



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ne@face.ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais

Brasil

de Sousa Gabriel, Vítor Manuel; Ramos Pires Manso, José  
Ligações e transmissão de volatilidade intradiária entre mercados bolsistas europeus no  
âmbito da crise financeira global  
Nova Economia, vol. 25, núm. 2, mayo-agosto, 2015, pp. 291-309  
Universidade Federal de Minas Gerais  
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400444013003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Ligações e transmissão de volatilidade intradiária entre mercados bolsistas europeus no âmbito da crise financeira global

Vítor Manuel de Sousa Gabriel\*

José Ramos Pires Manso\*\*

## Palavras-chave

Crise financeira global, mercados bolsistas europeus, transmissão de volatilidade intradiária, vetor autorregressivo.

## Classificação JEL

C32, C58, G15.

## Keywords

*Global financial crisis, European stock markets, intraday volatility transmission, vector autoregressive.*

## JEL Classification

C32, C58, G15.

## Resumo

Neste estudo, são analisadas as ligações de curto prazo e os mecanismos de transmissão de volatilidade intradiária entre sete mercados europeus, concretamente dos mercados da Alemanha (DAX), da Espanha (IBEX 35), da França (CAC 40), da Grécia (ATG), da Irlanda (ISEQ), de Portugal (PSI 20) e do Reino Unido (FTSE 100), no período compreendido entre 24/1/2000 e 30/6/2011. A análise recorre a um vetor autorregressivo, ao conceito de causalidade de Granger e a funções de impulso-resposta, com o objetivo de perceber se a recente crise financeira global provocou alterações ao nível das ligações de curto prazo e dos mecanismos de transmissão de volatilidade intradiária.

## Abstract

*This study analyzes the short-term connections and the transmission of intraday volatility across seven European markets, particularly Germany (DAX), Spain (IBEX 35), France (CAC 40), Greece (ATG), Ireland (ISEQ), Portugal (PSI 20) and the UK (FTSE 100), from 24/01/2000 to 30/06/2011. This study uses a vector autoregressive model, the concept of Granger causality and impulse response functions, in order to understand whether the global financial crisis changes the short-term connections and the intraday volatility transmission process.*

\*UDI – Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior.

\*\*NECE – Núcleo de Estudos em Ciências Empresariais.

## 1\_Introdução

Ao longo das últimas décadas, o mundo assistiu a diversas crises financeiras, com origem em determinadas regiões e países, que se estenderam geograficamente. De acordo com diversos autores, entre os quais Claessens *et al.* (2010), Bekkert *et al.* (2011) e Lin e Treichel (2012), a atual crise financeira é a primeira verdadeiramente global e a mais severa crise desde a Grande Depressão. Embora tivesse origem nos EUA, designadamente com a crise do crédito *subprime*, acabaria por se transmitir a outros setores econômicos, bem como a outras economias, quer desenvolvidas, quer emergentes. Também viria a afetar as bolsas mundiais, com muitos desses mercados a viverem crashes mais acentuados do que os próprios EUA.

A interligação entre diferentes mercados tem sido, desde há muito tempo, um tópico de estudo de acadêmicos. À medida que os mercados internacionais se tornam mais integrados, a informação gerada num mercado pode afetar outros mercados. Diversos estudos têm sido desenvolvidos acerca do comovimento de longo prazo, das ligações dinâmicas das rendibilidades e das transmissões de volatilidade entre os mercados financeiros internacionais.

Os estudos pioneiros acerca da transmissão internacional de choques nas rendibilidades inspiraram-se no trabalho de Eun e Shim (1989), que analisou os mecanismos de transmissão internacional de movimentos entre nove mercados bolsistas, através de um sistema autorregressivo, para concluir pela existência de fortes interdependências entre os mercados, com o mercado dos EUA a revelar-se o mais influente. Yang *et al.* (2003) recorreram a uma análise de correlação contemporânea e a um vetor autorregressivo, com base no qual foram estimadas funções de impulso-resposta, para concluírem que as ligações entre os mercados europeus se tornaram mais fortes com a União Econômica e Monetária. A ocorrência de efeitos do tipo *lead-lag* entre

mercados, como os identificados nesses estudos, pode ser encarada como uma quebra da hipótese do mercado eficiente, de acordo com a qual os preços dos ativos não são previsíveis, comportando-se como um passeio aleatório (Fama, 1970).

No início da década de 1990, alguns acadêmicos começaram a dar importância à modelização de interações entre mercados bolsistas. Hamao *et al.* (1990) estudaram os mercados dos EUA, do Reino Unido e do Japão, entre 1985 e 1988, recorrendo a um modelo GARCH, para concluir pela ocorrência de contágio de volatilidade dos EUA para o Japão e do Reino Unido para o Japão, enquanto do Japão para os outros dois mercados o efeito de contágio se revelou débil. Booth *et al.* (1997) recorreram a um modelo de heterocedasticidade multivariado para estudar a transmissão de volatilidade entre os mercados bolsistas da Dinamarca, da Noruega, da Suécia e da Finlândia, entre 1988 e 1994, tendo sido identificadas algumas situações de efeito de contágio, com significância estatística, embora em reduzido número. Caporale *et al.* (2006), ao analisarem a transmissão de volatilidade entre alguns mercados europeus, do Japão e dos EUA, no período compreendido entre 1986 e 2000, recorrendo a um modelo GARCH-BEKK, identificaram a existência de efeitos de contágio de volatilidade. A ligação de causalidade entre os mercados, porém, foi de tipo unidirecional e teve origem nos mercados que viveram crises financeiras.

Diferentes metodologias têm sido consideradas na análise da transmissão de volatilidade. A primeira categoria envolve o recurso a modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicional, inspirados no trabalho pioneiro de Bollerslev (1986). A segunda categoria é a dos chamados “modelos de mudança de regime”. A última categoria é a dos modelos estocásticos, introduzidos por Taylor (1982).

Dos múltiplos estudos desenvolvidos acerca da temática da volatilidade, a maioria considera informação diária. Segundo alguns autores, porém, como Andersen e Bollerslev (1998), Alizadeh; Brandt; Diebold (1999), Beltratti e Morana (1999), Gallant; Hsu e Tauchen (1999) e Poon e Granger (2003), a consideração do valor de fecho dos ativos ou dos mercados ignora informação relevante sobre a trajetória dos preços.

Neste trabalho, recorremos à estimativa de Rogers; Satchell e Yoon (1994), que pressupõe a utilização de informação intradiária, nomeadamente os valores referentes à abertura, ao mínimo, ao máximo e ao fecho, para gerar as séries de volatilidade intradiária de sete índices europeus, mas também a um vetor autorregressivo (VAR), que serve de base à aplicação de testes de causalidade e de funções de impulso-resposta, com o objetivo de analisar as ligações de curto prazo e os mecanismos de transmissão de informação entre os mercados estudados.

O presente estudo segue a seguinte estrutura: a parte 2 apresenta a informação acerca dos dados e da metodologia escolhida; a parte 3 apresenta os resultados empíricos, ao passo que a parte 4 expõe, de forma resumida, as principais conclusões.

