

## **CRISE DAS DÍVIDAS SOBERANAS DOS PAÍSES PERIFÉRICOS DO EURO: CONVERGÊNCIA OU DIVERGÊNCIA?**

Vítor Manuel de Sousa Gabriel (vigab@ipg.pt)

Helena Isabel Barroso Saraiva (helenasaraiva@ipg.pt)

UDI – Unidade de Investigação para o Desenvolvimento do Interior, Instituto Politécnico da  
Guarda (Portugal)

### **RESUMO**

O presente trabalho analisa as ligações e as interdependências de curto prazo e de longo prazo entre as bond yields dos países periféricos da zona euro, no período compreendido entre janeiro de 1999 e junho de 2015, subdividido em dois períodos amostrais, de modo a evidenciar o efeito da crise das dívidas soberanas.

Com a finalidade de identificar a existência de interdependências e de ligações de curto prazo entre as bond yields, recorreu-se a um vetor autorregressivo, com mecanismo corretor de erro, ao conceito de causalidade de Granger e a um modelo GARCH-DCC multivariado. Concluiu-se que o aprofundamento da crise das dívidas soberanas não contribuiu para a convergência de comportamentos, mas antes para a prevalência dos fatores específicos de cada país face aos fatores transversais de mercado.

No referente à existência de ligações de longo prazo, recorreu-se aos habituais testes de cointegração, os quais permitiram perceber que o conjunto formado pelos cinco países periféricos estabeleceu relações de equilíbrio no longo prazo, nos dois subperíodos amostrais, revelando a existência de um padrão comum entre as dívidas soberanas, o que limitou uma possível estratégia de diversificação da carteira de investimento.

**PALAVRAS-CHAVE:** Crise das dívidas soberanas, países periféricos, vetor autoregressivo, cointegração, correlação condicional dinâmica.

### **ABSTRACT**

This paper analyzes the short-term and long-term linkages and interdependencies among sovereign bond yields of peripheral eurozone countries, for the period between January 1999 and June 2015, taking into account two sampling periods, in order to clarify the effect of the sovereign debt crisis.

In order to identify the existence of short-term and long-term linkages and interdependencies among sovereign bond yields, we used a vector autoregression model with error correction, the Granger causality concept and a multivariate GARCH-DCC model.

It was concluded that the deepening of the sovereign debt crisis does not lead to homogenization behavior, but rather to the prevalence of specific factors in each country rather than cross-market factors.

The Johansen cointegration analysis show the existence of long-term linkages between the five peripheral countries in the two sampling periods, revealing the existence of a common pattern among sovereign debt, which limits a possible strategy to diversify investment portfolio.

**KEYWORDS:** Sovereign debt crisis, peripheral countries, vector autoregressive, cointegration, dynamic conditional correlation.

## **1. INTRODUÇÃO**

A economia global tem assistido a profundas e rápidas mudanças, envolvendo uma crescente interdependência económica e financeira entre países, que se traduz no crescimento dos fluxos de bens, de serviços e de capital que atravessam fronteiras. De acordo com Fabozzi (1995), os desenvolvimentos

tecnológicos, a institucionalização dos mercados e a liberalização financeira contribuíram para a chamada globalização dos mercados financeiros, que terá ajudado a criar condições facilitadoras de situações de contágio.

Na última década e meia vários episódios de crise marcaram os mercados financeiros. Os dois episódios mais marcantes foram o da crise das empresas tecnológicas (Dot-Com), em 2001, e o da crise financeira global, em 2007, que foi desencadeado nos EUA, no sector do crédito *subprime*. Este último episódio de crise viria a ser considerado por diversos autores como a primeira crise global e a mais severa crise desde a Grande Depressão (Claessens, Dell’Ariccia, Igan, & Laeven, 2010; Bekaert, Ehrmann, Fratzscher & Mehl, 2011; Lin & Treichel, 2012). Embora esta crise tivesse a sua origem nos Estados Unidos, transmitiu-se a outros setores económicos, bem como a outras economias, quer desenvolvidas quer emergentes. Contudo, as suas consequências não se limitaram aos mercados de ações, mas produziram efeitos muito diversos, contribuindo também para evidenciar a problemática do endividamento e do crescimento económico das nações. Em particular na União Europeia, as consequências desta crise não se restringiram aos mercados bolsistas, tendo sido de diferentes tipos e de natureza muito diversa: a diferenciação entre os países europeus mais sólidos e os países periféricos, a criação do fundo europeu de estabilidade financeira (FEEF), em junho de 2010, o debate em torno do tema da integração europeia, o debate acerca dos derivados e da sua regulação, as implicações para a emissão de dívida pública, entre outras. Por outro lado, as consequências da crise não afetaram todos os países europeus uniformemente, havendo grandes diferenças entre as maiores economias (Alemanha e França) e as economias periféricas em crise (Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Itália): enquanto os países centrais revelaram a sua força económica, os países periféricos confrontaram-se com uma grave recessão económica, que viria a expor as debilidades destes, em termos económicos, orçamentais e, sobretudo, de endividamento público. Estas debilidades dos países periféricos viriam a colocar diversas questões, designadamente relacionadas com o financiamento das dívidas e com a sustentabilidade destas no longo prazo, criando um reduzido apetite por este tipo de investimento, traduzido nas elevadas taxas de juro exigidas pelos investidores. Esta situação culminaria na implementação de planos de assistência financeira em vários países da zona euro, sob chancela do Fundo Monetário Internacional, da Comissão Europeia e do Banco Central Europeu, para evitar o colapso não apenas dos países diretamente envolvidos, mas também de todo o espaço euro.

