associado aos índices da China, Coreia, Índia, Indonésia, Malásia, Tailândia e Taiwan. O segundo fator está associado a África do Sul, Hungria, Polónia, República Checa, Rússia e Turquia. O terceiro fator está associado a Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru. Por sua vez, os índices do Egito e das Filipinas tiveram cargas mais elevadas no quarto fator.

Quanto ao subperíodo relativo à crise financeira global, foram identificados dois fatores, que explicam 34,453% e 25,670% da variância, respetivamente. O primeiro fator está associado aos índices da África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Hungria, México, Peru, Polónia, República Checa, Rússia e Turquia, enquanto o segundo fator está associado aos restantes índices, em qualquer dos casos incluindo apenas mercados asiáticos. Os resultados permitem, pois, a conclusão de que a volatilidade condicionada dos mercados emergentes foi descrita por dois grupos homogêneos, caracterizados por

comportamentos muito semelhantes e por relações de equilíbrio no longo prazo. Face ao primeiro subperíodo, ocorreu uma diminuição das oportunidades de diversificação da carteira global e um aumento dos níveis do risco dos mercados, em consequência da emergência da crise financeira global.

A tabela 6 apresenta as comunalidades das volatilidades condicionadas diárias, obtidas a partir das componentes principais, para cada um dos dois subperíodos.

No primeiro subperíodo, as variabilidades das volatilidades condicionadas relativas aos índices da Colômbia, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, Peru, Rússia, Tailândia e Turquia foram explicadas, maioritariamente, por fatores específicos dos respetivos mercados. Relativamente aos restantes índices, as variabilidades das volatilidades encontraram explicação, sobretudo, em fatores comuns, ou seja, dependeram, em grande parte, de influências dos seus pares. No último subperíodo, apenas as variabilidades das volatilidades dos índices da Coreia e da Hungria foram explicadas maioritariamente por fatores idiossincráticos. Dito de outro modo, as variabilidades das volatilidades encontraram, progressivamente, ao longo do período amostral estudado, maior capacidade explicativa em fatores comuns de mercado, de 55% e 90% dos índices, no primeiro e no segundo subperíodo, respetivamente. Adicionalmente, a comparação das comunalidades, obtidas para os dois subperíodos, permite concluir que apenas no caso dos índices da Coreia e da Hungria não se verificou um aumento, o que reforça a ideia do peso dos fatores não específicos dos mercados no comportamento da volatilidade. A crise financeira global como um elemento determinante no reforço desse peso, mas igualmente no aprofundamento das ligações de longo prazo entre os mercados, designadamente através da volatilidade dos mesmos.

**Tabela 5. Cargas dos fatores da volatilidade condicionada**

Pré-CFG					CFG		
Mercados	CP 1	CP 2	CP3	CP4	Mercados	CP 1	CP2
Africa Sul		0,555			Africa Sul	0,771	
Brasil			0,789		Brasil	0,831	
Chile			0,679		Chile	0,742	
China	0,719				China		0,784
Colômbia			0,502		Colômbia	0,663	
Coreia	0,771				Egito		0,402
Egito				0,793	Filipinas		0,715
Filipinas				0,479	Hungria	0,772	
Hungria		0,815			Índia		0,558
Índia	0,512				Indonésia		0,742
Indonésia	0,621				Coreia		0,768
Malásia	0,621				Malásia		0,762
México			0,743		México	0,827	
Peru			0,530		Peru	0,722	

Pré-CFG					CFG		
Polonia		0,773			Polonia	0,801	
Republica Checa		0,713			Republica Checa	0,731	
Rússia		0,545			Rússia	0,731	
Tailândia	0,571				Tailândia		0,664
Taiwan	0,748				Taiwan		0,792
Turquia		0,495			Turquia	0,720	
Valor próprio	3,570	3,018	2,680	1,184	Valor próprio	6,891	5,134
Variância explicada	17,849	15,092	13,401	5,919	Variância explicada	34,453	25,670
Variância explicada ac.	17,849	32,941	46,342	52,261	Variância explicada ac.	34,453	60,123
Critério de KMO	0,922				Critério de KMO	0,959	
Teste de Bartlett	(0,000)				Teste de Bartlett	(0,000)	

Nota: o valor entre parêntesis indica o *p-value*.