## 2\_Dados e metodologia

### 2.1\_Dados

No sentido de analisar a ligação e a transmissão de volatilidade intradiária nos mercados europeus, foram selecionados índices representativos dos mercados da Alemanha (DAX 30), da França (CAC 40), do Reino Unido (FTSE 100), da Espanha (IBEX 35), da Irlanda (ISEQ Overall), da Grécia (ATG) e de Portugal (PSI 20).

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos na Econostats ([www.econostats.com](http://www.econostats.com)) e cobrem o período compreendido entre 24 de janeiro de 2000 e 30 de junho de 2011, tendo sido subdividido em três subperíodos. Para analisar a crise Dot-Com, foi considerado o subperíodo de 24/1/2000 a 31/3/2003. Relativamente ao mais recente episódio de crise, que teve origem nos EUA, no setor do crédito *subprime*, e que viria a ter um novo epílogo com a crise das dívidas soberanas, considerou-se o dia 1º/8/2007 como data de início, seguindo a indicação de Horta *et al.* (2008), Toussaint (2008) e Naoui *et al.* (2010), baseada na subida acentuada dos *Credit Default Swaps*. Para além dos subperíodos correspondentes a dois episódios de crise, foi ainda considerado um terceiro subperíodo, designado por Tranquilo, relativo ao lapso temporal de 1º/4/2003 a 31/7/2007, e que correspondeu a uma subida generalizada dos valores dos índices das bolsas internacionais.

### 2.2\_Metodologia

A metodologia selecionada no presente trabalho comprehende as seguintes abordagens:

- Estimação de volatilidade intradiária através da proposta sugerida por Rogers; Satchell e Yoon (1994);
- Testes para a estacionariedade das séries;
- Correlações contemporâneas entre as volatilidades dos vários mercados;
- Significância estatística das correlações;
- Rácios de verossimilhança;
- Teste em duas amostras à igualdade de correlações;
- Estimação do VAR;
- Causalidade de Granger/Block exogeneity test;
- Funções de impulso-resposta

### Estimativa de volatilidade intradiária

Para estimar as séries de volatilidade intradiária, recorremos à metodologia de Rogers; Satchell e Yoon (1994), que incorpora um termo *drift* no processo estocástico e considera os preços de abertura ( $O_t$ ), de encerramento ( $C_t$ ), de máximo ( $H_t$ ) e de mínimo ( $L_t$ ), e que se traduz na seguinte expressão:

$$\sigma_{r,t}^2 = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \ln \frac{H_t}{C_t} \right) \left( \ln \frac{H_t}{O_t} \right) + \left( \ln \frac{L_t}{C_t} \right) \left( \ln \frac{L_t}{O_t} \right)} \quad (1)$$

### Teste para a estacionariedade das séries

O teste mais utilizado para apreciar a estacionariedade de uma série tem sido o sugerido por Dickey e Fuller (1979), que envolve o teste à integração das séries.

O teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) pressupõe a consideração de expressões do tipo

$$\Delta Y_t = \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (4)$$

Em que  $Y$  se refere à série estudada. As expressões anteriores são correções paramétricas, que consistem na adição de termos de diferenças defasadas, na equação de regressão, para corrigir a correlação em série de ordem superior.

No teste anterior, a formulação de hipóteses é expressa do seguinte modo:

$$H_0: \lambda = \beta = 0 \quad (\text{a série } Y \text{ possui raiz unitária ou a série é não estacionária})$$

$$H_a: \lambda < 0 \text{ e } \beta < 0 \quad (\text{a série } Y \text{ não possui raiz unitária ou a série é estacionária})$$

### Análise de correlações

A correlação da volatilidade intradiária de cada par de índices é proporcionada pela já conhecida expressão

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (5)$$

Para testar se o coeficiente de correlação é significativamente diferente de zero, recorre-se à estatística  $t = \frac{r \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$ , que segue a distribuição t, com  $n-2$  graus de liberdade, e em que  $r$  é o coeficiente de correlação, e  $n$  o número de observações.

Para testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, aplica-se o teste do rácio de verossimilhança (Pindick; Rotemberg, 1990). A hipótese nula desse teste pressupõe que, globalmente, não existe correlação entre os vários mercados da amostra. A estatística do teste é dada por  $t = -N \cdot \log|R|$  e segue uma distribuição Qui-Quadrado, como,  $0,5(p-1)$  graus de liberdade, em que  $|R|$  é o determinante da matriz de coeficientes de correlação,  $N$  é o número de observações na amostra comum e  $p$  é o número de séries analisadas no teste.

No sentido de se perceber se o aumento generalizado das correlações tem significância estatística, foi aplicado o teste em duas amostras, também designado de “teste t de heterocedasticidade”, e que resulta da proposta de Forbes e Rigobon (2002). Esse teste corresponde à hipótese nula de que a correlação no subperíodo Crise Financeira Global é superior ou igual à correlação nos dois subperíodos anteriores, contra a hipótese alternativa de que a correlação é superior durante os dois subperíodos precedentes.

$$H_0: r_{i,j}^1 \geq r_{i,j}^0 \quad (6)$$

$$H_1 = r_{i,j}^1 < r_{i,j}^0 \quad (7)$$

Em que  $r_{i,j}^1$  é o coeficiente de correlação entre o mercado i e o mercado j, no período t.

Na comparação entre o subperíodo Crise Financeira Global e os dois anteriores, estes últimos são designados por “0”, e o subperíodo Crise Financeira Global é designado por “1”.

A aplicação do teste recorre à transformação de Fisher dos coeficientes de correlação, de tal forma que esses apresentam uma distribuição aproximadamente normal, em termos assintóticos, com média,  $\mu_t$ , e variância,  $\sigma_t^2$ , definidas da seguinte forma:

$$\mu_t = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r_{i,j}^t}{1-r_{i,j}^t} \right) \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n_t - 3} \quad (9)$$

A estatística do teste é calculada a partir de

$$U = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_0}{\sqrt{(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)^{-1}}} \quad (10)$$

Onde  $\mu_t$  e  $\sigma_t^2$  são a média e a variância amostrais, calculadas através da transformação de Fisher. A estatística do teste segue uma distribuição normal, com média 0 e variância 1.

#### Vetor autorregressivo

Para se compreender o comportamento da volatilidade intradiária, é importante analisar as dinâmicas dos mercados, a transmissão e os mecanismos de propagação que guiam tais mercados. Para o efeito, é necessário um modelo que mostre claramente como a volatilidade é transmitida de um mercado a outro e que permita analisar a simultaneidade das interações entre os mercados. O Vetor Autorregres-

sivo (VAR), desenvolvido por Sims (1980), é um dos modelos mais apropriados, permitindo estimar um sistema de equações dinâmicas simultâneas, sem estabelecer restrições prévias na estrutura das relações entre as variáveis.

O presente estudo expressa o modelo VAR do seguinte modo:

$$Y_t = C + \sum_{s=1}^m A_s Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Em que  $Y_t$  é um vetor coluna, de tamanho  $7 \times 1$ , das volatilidades intradiárias dos sete mercados considerados,  $C$  é um vetor coluna,  $7 \times 1$ , da componente determinística,  $A_s$  são matriz dos coeficientes estimados, de tamanho  $7 \times 7$ , m é a ordem de defasagem, e  $\varepsilon_t$  é o vetor ( $7 \times 1$ ) dos termos dos resíduos, designado na terminologia do VAR por inovações ou choques.