Interessa saber se o comportamento das yields soberanas, em especial em momentos de crise, é guiado por fatores específicos de cada país ou, se pelo contrário, partilhando o mesmo espaço comum, definido pelas fronteiras da zona euro, estas taxas obedecem a um mecanismo gerador comum.

Contudo, apesar da importância deste tema, é reduzido o número de estudos acerca do comportamento das taxas das dívidas soberanas, pelo que pouco se sabe sobre o impacto da crise soberana ao nível das interdependências e das ligações, de curto e de longo prazo, entre as bond yields soberanas. O presente trabalho pretende, portanto, preencher este espaço de investigação, propondo-se analisar o mecanismo gerador das bond yields soberanas dos países periféricos da zona euro, bem como as ligações que entre elas se estabeleceram, no lapso de tempo iniciado com a criação da zona euro, em janeiro de 1999, até junho de 2015, adotando como perspetiva de análise a dos países que mais sofreram com as consequências da crise das dívidas soberanas, tomando em consideração os resultados obtidos por Sosvilla-Rivero e Morales Zumaquero (2012), de que os países periféricos constituíram um grupo homogéneo, à semelhança do grupo formado pelos países centrais da zona euro, no período da crise das dívidas soberanas. Pretendemos, pois, centrar o focus da investigação naquele que constituiu o núcleo da crise das dívidas soberanas, formado pelos países periféricos. Para tal, recorre-se a uma metodologia diversificada, que envolve a estimação de um vetor autorregressivo, com mecanismo corretor de erro, para analisar eventuais equilíbrios de longo prazo. A partir deste, são aplicados testes de Wald à exogeneidade em bloco, de modo a estudar as ligações de curto prazo estabelecidas entre as referidas taxas. Adicionalmente, estima-se um modelo multivariado de heterocedasticidade condicionada, inspirado nas propostas de Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), que permite uma perceção mais detalhada das dinâmicas de curto prazo das taxas de juro, melhorando a performance face a outros modelos, em particular os que pressupõem correlação condicional constante.

O presente estudo está estruturado do seguinte modo: a parte 2 aborda a revisão de literatura; a parte 3 apresenta a informação acerca da metodologia escolhida; a parte 4 evidencia os dados e os resultados empíricos; enquanto a parte 5 resume as principais conclusões.

## **2. REVISÃO DE BIBLIOGRAFIA**

A crise financeira global de 2008 foi precedida por um período de liquidez abundante, assente em elevados fluxos de capitais e em baixas taxas de juro na União Europeia (Angeloni, Merler & Wolff, 2012; Goyal, Brooks, Pradhan, Tressel, Dell’Ariccia & Pazarbasioglu, 2013).

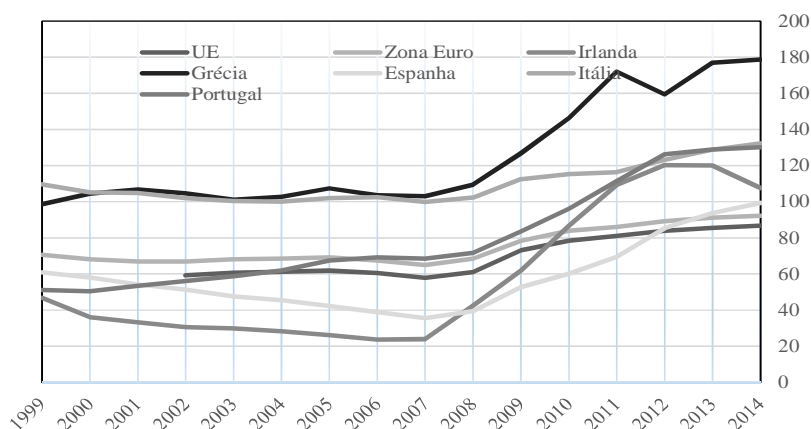
Para os países da zona euro, o período de fácil acesso a crédito e de estabilidade de mercado coincidiu com a criação em União Económica e Monetária (UEM), no início de 1999. Da criação da UEM resultou a adoção de uma moeda única, o euro. A par da moeda única, foram tomadas decisões tendentes à coordenação de políticas económicas e orçamentais, a adotar por parte dos estados membros. Esta situação obrigou à definição de diversas regras, designadamente de índole orçamental, e a um trabalho de supervisão das entidades europeias (Caetano e Sousa, 2012).