**Tabela 6. Comunalidades das volatilidades condicionadas diárias**

	Af. Sul	Bra	Chil	Chi	Col	Cor	Eg	Fil	Hun	Ind	Indo	Mal	Mex	Peru	Pol	R_C	Rus	Tail	Tai	Tur
Pré-CFG	0,55	0,67	0,58	0,60	0,38	0,64	0,63	0,45	0,70	0,38	0,43	0,45	0,62	0,40	0,67	0,57	0,41	0,37	0,59	0,36
CFG	0,72	0,73	0,59	0,71	0,53	0,18	0,53	0,65	0,49	0,61	0,65	0,63	0,71	0,54	0,71	0,62	0,65	0,53	0,65	0,60

Para avaliar a adequabilidade dos dados, recorreu-se ao critério de KMO e ao teste de Esfericidade de Bartlett, apresentados nas duas últimas linhas da tabela 5, e, por fim, foi estimada a matriz anti-imagem, mostrada na tabela 7, em anexo. O teste de esfericidade de Bartlett confirma que a análise se revela adequada, rejeitando-se a hipótese nula e concluindo-se que as volatilidades condicionadas dos mercados estão correlacionadas e têm elevado significado estatístico. A adequabilidade dos dados foi também confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem. Em ambos os subperíodos, os elementos da diagonal principal tiveram valores superiores ao nível aceitável de 50%, estando os valores compreendidos entre 0.89 e 0.97, e entre 0.79 e 0.97, nos subperíodos Pré-crise e Pós-crise, respetivamente. Por outro lado, em cada um dos subperíodos, os valores não posicionados na diagonal principal são baixos, confirmando, desse modo, a referida adequabilidade da análise desenvolvida.

#### 4. Considerações Finais

Os resultados obtidos na presente investigação destacam o papel da crise financeira global no comportamento da volatilidade condicionada diária dos mercados emergentes. Após a sua emergência, os vinte mercados bolsistas estudados passaram a descrever percursos de volatilidade muito semelhantes no curto prazo, em especial em fases de elevada turbulência. Exemplo paradigmático desta situação foi o mês de

outubro de 2008, com os mercados a desencadear reações extremas simultâneas, através das respectivas volatilidades condicionadas, expressando uma situação de contágio financeiro internacional, com implicações ao nível do aumento do risco de mercado, mas sobretudo na redução dos benefícios associados a uma possível estratégia de diversificação internacional do investimento.

A análise de componentes principais revelou a existência de quatro fatores antes da crise e de dois após a crise financeira. Se, relativamente ao primeiro subperíodo, a formação de fatores não permitiu identificar conjuntos homogêneos de países, em função do critério de localização geográfica, no segundo subperíodo foi possível concluir pela existência de um grupo formado pelos mercados asiáticos e de outro composto pelos restantes mercados.

Os resultados permitem, igualmente, concluir que a emergência da crise financeira contribuiu para o reforço das relações de equilíbrio de longo prazo, estabelecidas entre os mercados bolsistas e que o comportamento da volatilidade condicionada diária destes mercados foi encontrando, progressivamente, ao longo do período amostral estudado, uma maior capacidade de explicação em fatores comuns de mercado, face a fatores de ordem idiossincrática, o que reforça a ideia de que os mercados passaram a descrever percursos mais próximos entre si, fruto do fenómeno da globalização financeira, não deixando à margem deste fenómeno os mercados bolsistas emergentes.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Angabini, A. & Wasiuzzaman, S. (2011). GARCH Models and the Financial Crisis – A Study of the Malaysian Stock Market. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(3), 226-236.
- Bae, K., Karolyi, G. & Stulz, R. (2003). A New Approach to Measuring Financial Contagion. *The Review of Financial Studies*, 16, 717-763.
- 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](http://www.nbs.rs/export/sites/default/internet/latinica/90/90_9/Michael_Ehrmann_wp.pdf)>. Consultado em 2015.
- Bollerslev, T., Chou, R. & Kroner, K. (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Brooks, C. (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Chaudhuri, K. & Klaassen, F. (2001). *Have East Asian Stock Markets Calmed Down? Evidence From a Regime-Switching Model*. Department of Economics Working Paper, University of Amsterdam.
- Chong, C. (2011). Effect of Subprime Crisis on U.S. Stock Market Return and Volatility. *Global Economy and Finance Journal*, 4(1), 102-111.