Previamente à estimativa do modelo VAR, foram aplicados os testes para a estacionariedade, uma vez que o modelo empírico, baseado no vetor autorregressivo, pressupõe a estacionariedade das variáveis (Brooks, 2002).

#### Testes de causalidade

Com o objetivo de estudar as ligações de curto prazo entre os mercados selecionados e a direção de influência entre esses, recorremos ao conceito de causalidade de Granger, introduzido por Granger (1969), e mais tarde popularizado por Sims (1972), e que assenta no pressuposto de que  $X_t$  causa  $Y_t$  se a predição da variável  $Y_t$  for melhorada com a informação defasada de  $X_t$ , isto é, se a predição de  $Y_t$  for mais precisa quando usada a informação defasada conjunta de  $X_t$  e  $Y_t$ , do que considerando apenas a informação de  $Y_t$ . O teste de causalidade de Granger será obtido a partir do modelo VAR, com o objetivo de saber se as defasagens da variável excluída afetam a variável endógena. Esse teste é designado por VAR Granger Causality / Block Exogeneity Wald Tests,

pressupondo a hipótese nula de que as variáveis endógenas defasadas não causam no sentido de Granger a variável dependente. Importa, contudo, realçar que o resultado desse teste apresenta elevada sensibilidade à ordem de defasagem considerada no modelo (Gujarati, 2003).

#### Funções de impulso-resposta

Para estudar as ligações de curto prazo entre os índices dos mercados, são ainda consideradas as funções impulso-resposta. Ao analisarem todas as variáveis introduzidas no sistema, tais funções proporcionam uma análise dinâmica, gerada com base nas estimativas do modelo VAR, permitindo analisar as relações de causalidade verificadas, mesmo quando não sejam detectadas previamente relações de causalidade de Granger entre as variáveis (Lutkepohl, 1999).

A função impulso-resposta mostra o modo como determinada variável responde, com o passar do tempo, a um aumento surpresa nessa variável ou noutra variável incluída no modelo VAR, ou seja, uma inovação numa variável desencadeia uma reação em cadeia, ao longo do tempo, nas restantes variáveis do VAR. A função impulso-resposta permite calcular essas reações em cadeia.

Como referem Lutkepohl e Saikkonen (1997) e Aziakpono (2006), se um processo é ruído branco, então o VAR estimado pode ser convertido numa representação de média móvel, cujos coeficientes são impulsos-respostas dos erros de previsão. A média móvel assume a seguinte forma:

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^k B_s \varepsilon_{t-s} \quad (12)$$

Onde  $Y_t$  traduz a combinação linear do estado atual e do estado passado dos estímulos dos erros de previsão. No contexto desta abordagem, o coeficiente  $B_s$  pode ser interpretado como a resposta de um índice à inovação de um desvio-padrão, ocorrida há  $s$  períodos, em qualquer dos índices sob estudo.

No presente trabalho, optamos por recorrer a funções impulso-resposta generalizadas, introduzidas por Koop; Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998), e por escolher o procedimento de simulação de Monte Carlo, com repetição de 1.000 vezes. Esta análise diferencia-se da tradicional análise impulso-resposta ortogonalizada, por não depender da ordenação das variáveis no modelo VAR. A abordagem tradicional, como, por exemplo, a baseada na factorização de Cholesky, para a ortogonalização das inovações do VAR, conduz a diferentes resultados, em função da ordenação de variáveis.

### 3 Resultados empíricos

Na Tabela 1, são apresentadas as principais estatísticas descritivas das estimativas de volatilidade intradiária, obtidas por meio da metodologia de Rogers; Satchell e Yoon (1994), para os três subperíodos e os sete mercados europeus. Os valores que constam da tabela permitem a conclusão de que as estimativas de volatilidade intradiária evidenciam sinais de desvio em face da hipótese de normalidade, já que os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal, de zero e três, respectivamente. As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam caudas assimétricas. Para se confirmar a adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das sete séries, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera,<sup>1</sup> nos três subperíodos considerados na análise. Os valores do teste de aderência, que podem ser vistos na tabela de estatísticas descritivas, permitem a conclusão de que todas as séries são estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade dessas.

No subperíodo Dot-Com, o DAX foi o índice que apresentou volatilidade intradiária média mais elevada, correspondendo ao dobro do valor evidenciado pelos índices FTSE e

**Tabela 1\_Estatísticas descritivas da volatilidade intradiária nos três subperíodos**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Dot-Com	Média	0,0002	0,0002	0,0003	0,0002	0,0002	0,0002
	Mediana	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001	0,0001	0,0001
	Máximo	0,0032	0,0035	0,0079	0,0038	0,0023	0,0058
	Mínimo	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0002
	Desvio-padrão	0,0003	0,0003	0,0005	0,0003	0,0003	0,0003
	Assimetria	6,3335	4,5375	6,0809	7,1531	3,6614	9,4394
	Curtose	56,9418	34,4668	66,7215	76,9588	22,4867	116,5564
	Jarque-Bera	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
	ADF	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Tranquilo	Média	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000
	Mediana	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Máximo	0,0029	0,0014	0,0011	0,0011	0,0011	0,0052
	Mínimo	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Desvio-padrão	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000
	Assimetria	17,2667	6,7534	3,9287	8,3690	7,6726	10,2722
	Curtose	423,4104	83,3742	24,7367	131,1937	108,1418	129,8529
	Jarque-Bera	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
	ADF	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Crise Finan. Global	Média	0,0003	0,0002	0,0002	0,0002	0,0003	0,0001
	Mediana	0,0002	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
	Máximo	0,0099	0,0048	0,0056	0,0042	0,0036	0,0343
	Mínimo	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0018
	Desvio-padrão	0,0005	0,0004	0,0004	0,0003	0,0003	0,0012
	Assimetria	9,6127	7,1620	7,2106	6,4157	5,3600	24,6940
	Curtose	147,6867	74,6429	77,5826	62,6202	44,2361	703,3894
	Jarque-Bera	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
	ADF	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores entre parênteses dizem respeito aos *p-values*.

ISEQ, que foram os menos voláteis. Por seu lado, o índice DAX foi o que revelou maior grau de variabilidade na volatilidade intradiária, medida pelo desvio-padrão não condicional.

No subperíodo Tranquilo, caracterizado por uma subida consistente e generalizada dos valores dos índices mun-

diais, os índices DAX e ISEQ foram os que evidenciaram níveis mais elevados de volatilidade intradiária. Os restantes mercados apresentaram níveis de volatilidade muito inferiores. Em qualquer dos casos, os valores obtidos ficaram muito abaixo dos verificados no subperíodo Dot-Com. Quanto

à variabilidade da volatilidade intradiária, o índice ISEQ apresentou os valores mais elevados, enquanto o índice PSI, os mais reduzidos.