Apesar da necessidade de uma forte supervisão das finanças públicas destes países, a facilidade de acesso a crédito bancário facilitou, decisivamente, o aumento do consumo público e da despesa pública, configurando um fenómeno de relaxamento da disciplina orçamental, que se traduziu em mais de uma década de acumulação de défices públicos, comprometendo a credibilidade das regras orçamentais da zona euro (Angeloni *et al.*, 2012; Pisani-Ferry, 2012).

Na figura 1 é apresentada a trajetória do peso da dívida pública, em percentagem do PIB, nos países periféricos, na União Europeia e na Zona Euro, no lapso de tempo compreendido entre a criação da UEM, em 1999, e o final de 2014.

Especialmente a partir de 2009, o peso da dívida nos países periféricos aumentou de forma acentuada, em particular em Portugal e, sobretudo, na Grécia. Nestes dois casos, as dívidas públicas acumuladas no ano de 2014 aumentaram cerca de 50% face ao ano de 2009. No ano de 2014, a Grécia registou, claramente, a dívida mais elevada, correspondente a 180% do respetivo Produto Interno Bruto (PIB), enquanto a dívida de Portugal superou em 30% o valor do PIB, no mesmo ano. Também a Irlanda, a Espanha e, em especial, a Itália viram aumentar significativamente os valores das respetivas dívidas, em percentagem do PIB. Em qualquer dos casos, os valores das respetivas dívidas públicas estiveram muito acima da média dos países da zona euro e da média dos países da União Europeia, de 92% e 87%, respetivamente.

Figura 1. Evolução da dívida pública dos países periféricos.



Fonte: Eurostat

A ampla abrangência da crise financeira fez com que as suas consequências não se tivessem limitado ao setor subprime dos EUA, implicando também mudanças ao nível da emissão de dívida pública, em concreto nos países da zona euro, que antes da crise se baseava num padrão comum, que envolvia a colocação de dívida a longo prazo e a aplicação de taxas fixas de dívida.

Com base numa investigação baseada em 3000 emissões de dívida dos governos da zona euro e da Dinamarca, relativa ao período compreendido entre 2007 e 2009, DeBroeck e Guscina (2011) concluíram que, depois de meados de 2008, não foi mais possível a manutenção deste padrão comum, devido ao aumento das necessidades de financiamento soberano e à aversão dos investidores ao risco, factos que desencadearam uma subida dos prémios de risco. O aparecimento deste novo padrão de emissão de dívida pública passou a privilegiar prazos mais curtos na emissão de dívida (porque minimizadores de risco para o investidor), denominada em moeda estrangeira (transferência da exposição do risco da moeda do país de origem do investidor para o devedor), e/ou taxas flutuantes.

Os efeitos negativos da crise foram especialmente pronunciados nos países com défices orçamentais e com dívida pública elevados. De acordo com DeBroeck e Guscina (2011), a referida mudança no padrão de dívida pública obrigou os governos a lidar com o reduzido “apetite” dos investidores pelo risco e a limitar o impacto de défices e dívidas elevados no pagamento de juros, mas ao mesmo tempo expô-los a elevados riscos de refinanciamento e, por vezes, à exposição cambial. Durante a recente crise financeira global e, em especial, durante a crise das dívidas soberanas da zona euro, foram tomadas medidas extraordinárias por governos e por bancos centrais para evitar o colapso de toda a zona euro. Dado que a crise das dívidas foi acompanhada

por um abrandamento da atividade económica, o impacto da consolidação orçamental foi limitado, com diversos países da zona euro, em particular os da periferia, a enfrentarem problemas com a sustentabilidade de longo prazo das respetivas dívidas. Esta situação acabaria por conduzir aos pedidos de ajuda internacional da Grécia, da Irlanda, de Portugal, do Chipre e, parcialmente, de Espanha (para o resgate dos bancos). Relativamente aos dois primeiros, o pedido de ajuda externa aconteceu em 2010, enquanto o de Portugal foi solicitado em abril de 2011.

A emergência desta crise acabaria por motivar uma acesa discussão acerca de várias questões relacionadas com o funcionamento dos mercados financeiros. Nelson, Belkin e Mix (2010) destacam o facto de os sucessivos governos gregos terem recorrido a derivados para ocultar o verdadeiro nível da dívida pública. Mínescu (2010) refere que, após a ocorrência da crise financeira, o papel das agências de *rating* na prevenção de crises tem sido questionado; inclusive no âmbito da crise do *subprime*, o papel destas agências foi criticado por políticos e investidores, por estas terem falhado na sua identificação. Consequência desta vaga de críticas, os reguladores mostraram-se interessados em criar legislação relativamente aos conflitos de interesse decorrentes dos modelos de negócio usados por algumas agências de *rating*. Muitas outras questões de cariz financeiro, económico e político se colocaram, e se virão a colocar, uma vez que a crise financeira global é uma história cuja conclusão não pode, ainda, ser escrita.