- Christiansen, C. (2003). *Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets*. Working paper, Aarhus School of Business.
- 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.
- Constantinou, E., Kazandjian, A., Kouretas, G. & Tahmazian, V. (2008). Cointegration, causality and domestic portfolio diversification in the Cyprus stock exchange. *Journal of Money, Investment and Banking*, 4, 26-41.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of u.k. inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Eun, C. & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Hansen, P. & Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1). *Journal of Applied Econometrics*, 20, 873-898.
- Horta, P., Mendes, C. & Vieira, I. (2008). *Contagion effects of the US Subprime Crisis on Developed Countries*. CEFAE-UE Working Paper 2008/08.
- 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.
- Kyle, A. (1985). Continuous Auction and Insider Trading. *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- Lin, C. (1996). *In Stochastic Mean and Stochastic Volatility*. Blackwell Publishers.
- 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.
- Lin, J. & Treichel, V. (2012). *The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause*, World Bank. WPS5937.  
Disponível em: <[http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDS/IB/2012/01/09/000158349\\_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDS/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf)>. Consultado em 2015.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Meric, I. & Meric, G. (1989). Potential gains from International Portfolio diversification and intertemporal stability and seasonality in international stock market relationships. *Journal of Banking and Finance*, 13, 627-40.
- Merton, R. (1980). On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Modi, A. e Patel, B. (2010). The Study on Co-Movement of Selected Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, 171-183.
- Morana, C. & Beltratti, M. (2006). *Comovements in International Stock Markets*. Working Paper, International Centre for Economic Research.
- 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. (2000). Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Patev, P. & Kanaryan, N. (2003). *Stock Market Volatility Changes in Central Europe Caused by Asian and Russian Financial Crises-Stock Market Volatility Changes in Central Europe*. Tsenov Academy of Economics Department of Finance and Credit, Working Paper, N.º 03-01.
- Pestana, M. & Gageiro, J. (2000). *Análise de Dados para Ciências Sociais: A complementaridade do SPSS*. 2ª edição. Edições Sílabo: Lisboa.
- Premaratne, G. e Balasubramanyan, L. (2003). Stock market volatility: Examining North America, Europe and Asia. National University of Singapore, Economics Working Paper. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=375380](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=375380)>. Consultado em 2014.
- Raja, M. & Selvam, M. (2011). Measuring the time varying volatility of futures and options. *International Journal of Applied Economics and Finance*, 5, 18-29.
- Ramlall, I. (2010). Has the US Subprime Crisis Accentuated Volatility Clustering and Leverage Effects in Major International Stock Markets?. *International Research Journal of Finance and Economics*. Issue 39.

- Ross, S. (1989). Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale to Timing and Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance*, 44, 1-17.
- Schwert, W. (1998). *Stock Market Volatility: Ten Years After The Crash*, NBER Working Paper N.º 6381.
- Toussaint, E. (2008). The US Subprime Crisis Goes Global. In *Counterpunch, Weekend Edition, January 12/13*.