Relativamente ao subperíodo Crise Financeira Global, os índices ATG e ISEQ foram os que registraram volatilidade intradiária média mais elevada. Alguns desses valores são, de certo modo, surpreendentes. É o que acontece no caso do índice PSI20, que revelou a volatilidade mais reduzida entre os mercados europeus, embora seja representativo de um pequeno mercado desenvolvido e, sobretudo, objeto de ajuda externa, no ano de 2011, em consequência da crise das dívidas soberanas. Quanto à variabilidade da volatilidade intradiária, essa foi particularmente elevada no índice ISEQ.

Com o objetivo de averiguar a estacionariedade das séries, aplicamos o tradicional teste ADF, de acordo com a equação 4. A hipótese nula do teste estipula que a série tem raiz unitária, ou seja, que a série é integrada de ordem 1, em face da hipótese alternativa de a série não possuir raiz unitária. As séries de volatilidade intradiária evidenciam estacionariedade, nos três subperíodos amostrais. Os valores dos *p-values* do teste ADF, das diversas séries analisadas são, em todos os casos, inferiores ao nível de significância de 5%, pelo que se rejeita a hipótese nula de integração das séries, concluindo-se que essas são estacionárias.

Para estudar a interação da volatilidade intradiária dos mercados, foram calculadas as matrizes de correlação não condicional, de cada um dos três subperíodos, cujos valores são mostrados nas Tabelas 2, 3 e 4. Os valores calculados mostram que as correlações contemporâneas entre os mercados aumentaram ao longo do período estudado. As correlações entre os mercados são positivas, o que sugere a existência de uma tendência/fator comum, que conduz os mercados na mesma direção.

Com base nas matrizes de correlação, foram calculados os rácios de verossimilhança. Em todos os subperíodos, os

**Tabela 2** Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o subperíodo Dot-Com

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
<b>ATG</b>	1,0000						
<b>CAC</b>	0,1456	1,0000					
	(0,0000)						
<b>DAX</b>	0,0987	0,7570	1,0000				
	0,0060	(0,0000)					
<b>FTSE</b>	0,1386	0,7627	0,7231	1,0000			
	0,0001	(0,0000)	(0,0000)				
<b>IBEX</b>	0,2079	0,7064	0,6868	0,6219	1,0000		
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)			
<b>ISEQ</b>	0,0313	0,1725	0,1529	0,1537	0,1792	1,0000	
	0,3848	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)		
<b>PSI</b>	0,2488	0,3471	0,3229	0,3348	0,3990	0,1111	1,0000
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0020)	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Esta tabela apresenta os coeficientes de correlação entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus, no subperíodo Dot-Com, entre 4 de outubro de 1999 e 31 de março de 2003. Os valores entre parênteses dizem respeito aos *p-values*, sendo todos aproximadamente iguais a zero, pelo que todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

rácios apresentaram significância estatística, para o nível de significância de 1%, aumentando de valor ao longo de todo o período da amostra. Este fato pode ser interpretado como uma primeira indicação de que, em geral, as correlações entre as volatilidades intradiárias nos mercados estudados tenderam a aumentar. O aumento do valor do rácio de verossimilhança foi particularmente expressivo no subperíodo Crise Financeira Global (5287), enquanto nos dois subperíodos anteriores os valores foram de 3205 e 3371, evidenciando maior proximidade entre os diversos mercados.

Analizando as correlações não condicionais entre as volatilidades intradiárias dos vários índices europeus, conclui-se que apenas as correlações entre os pares ISEQ-ATG, no

subperíodo Dot-Com, e ISEQ-ATG e ISEQ-PSI, no subperíodo Tranquilo, não se revelaram estatisticamente significativos. Em todos os restantes casos, as correlações revelaram significância estatística, ao nível de significância de 1%.

No subperíodo Crise Financeira Global, todas as correlações não condicionais foram positivas e estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%, destacando-se os valores excepcionalmente elevados das correlações observadas entre os pares DAX-FTSE (0,84) e DAX-CAC (0,83). As correlações mais fracas ocorreram nos pares que envolviam o índice ISEQ.

Comparativamente com os dois primeiros subperíodos, os valores das correlações não condicionais, no subperíodo

do Crise Financeira Global, sofreram um incremento generalizado. Apenas em dois casos tal não se verificou, concretamente nos pares IBEX-ISEQ e CAC-IBEX, nos subperíodos Dot-Com e Tranquilo, respectivamente.

No sentido de perceber se o aumento generalizado das correlações teve significância estatística, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2002), e que se baseia na transformação de Fisher. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 5, em que é comparado o subperíodo Crise Financeira Global com os dois precedentes.

No subperíodo Crise Financeira Global, em face do subperíodo Tranquilo, os níveis de dependência linear entre os

**Tabela 3** Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o subperíodo Tranquilo

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1,0000						
CAC	0,2293	1,0000					
	(0,0000)						
DAX	0,1508	0,7525	1,0000				
	(0,0000)	(0,0000)					
FTSE	0,2242	0,7248	0,5770	1,0000			
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)				
IBEX	0,2033	0,8176	0,6056	0,6728	1,0000		
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)			
ISEQ	0,0223	0,1061	0,0943	0,2191	0,1135	1,0000	
	(0,4657)	(0,0005)	0,0019	(0,0000)	(0,0002)		
PSI	0,1682	0,4723	0,4280	0,3859	0,4022	0,0374	1,0000
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,2203)	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Esta tabela apresenta os coeficientes de correlação entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus, no subperíodo Tranquilo, entre 1º de abril de 2003 e 31 de julho de 2007. Os valores entre parênteses dizem respeito aos *p-values*, sendo que apenas os pares ISEQ-ATG e ISEQ-PSI não revelaram significância estatística. Todos os restantes pares de correlações mostraram significância estatística, ao nível de 1%.

**Tabela 4** Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o período da crise financeira global

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1,0000						
CAC	0,6304	1,0000					
	(0,0000)						
DAX	0,6901	0,8282	1,0000				
	(0,0000)	(0,0000)					
FTSE	0,6413	0,7630	0,8409	1,0000			
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)				
IBEX	0,5095	0,7401	0,7171	0,6903	1,0000		
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)			
ISEQ	0,1796	0,3596	0,2514	0,3310	0,1700	1,0000	
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)		
PSI	0,5256	0,5677	0,6264	0,6005	0,6345	0,2351	1,0000
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Essa tabela apresenta os coeficientes de correlação entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus, no subperíodo Crise Financeira Global, entre 1º de agosto de 2007 e 30 de junho de 2011. Os valores entre parênteses dizem respeito aos *p-values*, sendo todos aproximadamente iguais a zero, pelo que todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%.

diversos mercados alteraram-se de forma substancial. Dos 21 pares de correlações, 20 viram o seu valor aumentar, ante o subperíodo precedente. Apenas o par CAC-IBEX diminuiu de valor, sendo essa diminuição estatisticamente significativa (ns 5%). Dos aumentos verificados, 17 são estatisticamente significativos, ao nível de significância de 5%, enquanto um é significativo ao nível de 10%. Os índices ATG e PSI revelaram aumento de correlações com todos os restantes índices, estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%. Em relação ao subperíodo Dot-Com, os coeficientes de correlação relativos ao subperíodo Crise Financeira Global observaram um aumento generalizado. Dos 21 pares de correlações, 20 aumentaram de valor, e 17 apresentarem aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%. Tal como aconteceu na comparação dos dois últimos subperíodos, os índices ATG e PSI apresentaram aumentos de correlação com todos os seus pares, estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%.