Para estudar o comportamento observado pelas taxas das dívidas soberanas dos países da zona euro, diversos trabalhos científicos foram desenvolvidos, recorrendo às mais variadas metodologias.

Caporale e Girardi (2011) estudaram o contágio entre as bond yields soberanas na zona euro, concluindo que estas estão fortemente ligadas entre si. Arezki, Candelon e Sy (2011) concluíram que as descidas do *rating* soberano de um país da zona euro afetam, igualmente, a situação de outros países do mesmo espaço, embora o efeito seja mais acentuado quando a situação ocorre num país da Europa ocidental. Tamakoshi e Hamori (2013) analisaram a causalidade em média e a causalidade em variância entre os países periféricos, a Alemanha e a França, no período de 2007 a 2011, tendo encontrado evidência de efeitos de contágio na média, antes da crise, e de efeitos de contágio na variância, depois da crise. Partindo de um vetor autorregressivo, Bhanot, Burns, Hunter e Williams (2011) adotaram uma metodologia que os próprios designaram por índice de contágio, de modo a analisar as ligações entre as bond yields dos países da zona euro, no período de 2007 a 2011, para concluir que as ligações entre a Grécia e os restantes países sofreram um reforço, embora não tenham identificado evidências de contágio. Ao analisarem as dívidas dos países que compõem a União Europeia, Claeys e Vasicek (2012) identificaram diversas situações de efeitos de contágio de natureza bidirecional. No entanto, a Dinamarca, a Suécia e o Reino Unido escaparam a esta generalização, não sofrendo as consequências desse tipo de efeito. De acordo com os autores, a ocorrência de efeito de contágio dependeu das situações específicas de cada país. Comelli (2012) desenvolveu um modelo de previsão das taxas de juro soberanas, para aplicar a 28 economias emergentes, tendo concluído que o modelo falhou na previsão do comportamento das referidas taxas, em particular a partir de 2010, o que põe em evidência a importância das economias emergentes na redução da vulnerabilidade externa. De Santis (2012) analisou o período 2008-2011 e concluiu que o risco do crédito soberano nos países periféricos é mais elevado e estatisticamente significativo, e que o efeito de contágio a partir da Grécia para os outros países periféricos foi muito acentuado, mas o mesmo aconteceu relativamente à Bélgica e à França.

Recorrendo a um modelo C-GARCH e a análises de correlação e de causalidade, Sosvilla-Rivero e Morales Zumaquero (2012) estudaram as bond yields de onze países da zona euro, no período de 2001 a 2010, tendo concluído, em primeiro lugar, que as componentes transitórias, relacionadas com a perceção de mercado, tendem a ser menos importantes na explicação da volatilidade das obrigações do que as perturbações ocorridas nas variáveis macroeconómicas subjacentes; em segundo lugar, os resultados da análise de correlação e de causalidade permitiram identificar a existência de dois grupos de países fortemente relacionados entre si: o grupo dos países que formam o núcleo da UEM e o dos países periféricos.

### 3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 TESTES DE COINTEGRAÇÃO

O estudo das ligações de longo prazo entre as bond yields envolve a consideração do conceito de cointegração, recorrendo à abordagem de Johansen (1988), que se revela particularmente útil no caso multivariado.

Depois de testar a integração das séries, recorrendo ao teste aumentado de Dickey-Fuller, é aplicada a abordagem de Johansen a um vetor de correção do erro (VECM), na forma:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu + u_t \quad (1)$$

A abordagem de cointegração de Johansen recorre aos testes do traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) e do valor próprio máximo ( $\lambda_{\text{max}}$ ), baseados no rácio de verosimilhança. As estatísticas são expressas do modo seguinte:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (2)$$

O teste do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é  $r$ , contra a hipótese alternativa de ser  $r+1$ .

Por sua vez, o teste do valor próprio máximo é dado por:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3)$$

O valor próprio máximo testa a hipótese de o número de vetores cointegrantes ser maior do que  $r$ , contra a hipótese alternativa de ser  $r+1$ .