Anexo

Tabela 7. Matrizes anti-imagem das volatilidades condicionadas diárias

		AF_Sul	Bra	Chil	Chi	Col	Cor	Eg	Fil	Hun	Ind	Indo	Mal	Mex	Peru	Pol	R_C	Rus	Tail	Tai	Tur
PreCFG	AF_Sul	<b>0,95</b>	-0,06	-0,06	-0,03	-0,09	0,00	0,04	-0,01	-0,19	-0,05	-0,03	-0,07	-0,07	-0,19	-0,10	-0,07	-0,10	-0,04	-0,04	-0,06
	Bra	-0,06	<b>0,89</b>	-0,26	0,00	-0,05	-0,02	0,01	-0,02	0,05	-0,02	0,00	0,05	-0,34	-0,15	-0,05	0,01	-0,05	-0,01	-0,01	-0,07
	Chil	-0,06	-0,26	<b>0,93</b>	-0,03	-0,07	-0,02	0,07	0,05	-0,02	0,05	-0,05	-0,02	-0,19	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06
	Chi	-0,03	0,00	-0,03	<b>0,93</b>	0,01	-0,21	0,01	0,04	0,01	-0,17	-0,14	-0,16	-0,05	0,01	-0,11	0,02	-0,02	-0,08	-0,16	-0,03
	Col	-0,09	-0,05	-0,07	0,01	<b>0,95</b>	0,04	-0,04	-0,03	0,03	-0,06	-0,03	0,00	-0,08	-0,07	0,00	-0,07	-0,09	0,02	-0,01	-0,03
	Cor	0,00	-0,02	-0,02	-0,21	0,04	<b>0,89</b>	-0,03	-0,09	-0,02	-0,05	-0,06	-0,09	-0,06	0,00	0,01	-0,03	0,02	-0,10	-0,42	-0,03
	Eg	0,04	0,01	0,07	0,01	-0,04	-0,03	<b>0,79</b>	-0,10	-0,04	-0,05	-0,01	-0,03	-0,01	0,00	0,03	-0,02	-0,05	-0,02	0,02	-0,04
	Fil	-0,01	-0,02	0,05	0,04	-0,03	-0,09	-0,10	<b>0,90</b>	0,00	-0,07	-0,10	-0,18	0,05	-0,08	-0,02	0,02	0,01	-0,04	-0,07	-0,03
	Hun	-0,19	0,05	-0,02	0,01	0,03	-0,02	-0,04	0,00	<b>0,89</b>	-0,01	-0,05	-0,01	0,00	-0,03	-0,36	-0,24	-0,06	0,02	0,04	-0,06
	Ind	-0,05	-0,02	0,05	-0,17	-0,06	-0,05	-0,05	-0,07	-0,01	<b>0,95</b>	-0,13	-0,05	0,00	-0,04	0,00	-0,01	-0,06	0,00	-0,05	-0,04
	Indo	-0,03	0,00	-0,05	-0,14	-0,03	-0,06	-0,01	-0,10	-0,05	-0,13	<b>0,94</b>	-0,11	0,03	0,06	0,02	-0,04	-0,01	-0,12	-0,06	0,01
	Mal	-0,07	0,05	-0,02	-0,16	0,00	-0,09	-0,03	-0,18	-0,01	-0,05	-0,11	<b>0,93</b>	0,01	-0,06	0,03	0,02	-0,03	-0,11	-0,03	0,00
	Mex	-0,07	-0,34	-0,19	-0,05	-0,08	-0,06	-0,01	0,05	0,00	0,00	0,03	0,01	<b>0,91</b>	-0,05	-0,04	-0,04	-0,06	-0,02	0,04	-0,03
	Peru	-0,19	-0,15	-0,02	0,01	-0,07	0,00	0,00	-0,08	-0,03	-0,04	0,06	-0,06	-0,05	<b>0,93</b>	0,03	-0,06	-0,01	-0,01	0,01	-0,03
	Pol	-0,10	-0,05	-0,03	-0,11	0,00	0,01	0,03	-0,02	-0,36	0,00	0,02	0,03	-0,04	0,03	<b>0,91</b>	-0,15	-0,11	-0,03	-0,01	-0,15
	R_C	-0,07	0,01	-0,03	0,02	-0,07	-0,03	-0,02	0,02	-0,24	-0,01	-0,04	0,02	-0,04	-0,06	-0,15	<b>0,94</b>	-0,13	-0,05	-0,01	-0,06
	Rus	-0,10	-0,05	-0,03	-0,02	-0,09	0,02	-0,05	0,01	-0,06	-0,06	-0,01	-0,03	-0,06	-0,01	-0,11	-0,13	<b>0,96</b>	0,00	0,01	-0,03
	Tail	-0,04	-0,01	-0,04	-0,08	0,02	-0,10	-0,02	-0,04	0,02	0,00	-0,12	-0,11	-0,02	-0,01	-0,03	-0,05	0,00	<b>0,96</b>	-0,06	-0,02
	Tai	-0,04	-0,01	-0,05	-0,16	-0,01	-0,42	0,02	-0,07	0,04	-0,05	-0,06	-0,03	0,04	0,01	-0,01	-0,01	0,01	-0,06	<b>0,89</b>	-0,01
	Tur	-0,06	-0,07	-0,06	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,03	-0,06	-0,04	0,01	0,00	-0,03	-0,03	-0,15	-0,06	-0,03	-0,02	-0,01	<b>0,97</b>
	CFG	AF_Sul	<b>0,95</b>	-0,06	-0,06	-0,03	-0,09	0,00	0,04	-0,01	-0,19	-0,05	-0,03	-0,07	-0,07	-0,19	-0,10	-0,07	-0,10	-0,04	-0,04
Bra		-0,06	<b>0,89</b>	-0,26	0,00	-0,05	-0,02	0,01	-0,02	0,05	-0,02	0,00	0,05	-0,34	-0,15	-0,05	0,01	-0,05	-0,01	-0,01	-0,07
Chil		-0,06	-0,26	<b>0,93</b>	-0,03	-0,07	-0,02	0,07	0,05	-0,02	0,05	-0,05	-0,02	-0,19	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06
Chi		-0,03	0,00	-0,03	<b>0,93</b>	0,01	-0,21	0,01	0,04	0,01	-0,17	-0,14	-0,16	-0,05	0,01	-0,11	0,02	-0,02	-0,08	-0,16	-0,03
Col		-0,09	-0,05	-0,07	0,01	<b>0,95</b>	0,04	-0,04	-0,03	0,03	-0,06	-0,03	0,00	-0,08	-0,07	0,00	-0,07	-0,09	0,02	-0,01	-0,03
Cor		0,00	-0,02	-0,02	-0,21	0,04	<b>0,89</b>	-0,03	-0,09	-0,02	-0,05	-0,06	-0,09	-0,06	0,00	0,01	-0,03	0,02	-0,10	-0,42	-0,03
Eg		0,04	0,01	0,07	0,01	-0,04	-0,03	<b>0,79</b>	-0,10	-0,04	-0,05	-0,01	-0,03	-0,01	0,00	0,03	-0,02	-0,05	-0,02	0,02	-0,04
Fil		-0,01	-0,02	0,05	0,04	-0,03	-0,09	-0,10	<b>0,90</b>	0,00	-0,07	-0,10	-0,18	0,05	-0,08	-0,02	0,02	0,01	-0,04	-0,07	-0,03
Hun		-0,19	0,05	-0,02	0,01	0,03	-0,02	-0,04	0,00	<b>0,89</b>	-0,01	-0,05	-0,01	0,00	-0,03	-0,36	-0,24	-0,06	0,02	0,04	-0,06
Ind		-0,05	-0,02	0,05	-0,17	-0,06	-0,05	-0,05	-0,07	-0,01	<b>0,95</b>	-0,13	-0,05	0,00	-0,04	0,00	-0,01	-0,06	0,00	-0,05	-0,04
Indo		-0,03	0,00	-0,05	-0,14	-0,03	-0,06	-0,01	-0,10	-0,05	-0,13	<b>0,94</b>	-0,11	0,03	0,06	0,02	-0,04	-0,01	-0,12	-0,06	0,01