Para analisar a transmissão de volatilidade entre os mercados, foi estimado um modelo VAR, com base nas séries de volatilidade intradiária. A defasagem ótima foi estimada com base nos critérios de informação de AIC e SIC. Contudo, como para as defasagens determinadas pelos critérios de informação, os resíduos dos modelos VAR estimados apresentaram evidências de autocorrelação, foi aumentada a ordem de defasagem, até os resíduos do modelo se mostrarem não autocorrelacionados. Assim, para estimar os modelos VAR, foram escolhidas as ordens de 35, 32 e 38, para cada um dos três subperíodos, respectivamente.

Para contrastar a significância das relações de causalidade, foi testada a hipótese nula de que não existe relação causal entre os índices, com base no procedimento VAR *Granger Causality / Block Exogeneity Wald Tests*. Esse procedimento avalia a significância conjunta de cada variável endógena defasada, em cada uma das equações do VAR, através

**Tabela 5** Teste à igualdade das correlações das volatilidades intradiárias

	Crise Financeira Global versus Crise Dot-Com					
	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	12,3395	15,5200	12,8649	7,2747	3,1130	6,8345
CAC		4,0043	0,0163	1,4655	4,1891	5,8420
DAX			6,4250	1,2367	2,1302	8,3020
FTSE				2,4956	3,9164	7,1644
IBEX					-0,1971	6,7617
ISEQ						2,6534

  

	Crise Financeira Global versus subperíodo Tranquilo					
	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	11,4805	15,7115	12,0142	8,0340	3,5948	9,3484
CAC		4,5986	1,9351	-4,4871	6,0927	2,9585
DAX			12,7824	4,5054	3,6628	6,2759
FTSE				0,7387	2,7357	6,4761
IBEX					1,3009	7,2802
ISEQ						4,5630

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Essa tabela apresenta os testes à igualdade das correlações entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus, tendo por base a transformação de Fisher. Na primeira parte da tabela, é apresentada a comparação entre os subperíodos Crise Financeira Global e Dot-Com, ao passo que, na segunda parte, é apresentada a comparação dos subperíodos Crise Financeira Global e Tranquilo. Valores do teste superiores ou iguais a 1,96 (1,64) são significativos ao nível de significância de 5% (10%).

dos valores da estatística  $\chi^2$ , mas também a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas na equação, por meio da estatística F. Para cada equação do modelo VAR estimado, são apresentadas as estatísticas do teste Wald, relativas à significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas, considerando as defasagens selecionadas anteriormente. Os resultados dos testes constam das Tabelas 6, 7 e 8.

No primeiro subperíodo, os índices CAC e FTSE foram os mais endógenos, por terem sido causados, no sentido de Granger, por quatro dos seus pares. Por seu lado, o índice mais exógeno foi o IBEX. Já, no segundo subperíodo, os índices ATG e DAX tiveram maior expressão em termos de endogeneidade, enquanto o ISEQ a teve em termos de precedência. Durante o subperíodo Crise Financeira Global, o índice mais exógeno foi o ISEQ, por causar no sentido de Granger todos os restantes índices, enquanto o menos exógeno foi

o ATG, tendo apenas causado o índice PSI. Por sua vez, os índices CAC e DAX foram os mais endógenos, ao serem causados por cinco dos seus pares.

Importa também sublinhar que, durante o último subperíodo, cada um dos índices individualmente foi causado, no sentido de Granger, pelos restantes índices de forma conjunta, contrariamente ao que se verificou nos dois subperíodos precedentes. No subperíodo Dot-Com, o índice ATG não foi causado, no sentido de Granger, pelo efeito conjunto dos

**Tabela 6** Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests no subperíodo Dot-Com

		Variáveis Dependentes						
		ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Variáveis excluídas	ATG		64,9495 (0,0015)	44,4541 (0,1314)	61,5752 (0,0036)	55,3074 (0,0158)	35,5829 (0,4408)	100,8904 (0,0000)
	CAC	37,9913 (0,3347)		105,0539 (0,0000)	75,7581 (0,0001)	65,7610 (0,0013)	73,4674 (0,0002)	44,0814 (0,1397)
	DAX	28,5360 (0,7719)	61,8455 (0,0034)		74,5172 (0,0001)	40,8104 (0,2302)	37,6118 (0,3505)	42,8439 (0,1701)
	FTSE	31,2908 (0,6479)	85,3665 (0,0000)	87,8796 (0,0000)		42,9145 (0,1682)	164,2331 (0,0000)	94,1975 (0,0000)
	IBEX	51,3549 (0,0367)	74,0629 (0,0001)	55,8255 (0,0141)	61,8222 (0,0034)		41,0614 (0,2221)	64,3258 (0,0018)
	ISEQ	15,7574 (0,9979)	37,3465 (0,3618)	41,4907 (0,2087)	24,7201 (0,9020)	31,4004 (0,6426)		30,9739 (0,6629)
	PSI	54,1992 (0,0202)	33,4193 (0,5445)	48,4380 (0,0649)	45,2477 (0,1150)	31,4387 (0,6408)	88,0708 (0,0000)	
	Todos	201,4030 (0,6527)	395,7998 (0,0000)	463,7451 (0,0000)	367,8992 (0,0000)	326,4938 (0,0000)	484,3961 (0,0000)	478,5143 (0,0000)

Fonte: Elaboração própria.

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

restantes índices defasados. O mesmo ocorreu no subperíodo Tranquilo, relativamente aos índices IBEX, ISEQ e PSI.

As análises de causalidade permitiram detectar diversas ligações de causalidade unidirecional. Em concreto, foram detectadas 21, 10 e 24 relações de causalidade unidirecional com significância estatística, ao nível de significância de 5%, nos subperíodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respectivamente, o que corresponde a 50%, 24% e 57% de ligações entre os pares de mercado estatisticamente significativas, nos três subperíodos. Por outro

lado, no segundo subperíodo, foi encontrada apenas uma relação de causalidade mútua, com significância estatística, ao nível de significância de 5%, entre o par de índices DAX-PSI. No primeiro subperíodo, foram registradas 6 relações de causalidade bidirecional significativas (ns 5%), envolvendo os pares ATG-IBEX, ATG-PSI, CAC-DAX, CAC-FTSE, CAC-IBEX e DAX-FTSE. No último subperíodo, o número de relações de causalidade bidirecional aumentou para oito, envolvendo os pares CAC-DAX, CAC-IBEX, CAC-ISEQ, CAC-PSI, DAX-FTSE, DAX-IBEX, FTSE-ISEQ e IBEX-PSI.