### 3.2 TESTES DE CAUSALIDADE

Com o objetivo de estudar as ligações de curto prazo entre as taxas de juro soberanas e a direção de influência entre elas, recorre-se ao conceito de causalidade de Granger, introduzido por Granger (1969), e mais tarde popularizado por Sims (1972), que assenta no pressuposto de que  $X_t$  causa  $Y_t$  se a predição da variável  $Y_t$  for melhorada com a informação desfasada de  $X_t$ , isto é, se a predição de  $Y_t$  for mais precisa quando usada a informação desfasada 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 os desfasamentos da variável excluída afetam a variável endógena. Este teste é designado por *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, pressupondo a hipótese nula de que as variáveis endógenas desfasadas não causam no sentido de Granger a variável dependente.

### 3.3 MODELO MULTIVARIADO ASSIMÉTRICO DE CORRELAÇÃO CONDICIONAL DINÂMICA

O modelo de correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), distingue-se de outros modelos, como por exemplo o de correlação condicional constante, proposto por Bollerslev (1990), por permitir que a matriz de correlação condicional seja variável ao longo do tempo. A estimação deste modelo envolve duas etapas. Na primeira etapa são aplicados modelos GARCH univariados a cada uma das séries. Finalmente, na segunda usam-se os resíduos estandardizados, obtidos na primeira etapa, para obter a correlação condicional.

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

$$\Sigma_t = D_t \Gamma_t D_t \quad (4)$$

onde

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (5)$$

$$\Gamma_{t+1} = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} Q_t [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (6)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

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

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} + q_{jj,t}}} \quad (8)$$

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

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

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + \log(\Gamma_t) + u'_t \Gamma_t^{-1} u_t \quad (9)$$

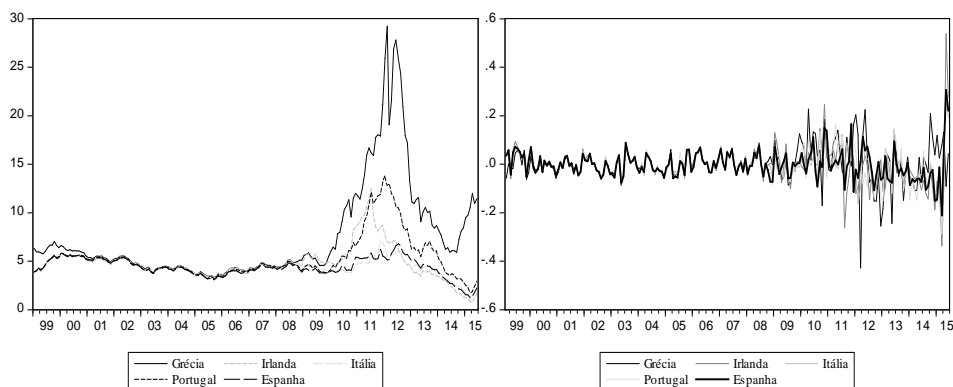
#### 4. DADOS E RESULTADOS EMPÍRICOS

Para concretizar os objetivos de investigação, a análise proposta neste trabalho baseia-se em dados mensais, obtidos a partir das estatísticas do Eurostat, relativos às bond yields de longo prazo, com maturidade de 10 anos, dos países periféricos da zona euro (Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha), compreendendo o lapso de tempo de janeiro de 1999 a junho de 2015. De modo a facilitar a compreensão dos efeitos produzidos com o aprofundamento da crise soberana, o período amostral foi subdividido em dois: o primeiro compreendido entre 1999 e 2009 e o segundo de 2010 em diante. Esta subdivisão teve em conta os resultados obtidos noutros trabalhos científicos, designadamente o de Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2014). Estes trabalhos atribuíram grande importância à ocorrência de diversos episódios de mercado, que ajudaram a acentuar a crise, em particular o reconhecimento do governo grego, em finais de 2009, de que as finanças públicas gregas estavam em pior situação do que supunha, dando início a uma fase de grande turbulência de mercado, traduzida num acentuado aumento das taxas de juro soberanas, que viria a culminar nos pedidos de assistência financeira da Grécia, da Irlanda, de Portugal e, parcialmente, da Espanha.

Começamos por apreciar a evolução das séries das yields soberanas, em níveis e das respectivas rendibilidades logarítmicas. Na figura 1 é apresentada a evolução destas séries em níveis (à esquerda) e da taxa de rendibilidades (à direita), no período amostral compreendido entre janeiro de 1999 e junho de 2015.

A análise gráfica dos índices permite concluir que estes apresentam padrões de comportamento algo semelhantes, em especial até ao ano de 2008. Os padrões de comportamento foram fortemente marcados pela emergência da crise financeira global e, mais tarde, pela emergência da crise das dívidas soberanas, em particular a partir do final de 2009, dando início a uma fase de subida dos valores das taxas soberanas dos cinco países estudados, associada a um acentuado aumento da volatilidade das mesmas. Os valores das yields sofreram fortes variações ao longo do período estudado. Contudo, apesar das variações ocorridas, as rendibilidades logarítmicas apresentam características de estacionaridade na média, dando uma primeira indicação de que estas possam ser estacionárias.