	Ar-Sul	Bra	Chil	Chi	Col	Cor	Eg	Fil	Hun	Ind	Indo	Mal	Mex	Peru	Pol	R_C	Rus	Tail	Tai	Tur
Mal	-0,07	0,05	-0,02	-0,16	0,00	-0,09	-0,03	-0,18	-0,01	-0,05	-0,11	<b>0,93</b>	0,01	-0,06	0,03	0,02	-0,03	-0,11	-0,03	0,00
Mex	-0,07	-0,34	-0,19	-0,05	-0,08	-0,06	-0,01	0,05	0,00	0,00	0,03	0,01	<b>0,91</b>	-0,05	-0,04	-0,04	-0,06	-0,02	0,04	-0,03
Peru	-0,19	-0,15	-0,02	0,01	-0,07	0,00	0,00	-0,08	-0,03	-0,04	0,06	-0,06	-0,05	<b>0,93</b>	0,03	-0,06	-0,01	-0,01	0,01	-0,03
Pol	-0,10	-0,05	-0,03	-0,11	0,00	0,01	0,03	-0,02	-0,36	0,00	0,02	0,03	-0,04	0,03	<b>0,91</b>	-0,15	-0,11	-0,03	-0,01	-0,15
R_C	-0,07	0,01	-0,03	0,02	-0,07	-0,03	-0,02	0,02	-0,24	-0,01	-0,04	0,02	-0,04	-0,06	-0,15	<b>0,94</b>	-0,13	-0,05	-0,01	-0,06
Rus	-0,10	-0,05	-0,03	-0,02	-0,09	0,02	-0,05	0,01	-0,06	-0,06	-0,01	-0,03	-0,06	-0,01	-0,11	-0,13	<b>0,96</b>	0,00	0,01	-0,03
Tail	-0,04	-0,01	-0,04	-0,08	0,02	-0,10	-0,02	-0,04	0,02	0,00	-0,12	-0,11	-0,02	-0,01	-0,03	-0,05	0,00	<b>0,96</b>	-0,06	-0,02
Tai	-0,04	-0,01	-0,05	-0,16	-0,01	-0,42	0,02	-0,07	0,04	-0,05	-0,06	-0,03	0,04	0,01	-0,01	-0,01	0,01	-0,06	<b>0,89</b>	-0,01
Tur	-0,06	-0,07	-0,06	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,03	-0,06	-0,04	0,01	0,00	-0,03	-0,03	-0,15	-0,06	-0,03	-0,02	-0,01	<b>0,97</b>

Recebido: 5 de março de 2016.

Aceite: 20 de abril de 2016.