**Tabela 7** Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests no subperíodo Tranquilo

	Variáveis Dependentes						
	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG		45,7790 (0,0544)	56,2086 (0,0052)	36,5111 (0,2670)	31,9616 (0,4686)	37,2348 (0,2407)	38,1312 (0,2106)
	39,8298 (0,1610)		44,4414 (0,0707)	20,2914 (0,9460)	23,1107 (0,8748)	22,4725 (0,8943)	31,5125 (0,4911)
CAC	25,4687 (0,7866)	37,3169 (0,2378)		24,4531 (0,8276)	23,2753 (0,8694)	8,4849 (1,0000)	52,5215 (0,0126)
	94,2529 (0,0000)	24,0909 (0,8411)	34,8795 (0,3327)		19,2426 (0,9632)	28,0785 (0,6655)	38,1838 (0,2089)
DAX	48,8617 (0,0286)	24,5864 (0,8224)	49,1906 (0,0266)	22,2725 (0,8999)		41,2869 (0,1259)	31,0878 (0,5126)
	220,8268 (0,0000)	91,8680 (0,0000)	35,2922 (0,3153)	103,4467 (0,0000)	79,1265 (0,0000)		18,3744 (0,9741)
FTSE	38,9800 (0,1846)	42,5412 (0,1008)	63,4679 (0,0008)	33,2233 (0,4074)	33,2029 (0,4084)	13,4773 (0,9983)	
	494,4077 (0,0000)	246,1941 (0,0050)	301,0223 (0,00000)	250,8365 (0,0028)	206,8054 (0,2204)	135,0331 (0,9994)	193,3393 (0,4593)
Todos							

Fonte: Elaboração própria.

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

Os resultados obtidos sugerem que, nos subperíodos de crise, ocorreu um aumento das interdependências de curto prazo entre as volatilidades intradiárias dos índices, com especial ênfase para o subperíodo correspondente à Crise Financeira Global. As ligações entre os mercados foram claramente mais fortes do que as resultantes dos trabalhos de Hamao *et al.* (1990), Booth *et al.* (1997) e Caporale *et al.* (2006), tanto em termos unidirecionais como bidirecionais. Por outro lado, os resultados mostram também que os pressupostos da hipótese do mercado eficiente são questionáveis, uma vez que os movi-

mentos ocorridos num determinado mercado são, em parte, precedidos por movimentos passados nos restantes mercados, o que evidencia certa previsibilidade nesses movimentos.

O teste de causalidade de Granger ajuda a perceber as ligações entre os mercados, mas não permite saber se os índices produzem um efeito negativo ou um efeito positivo nos seus pares, nem possibilita saber se umas ligações são mais fortes do que outras. Com esse objetivo, recorremos a funções impulso-resposta generalizadas das volatilidades intradiárias dos índices, de amplitude correspondente a

**Tabela 8** Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests no subperíodo Crise Financeira Global

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI	Variáveis Dependentes							
								ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI	
ATG			41,0860	29,5416	27,7927	30,4403	39,4372	69,2358							
			(0,3369)	(0,8353)	(0,8883)	(0,8036)	(0,4055)	(0,0015)							
CAC		64,8752		60,8177	36,3507	81,4490	90,7324	63,2175							
		(0,0042)		(0,0108)	(0,5458)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0063)							
DAX		40,4592	81,2411		63,4475	69,5436	44,5513	36,2849							
		(0,3623)	(0,0001)		(0,0059)	(0,0013)	(0,2154)	(0,5489)							
FTSE		25,2675	66,9805	88,8743		48,9431	79,5163	24,0299							
		(0,9437)	(0,0026)	(0,0000)		(0,1100)	(0,0001)	(0,9622)							
IBEX		43,0964	107,3361	55,2467	45,7949		44,9523	64,8228							
		(0,2624)	(0,0000)	(0,03499)	(0,1802)		(0,2036)	(0,0043)							
ISEQ		240,8257	621,5119	507,6580	289,6713	104,2163									
		(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)							
PSI		29,5977	199,7220	61,8087	42,7218	184,3425	51,7439								
		(0,8334)	(0,0000)	(0,0086)	(0,2754)	(0,0000)	(0,0677)								
Todos		1515,3360	2736,5980	2679,1780	1171,8990	918,4041	309,6047	796,4247							
		(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0003)	(0,0000)							

Fonte: Elaboração própria.

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

um desvio-padrão, de modo a obter evidências adicionais acerca dos mecanismos de transmissão dos movimentos de curto prazo dos mercados.

Os resultados das funções impulso-resposta aplicadas às séries de volatilidade intradiária dos índices, nos três subperíodos, são resumidos nas Tabelas 9, 10 e 11.

As funções de resposta a impulsos relativas ao primeiro subperíodo, calculadas com base no modelo de vetores autorregressivos, permitiram identificar 41 casos de reações estatisticamente significativas a choques provenientes do

exterior, em 42 casos possíveis (Tabela 9). Apenas a resposta do índice ATG, a impulsos provenientes do mercado irlandês, não teve significância estatística. A maior parte dos choques observados produziu efeitos estatisticamente significativos por mais de um período. Sete choques tiveram efeitos com significância estatística durante um período apenas, em particular os resultantes de impulsos provocados pelo índice irlandês. A esmagadora maioria das reações está de acordo com o sentido esperado, isto é, acompanha o sentido da variação da volatilidade do mercado onde teve origem o choque.

**Tabela 9** Resumo dos Resultados das Funções de Resposta a Impulsos obtidas para o subperíodo Dot-Com

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG		1	1	2	2		2
		1	1	1,2	1,2		1,2
		+	+	++,	++,		++,
CAC	3		7	7	3	1	4
	1,5,6		1,2,3,5,6,7,10	1,2,3,4,6,7,10	1,5,7	1	1,3,5,6
	++,+		++,+,+,+,+,+,+	++,+,+,+,+,+,+	++,+,	+	++,+,+
DAX	4	7		6	4	2	4
	1,4,5,6	1,2,3,5,7,8,9		1,3,5,7,8,9	1,3,5,7	1,10	1,3,4,5
	++,+,+	++,+,+,+,+,+,+		++,+,+,+,+,+	++,+,+	+-	++,+,+
FTSE	4	5	3		3	1	3
	1,5,6,7	1,5,6,7,9	1,3,5		1,5,7	1	1,3,5
	++,+,+	++,+,+,+,+	++,+,		++,+,	+	++,+,
IBEX	4	7	5	8		1	4
	1,2,5,6	1,3,4,5,7,9,10	1,3,4,5,7	1,2,3,4,5,7,9,10		1	1,3,5,7
	++,+,+	++,+,+,+,+,+	++,+,+,+	++,+,+,+,+,+,+		+	++,+,+
ISEQ	1	2	1	2	2		3
	2	1,3	1	1,6	1,7		1,5,8
	+	++,	+	++,	++,		++,+
PSI	4	6	4	6	4	2	
	1,2,5,7	1,3,4,5,7,9	1,3,5,9	1,3,4,5,7,9	1,3,5,9	1,2	
	++,+,+	++,+,+,+,+,+	++,+,+	++,+,+,+,+,+	++,+,+	+	++,+

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Respostas dos mercados em linha a impulsos provenientes dos mercados em coluna; cada célula tem três linhas: na primeira linha, indica-se o número de períodos durante os quais a resposta do mercado em linha teve significância estatística de acordo com o critério de um desvio-padrão; na segunda linha, indica-se o número de ordem desses períodos; na terceira linha, indica-se o sinal da resposta ao impulso; a célula não preenchida corresponde à ausência de resposta com significância estatística, de acordo com o critério definido de um desvio-padrão.

Na Tabela 10, é apresentado o resumo das funções de resposta a impulsos para o subperíodo Tranquilo, calculadas valendo-se do modelo VAR.