Figura 1. Evolução das yields soberanas.



As principais estatísticas descritivas das taxas soberanas nos dois subperíodos amostrais (em níveis) e no período amostral completo (rendibilidades logarítmicas) dos quatro países são apresentadas na tabela 1. A análise das estatísticas descritivas permite a conclusão de que, com exceção da taxa grega, todas as restantes apresentaram rentabilidade média diária negativa.

Para se saber da adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das cinco séries, foi aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores estatísticos podem ser vistos na tabela 1. Tendo em conta os valores dos testes e as respetivas probabilidades (iguais a zero), concluímos que todas as séries de rentabilidade são estatisticamente significativas a 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade das mesmas, o inverso acontecendo com as séries em níveis relativas aos dois subperíodos amostrais, cujo ajustamento da referida distribuição se revela adequado na grande maioria dos casos estudados.

Com o objetivo de averiguar da estacionaridade das séries (níveis e rendibilidades), foram aplicados os tradicionais testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF). A hipótese nula ( $H_0$ ) deste teste estipula que a série tem raiz unitária, ou seja, que a série é integrada de ordem 1,  $I(1)$ , face à hipótese alternativa ( $H_a$ ) de a série não possuir raiz unitária ou ser  $I(0)$ . Os resultados dos testes à estacionaridade das séries são apresentados na tabela 1. As séries de rendibilidades evidenciaram estacionaridade,  $I(0)$ , ao nível de significância de 1%, enquanto as séries em níveis mostraram ser não estacionárias, ou seja  $I(1)$ , para o mesmo nível de significância.

Tabela 1. Estatísticas descritivas.

	Antes da crise (níveis)					Após a crise (níveis)					Período completo (rendibilidades)				
	Gr	Irl	It	Por	Esp	Gr	Irl	It	Por	Esp	Gr	Irl	It	Por	Esp
<b>Média</b>	4,86	4,51	4,56	4,49	4,40	12,67	5,13	4,18	6,80	4,30	0,003	-0,004	-0,003	-0,001	-0,003
<b>Mediana</b>	4,68	4,45	4,46	4,36	4,25	10,95	4,70	4,23	6,20	4,53	0,002	-0,006	-0,004	-0,003	-0,005
<b>Máximo</b>	7,03	5,80	5,75	5,81	5,76	29,24	12,45	7,06	13,85	6,79	0,227	0,538	0,286	0,254	0,307
<b>Mínimo</b>	3,30	3,04	3,29	3,19	3,09	5,89	0,73	1,29	1,74	1,23	-0,427	-0,336	-0,190	-0,288	-0,212
<b>Desv. Padr</b>	0,85	0,70	0,60	0,65	0,66	6,04	2,84	1,33	3,24	1,42	0,077	0,077	0,055	0,064	0,059
<b>Assimetria</b>	0,40	-0,04	0,15	0,22	0,30	1,14	0,50	-0,28	0,50	-0,55	-0,792	1,480	0,731	-0,030	0,891
<b>Curtose</b>	2,37	2,10	2,24	2,19	2,18	3,45	2,51	2,78	2,23	2,44	8,954	17,018	7,645	5,712	7,892
<b>Jarque-Bera</b>	(0,06)	(0,10)	(0,16)	(0,10)	(0,06)	(0,00)	(0,18)	(0,61)	(0,11)	(0,12)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<b>ADF (Prob.)</b>	(0,57)	(0,70)	(0,63)	(0,57)	(0,56)	(0,54)	(0,38)	(0,39)	(0,52)	(0,39)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Com o objetivo de estudar a eventual existência de relações de longo prazo entre as bond yields dos países periféricos, foram aplicados testes de cointegração de Johansen, ao conjunto formado pelos cinco países e às diversas situações bivariadas.

Uma condição necessária à aplicação do teste de cointegração é a de que as variáveis tenham a mesma ordem de integração. Tendo em conta os resultados apresentados na tabela 1, conclui-se que, em qualquer dos casos, os testes de raízes unitárias de ADF mostraram que os índices em níveis são I(1), satisfazendo a condição prévia à aplicação dos testes de cointegração. Caso as séries sejam cointegradas, existe evidência estatística de relação de longo prazo entre os índices.

Importa sublinhar que o método de Johansen pressupõe a estimação prévia de um modelo vetorial. Um elemento fundamental na especificação dos modelos vetoriais é o tamanho do *lag*. Relativamente a cada uma das análises, a escolha do número ótimo de *lags* do VAR teve em conta os habituais critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Estimado o modelo VAR, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen, suportado nos testes do traço e do valor próprio máximo, cujas estatísticas são sintetizadas na tabela 2, que apresenta os valores das estatísticas e da probabilidade de rejeição da hipótese nula (*p-value*), de que não existe qualquer vetor cointegrante.

Tabela 2. Testes de cointegração de Johansen.