Durante o subperíodo Tranquilo, as relações entre os mercados estudados revelaram-se, em geral, significativas (41 em 42 possíveis). São de realçar, no entanto, alguns casos mais notáveis. O mercado irlandês não foi influenciado significativamente pelo mercado grego. É ainda de salientar o fato de, no mercado Irlandês, os choques mostrarem

significância estatística por apenas um período. Também no caso do mercado português, os choques se revelaram, em geral, menos persistentes do que nos restantes índices, com exceção do mercado irlandês, desvanecendo-se por completo ao fim de duas a três sessões de negociação.

Tal como aconteceu nos subperíodos precedentes, a larga maioria das reações está de acordo com o sentido esperado, acompanhando o sinal da variação da volatilidade do mercado onde teve origem o choque.

**Tabela 10\_ Resumo dos Resultados das Funções de Resposta a Impulsos obtidas para o subperíodo Tranquilo**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG		3	4	6	3	3	2
		1,2,4	1,2,4,7	1,2,4,5,6,7	1,2,4	4,6,7	1,3
		+,-,+,-	+,-,+,-	+,-,+,-,+,-	+,-,+,-	+,-,+,-	+,-
CAC	4		6	3	2	3	5
	1,2,3,5		1,2,3,5,6,7	1,2,7	1,2	1,4,9	1,2,7,8,9
	+,-,+,-		+,-,+,-,+,-	+,-,+,-	+,-	+,-,+,-	+,-,+,-
DAX	3	4		4	4	1	6
	1,2,5	1,2,3,7		1,2,3,7	1,2,3,7	1	1,2,3,7,8,9
	+,-,-	+,-,+,-		+,-,+,-	+,-,+,-	+	+,-,+,-,+,-
FTSE	3	2	2		2	2	4
	1,2,7	1,2	1,2		1,2	1,9	1,2,7,9
	+,-,+,-	+,-	+,-		+,-	+,-	+,-,+,-
IBEX	4	2	5	2		3	6
	1,2,3,5	1,2	1,2,3,6,7	1,2		1,4,9	1,2,3,7,8,9
	+,-,+,-	+,-	+,-,+,-,+,-	+,-		+,-,+,-	+,-,+,-,+,-
ISEQ		1	1	1	1		1
		1	1	1	1		1
		+	+	+	+		+
PSI	2	2	3	2	2	1	
	1,2	1,2	1,2,3	1,7	1,2	1	
	+,-	+,-	+,-,+,-	+,-	+,-	+	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Respostas dos mercados em linha a impulsos provenientes dos mercados em coluna; cada célula tem três linhas: na primeira linha, indica-se o número de períodos durante os quais a resposta do mercado em linha teve significância estatística de acordo com o critério de um desvio-padrão; na segunda linha, indica-se o número de ordem desses períodos; na terceira linha, indica-se o sinal da resposta ao impulso; a célula não preenchida corresponde à ausência de resposta com significância estatística, de acordo com o critério definido de um desvio-padrão.

O resumo das Funções de Resposta a Impulsos para o subperíodo Crise Financeira Global é apresentado na Tabela 11. À semelhança do que aconteceu nos dois subperíodos precedentes, 41 choques mostraram significância estatística. Apenas a resposta do ISEQ a impulsos do ATG não se mostrou estatisticamente significativa.

O número de choques estatisticamente significativos foi de 145, 120 e 155, nos subperíodos Dot-Com, Tranquilo e Crise

Financeira Global, respectivamente, razão para se concluir que, nas fases de volatilidade mais acentuada, o número de reações a choques sobre a volatilidade intradiária, estatisticamente significativas, aumentou em face do subperíodo amostral menos turbulento, o mesmo acontecendo com a persistência dos choques, a revelar-se claramente superior nos dois referidos subperíodos. Por sua vez, a persistência dos choques, quando comparada com a encontrada nou-

**Tabela 11\_ Resumo dos Resultados das Funções de Resposta a Impulsos obtidas para o subperíodo Crise Financeira Global**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG		4	4	4	2	2	3
	1,2,3,8		1,2,3,4	1,2,3,4	1,2	3,8	1,2,3
	++,+,+		++,+,+	++,+,+	++,	++,	++,+
CAC	6		5	5	5	2	6
	1,2,3,7,8,10		1,2,3,4,7	1,2,3,4,8	1,2,3,4,5	1,5	1,2,3,5,6,7
	++,+,+,+,+,+		++,+,+,+,+	++,+,+,+,+	++,+,+,+,+	+-	++,+,+,+,+,+
DAX	4	5		5	5	2	7
	1,2,3,4	1,2,3,4,8		1,2,3,4,8	1,2,3,4,8	1,4	1,2,3,4,5,6,8
	++,+,+,+	++,+,+,+		++,+,+,+	++,+,+,+	+-	++,+,+,+,+,+
FTSE	4	4	4		4	2	5
	1,2,3,4	1,2,3,8	1,2,3,4		1,2,3,8	1,8	1,2,3,6,8
	++,+,+,+	++,+,+,+	++,+,+,+		++,+,+,+	++,	++,+,+,+,+
IBEX	4	5	3	4		2	7
	1,4,8,9	1,2,3,6,10	1,2,3	1,2,3,4		4,5	1,2,3,5,6,8,9
	++,+,+,+	++,+,+,+	++,+	++,+,+		--,	++,+,+,+,+,+
ISEQ		4	4	5	1		4
		1,2,5,10	1,3,4,5	1,2,3,4,5	5		1,2,3,5
		++,+,+,+	++,+,+	++,+,+,+	+		++,+,+,+
PSI	5	4	2	2	1	1	
	1,2,3,4,6	1,3,5,9	1,3	1,3	1	1	
	++,+,+,+,+	++,+,+,+	++,	++,	+	+	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Respostas dos mercados em linha a impulsos provenientes dos mercados em coluna; cada célula tem três linhas: na primeira linha, indica-se o número de períodos durante os quais a resposta do mercado em linha teve significância estatística de acordo com o critério de um desvio-padrão; na segunda linha, indica-se o número de ordem desses períodos; na terceira linha, indica-se o sinal da resposta ao impulso; a célula não preenchida corresponde à ausência de resposta com significância estatística, de acordo com o critério definido de um desvio-padrão.

etros estudos, como, por exemplo, no de Yang *et al.* (2003), que evidenciou a existência de choques positivos com significância estatística, embora se extinguindo ao fim de um a dois dias, mostrou-se no presente estudo mais elevada, pelo que as informações relativas aos mercados analisados não foram incorporadas instantaneamente, contrariando a hipótese do mercado eficiente. Essas situações refletem maior interdependência entre os mercados, o que reduz as possibilidades de implementação de uma estratégia de diversificação entre os sete mercados.

#### **4 Resumo e conclusões**

Neste trabalho, foram estudadas as ligações entre índices de bolsas europeias, desde a crise das empresas tecnológicas até à atual crise financeira, vista por diversos autores como a mais severa crise financeira após a Grande Depressão e a primeira crise financeira global que o mundo conheceu. O período amostral foi subdividido em três, dois correspondentes a fases de crise e outro relativo a uma fase de crescimento dos valores dos índices. Recorrendo a uma estimativa de volatilidade intradiária, foram calculadas correlações contemporâneas, estimados vetores autorregressivos e aplicados testes de causalidade e funções de impulso-resposta, com o propósito de perceber se a crise financeira global implicou alterações ao nível das ligações de curto prazo e dos mecanismos de transmissão de volatilidade intradiária dos mercados europeus.