	Antes da Crise		Após a Crise	
	Teste do Traço ( $\lambda_{traço}$ )	Teste do Valor Próprio Máximo ( $\lambda_{max}$ )	Teste do Traço ( $\lambda_{traço}$ )	Teste do Valor Próprio Máximo ( $\lambda_{max}$ )
<b>Todos</b>	65,20532* (0,0005)	41,46351* (0,0005)	33,83572* (0,0162)	22,91810* (0,0277)
<b>Grécia/Irlanda</b>	24,29613* (0,0018)	2,74230* (0,0041)	9,314316 (0,3371)	8,250470 (0,3538)
<b>Grécia/Itália</b>	10,05691 (0,2764)	7,36944 (0,4464)	4,820599 (0,8276)	3,164023 (0,9352)
<b>Grécia/Portugal</b>	10,67662 (0,2322)	8,25531 (0,3533)	9,246638 (0,3431)	8,889299 (0,2955)
<b>Grécia/Espanha</b>	12,09962 (0,1522)	10,09578 (0,2057)	6,148553 (0,6780)	6,136426 (0,5958)
<b>Irlanda/Itália</b>	3,904269 (0,9111)	3,158101 (0,9356)	6,904269 (0,9111)	11,63895 (0,1751)
<b>Irlanda/Portugal</b>	4,728106 (0,8370)	4,245138 (0,8326)	19,88036* (0,0102)	16,98683* (0,0181)
<b>Irlanda/Espanha</b>	5,932319 (0,7035)	4,399416 (0,8150)	6,074342 (0,6867)	4,605335 (0,7906)
<b>Itália/Portugal</b>	33,14971* (0,0001)	29,96702* (0,0001)	7,927476 (0,4732)	7,304288 (0,4538)
<b>Itália/Espanha</b>	9,393551 (0,3302)	6,752226 (0,5189)	8,160692 (0,4484)	7,780872 (0,4014)
<b>Portugal/Espanha</b>	28,44229* (0,0234)	21,66322* (0,0230)	6,010596 (0,6943)	5,679705 (0,6546)

**Notas:** Esta tabela apresenta os testes de cointegração de Johansen entre as bond yields dos cinco países periféricos da UE, antes e após a crise das dívidas soberanas. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Fonte:** Do autor.

A hipótese nula de não-cointegração entre as yields dos cinco países foi rejeitada pelos testes do traço e do valor próprio máximo, para os níveis de significância de 1% e 5%, nos subperíodos antes e após a crise, respetivamente. Em qualquer dos casos, os resultados revelaram a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo entre o conjunto formado pelos países periféricos. O mesmo ocorreu com algumas relações bivaridas, designadamente as formadas pelos pares Grécia/Irlanda, Itália/Portugal e Portugal/Espanha, no subperíodo prévio à emergência da crise soberana, mas igualmente com o par Irlanda/Portugal, no último subperíodo.

Em resumo, a análise de cointegração identificou algumas relações de equilíbrio no longo prazo entre os pares de países europeus. A ocorrência de movimentos comuns sugere a existência de fatores comuns e de convergência, que limitam a variação independente das taxas e permitem um certo grau de previsibilidade do seu comportamento. A verificação de relações de equilíbrio condiciona as alternativas de investimento, perante uma possível estratégia de diversificação do investimento no contexto europeu. Contudo, os resultados permitem também perceber que é possível aos investidores, numa perspetiva de longo prazo, adotar uma estratégia de investimento que conjugue ativos representativos dos diversos países que não revelem relações de equilíbrio no longo prazo, podendo, por esse motivo, ser encarados como alternativas a considerar na diversificação do investimento.

Com o propósito de analisar a existência de relações de causalidade entre as yields foi aplicado o procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, cuja hipótese nula estabelece a não existência de relação causal entre os índices. Este procedimento avalia a significância conjunta de cada variável endógena desfasada, em cada uma das equações do VAR, através dos valores da estatística  $\chi^2$ , e, em simultâneo, a significância do contributo conjunto de todas as variáveis endógenas desfasadas, presentes na equação, recorrendo à estatística F. Para cada uma das equações dos modelos VAR estimados são apresentadas as estatísticas do teste Wald, acerca da significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas, com base nos desfasamentos selecionados, de acordo com os critérios de informação de Akaike e de Schwarz.

Na tabela 3 é apresentado um resumo dos resultados dos testes de causalidade de Granger. Os resultados revelam uma clara diferença entre os dois subperíodos amostrais considerados neste estudo. No primeiro subperíodo não foram identificadas quaisquer relações de natureza unidirecional ou bidirecional, estatisticamente significativas. Do mesmo modo, nenhuma das taxas soberanas foi causada no sentido de Granger pelo efeito conjugado das restantes taxas, razão para acreditar que o comportamento das bond yields tenha sido determinado sobretudo por fatores de ordem idiossincrática, mais do que por fatores comuns. Relativamente ao último subperíodo, os resultados mostram que a yield soberana da Irlanda ajudou a prever o comportamento da yield grega. Adicionalmente, as yields soberanas da Grécia e da Itália foram causadas no sentido de Granger pelo efeito conjugado das taxas dos países congéneres.