Os valores das correlações contemporâneas entre os mercados aumentaram ao longo do período analisado e são todos positivos. Comparando os pares de correlações nos três subperíodos analisados, conclui-se que o aumento generalizado dessas revelou significância estatística. Adicionalmente, os rácios de verossimilhança apresentaram significância estatística e registraram forte aumento de valor. A conjugação

desses elementos sugere a existência de um fator comum, que conduz os mercados na mesma direção.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger sugerem um aumento das ligações de curto prazo entre os mercados europeus, quer unidirecional, quer bidirecionalmente, via volatilidade intradiária, durante os subperíodos de crise, com especial ênfase para o correspondente à crise financeira global. Por sua vez, as funções de impulso-resposta mostraram a existência de choques positivos, com significância estatística, com persistência superior a uma semana. Podemos, portanto, inferir que o pressuposto da hipótese da eficiência dos mercados é questionável, uma vez que a previsão do movimento de determinado mercado pode ser melhorada se considerados os movimentos defasados dos restantes mercados, possibilitando a ocorrência de operações de arbitragem.

#### **Nota**

<sup>1</sup> De acordo com este teste, sob a hipótese da normalidade,  
$$JB = N \left[ A^2 / 6 + (C - 3)^2 / 24 \right],$$
 segue assintoticamente uma distribuição Qui-Quadrado, com 2 graus de liberdade, onde  $A$  e  $C$  representam, respectivamente, os coeficientes de assimetria e curtose amostrais, e  $N$ , a dimensão da amostra.

## Referências

- ALIZADEH, S.; BRANDT, M.; DIEBOLD, F. *Range-based estimator of stochastic volatility models*. Working Paper, University of Pennsylvania, 1999.
- ANDERSEN, T.; BOLLERLEV, T. Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review*, 39, p. 885-905, 1998.
- AZIAKPONO, M. Financial Integration amongst the SACU Countries: Evidence from Interest Rate Pass-Through Analysis. *Studies in Economics and Econometrics*, v. 30, n. 2, 2006.
- BEKAERT, G.; EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; MEHL, A. *Global Crises and Equity Market Contagion*. National Bureau of Economic Research. Working Paper 17121. 2011. 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)>. Acesso em: jan. 2013.
- BELTRATTI, A.; MORANA, C. Computing Value at Risk With High Frequency Data. *Journal of Empirical Finance*, 6, p. 431-455, 1999.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, p. 309-328, 1986.
- BOOTH, G.; MARTIKAINEN, T.; TSE, Y. Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Journal of Banking and Finance*, 21, p. 811-823, 1997.
- BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2002.
- CAPORALE, G.; PITTIS, N.; SPAGNOLO, N. Volatility transmission and financial crises. *Journal of Economics and Finance*, v. 30, n. 3, p. 376-390, 2006.
- CLAESSENS, S.; DELL'ARICCIA, G.; IGAN, D.; LAEVEN, L. *Lessons and Policy Implications from the Global Financial Crisis*, IMF Working Paper Nº. 10/44, 2010.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.
- EUN, C.; SHIM, S. International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, p. 241-256, 1989.
- FAMA, E. Efficient capital markets: A review of empirical work. *Journal of Finance*, 25, p. 383-417, 1970.
- FORBES, K.; RIGOBON, R. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *Journal of Finance*, 57, p. 2223-62, 2002.
- GALLANT, A.; HSU, R.; TAUCHEN, G. *Using daily range data to calibrate volatility diffusion and extract the forward integrated variance*. Working Paper, University of North Carolina, Chapel Hill, 1999.
- GRANGER, C. Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D. *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, 2003.
- HAMAO, Y.; MASULIS, R.; NG, V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, v. 3, n. 2, p. 281-307, 1990.
- HORTA, P.; MENDES, C.; VIEIRA, I. *Contagion Effects of the U.S. Subprime Crisis on Developed Countries*. Working Paper, University of Évora, 2008.
- KOOP, G.; PESARAN, M.; POTTER, S. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74, p. 119-147, 1996.
- LIN, J.; TREICHEL, V. *The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause*. World Bank. WPS5937, 2012. Disponível em: <[http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349\\_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf)>. Acesso em: nov. 2012.
- LUTKEPOHL, H. *Vetor Autoregressions*. Unpublished manuscript, Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt-Universität zu Berlin, 1999.
- LUTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Impulse Response Analysis in Ininite Order Cointegrated Vetor Autoregressive Processes. *Journal of Econometrics*, 81, p. 127-157, 1997.
- NAOUI, K.; LIOUANE, N.; BRAHIM, S. A dynamic correlation analysis of financial contagion: the case of the subprime crisis. *International Journal of Economics and Finance*, v. 2, n. 3, p. 85-96, 2010.
- PESARAN, M.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58, p. 17-29, 1988.
- PINDYCK, R.; ROTEMBERG, J. The Excess Co-Movement of Commodity Prices. *The Economic Journal*, p. 1173-89, 1990.

POON, S.; GRANGER, C.  
Forecasting Volatility in  
Financial Markets: A Review.  
*Journal of Economic Literature*, v. 41,  
n. 2, 80 pages, 2003.

ROGERS, L.; SATCHELL, S.; YOON,  
Y. Estimating the volatility of  
stock prices: a comparison of  
methods that use high and low  
prices. *Applied Financial Economics*,  
4, p. 241-47, 1994.

SIMS, C. Money, Income and  
Causality. *American Economic  
Review*, 62, p. 540-552, 1972.

SIMS, C. Macroeconomics  
and reality. *Econometrica*, 48,  
p. 1-48, 1980.

TAYLOR, S. Financial returns  
modelled by the product of two  
stochastic processes, a study of  
daily sugar prices, 1969-79. In:  
*Time Series Analysis: Theory and  
Practice* 1, O.D. Anderson editor,  
North Holland, Amsterdam,  
p. 203-226, 1982.

TOUSSAINT, E. The US Subprime  
Crisis Goes Global. *Counterpunch*,  
Weekend Edition, January 12-  
13, 2008.

YANG, J; MIN, I.; LI, Q. European  
Stock Market Integration: Does  
EMU Matter? *Journal of Business  
Finance and Accounting*, v. 30, n. 9, p.  
1253-1276, 2003.

\*PEst-OE/EGE/UI4056/2011 – Projeto  
financiado pela Fundação para a  
Ciência e Tecnologia (FCT), Ministério  
da Educação e Ciência, Instituto  
Politécnico da Guarda.

\*\*Programa de Financiamento  
Plurianual das Unidades de I&D da  
FCT – Fundação para a Ciência e  
Tecnologia, Ministério da Educação  
e da Ciência, Universidade da  
Beira Interior.

E-mail de contato dos autores:  
vigab@ipg.pt  
pmanso@ubi.pt

Artigo recebido em julho de 2013 e  
aprovado em março de 2014.