Tabela 3. Testes de causalidade de granger/block exogeneity wald tests.

		Antes da crise					Após a crise				
		Variável Dependente					Variável Dependente				
		Grécia	Irlanda	Itália	Portugal	Espanha	Grécia	Irlanda	Itália	Portugal	Espanha
Variáveis excluídas	Grécia		3,793	2,093	1,039	1,479		0,632	4,518	0,297	0,410
			(0,150)	(0,351)	(0,595)	(0,478)		(0,729)	(0,104)	(0,862)	(0,815)
	Irlanda	2,234		1,021	1,093	0,219	10,495		1,575	0,334	0,874
		(0,327)		(0,600)	(0,579)	(0,896)	(0,005)*		(0,455)	(0,846)	(0,646)
	Itália	0,498	1,765		3,431	3,335	4,462	4,211		0,117	5,479
		(0,780)	(0,414)		(0,180)	(0,189)	(0,107)	(0,122)		(0,943)	(0,065)
	Portugal	0,699	2,506	0,628		1,202	3,375	0,235	5,445		3,103
		(0,705)	(0,286)	(0,730)		(0,548)	(0,185)	(0,889)	(0,066)		(0,212)
	Espanha	1,143	3,699	1,608	3,037		1,833	3,781	4,967	0,022	
		(0,565)	(0,157)	(0,448)	(0,219)		(0,400)	(0,151)	(0,083)	(0,989)	
	Todos	9,428	12,954	8,219	9,250	6,685	20,190	5,577	18,480	1,157	10,283
		(0,308)	(0,113)	(0,412)	(0,322)	(0,571)	(0,010)*	(0,695)	(0,018)*	(0,997)	(0,246)

**Notas:** Esta tabela apresenta os testes de causalidade de Granger entre as bond yields dos cinco países periféricos da UE, gerados a partir das estimativas do modelo VAR. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Fonte:** Do autor.



Estes resultados levam-nos a concluir que, antes da crise soberana, as yields descreveram um comportamento autónomo. Após a emergência da crise, os fatores de mercado passaram a ajudar a explicar, parcialmente, os movimentos de algumas taxas soberanas. Porém, em qualquer dos casos, parece relativamente evidente que o comportamento destas taxas se possa diferenciar do descrito por outros ativos financeiros, em particular o do mercado de ações, que encontra uma forte explicação no desempenho dos mercados globais e, por esta razão, dificilmente diversificáveis. A este propósito, considerem-se, por exemplo, os resultados obtidos noutros trabalhos acerca do comportamento dos mercados bolsistas no âmbito da crise financeira global, nomeadamente os de Tudor (2011) e de Mandigma (2014), que identificaram uma forte proximidade entre mercados, quer em termos unidirecionais quer em termos bidirecionais. Este facto favorece a ideia de que o mecanismo gerador de rendibilidades nos índices bolsistas possa diferenciar-se do mecanismo gerador das bond yields, possivelmente por este último se mostrar mais relacionado com fatores específicos de cada país. Com o objetivo de aprofundar as dinâmicas de curto prazo entre as bond yields, foram estimados os modelos multivariados GARCH-DCC, tendo em consideração diversas especificações, designadamente quanto ao efeito assimétrico, ao tamanho do desfasamento na equação de volatilidade e à distribuição dos erros. Das várias estimações produzidas, e atendendo aos resultados obtidos para os habituais critérios de informação de Schwarz e Akaike, optou-se pelo modelo GARCH-DCC (1,1). A acomodação do efeito assimétrico e de desfasamento na equação da média não mostraram capacidade para melhorar a performance do modelo, razão pela qual foi escolhida a versão mais simples do mesmo. Os resultados da especificação selecionada são apresentados na tabela 4.

Em geral, os parâmetros do modelo estimado mostraram-se estatisticamente diferentes de zero, para o nível de significância de 1%, com exceção da constante. Adicionalmente, a soma dos parâmetros gerais do modelo ( $\alpha + \beta < 1$ ) é respeitada e aproxima-se da unidade, o que garante que a matriz de correlações condicionais seja definida positiva, permitindo concluir que o processo de geração de volatilidade é estável e evidencia um elevado grau de persistência, pelo que a persistência dos choques sobre a volatilidade das yields é elevada, significando que um choque sobre a volatilidade no momento presente mantém-se por longos períodos de tempo no futuro, como se o mercado contasse com uma espécie de memória.

Tabela 4. Estimativas do modelo GARCH-DCC multivariado.

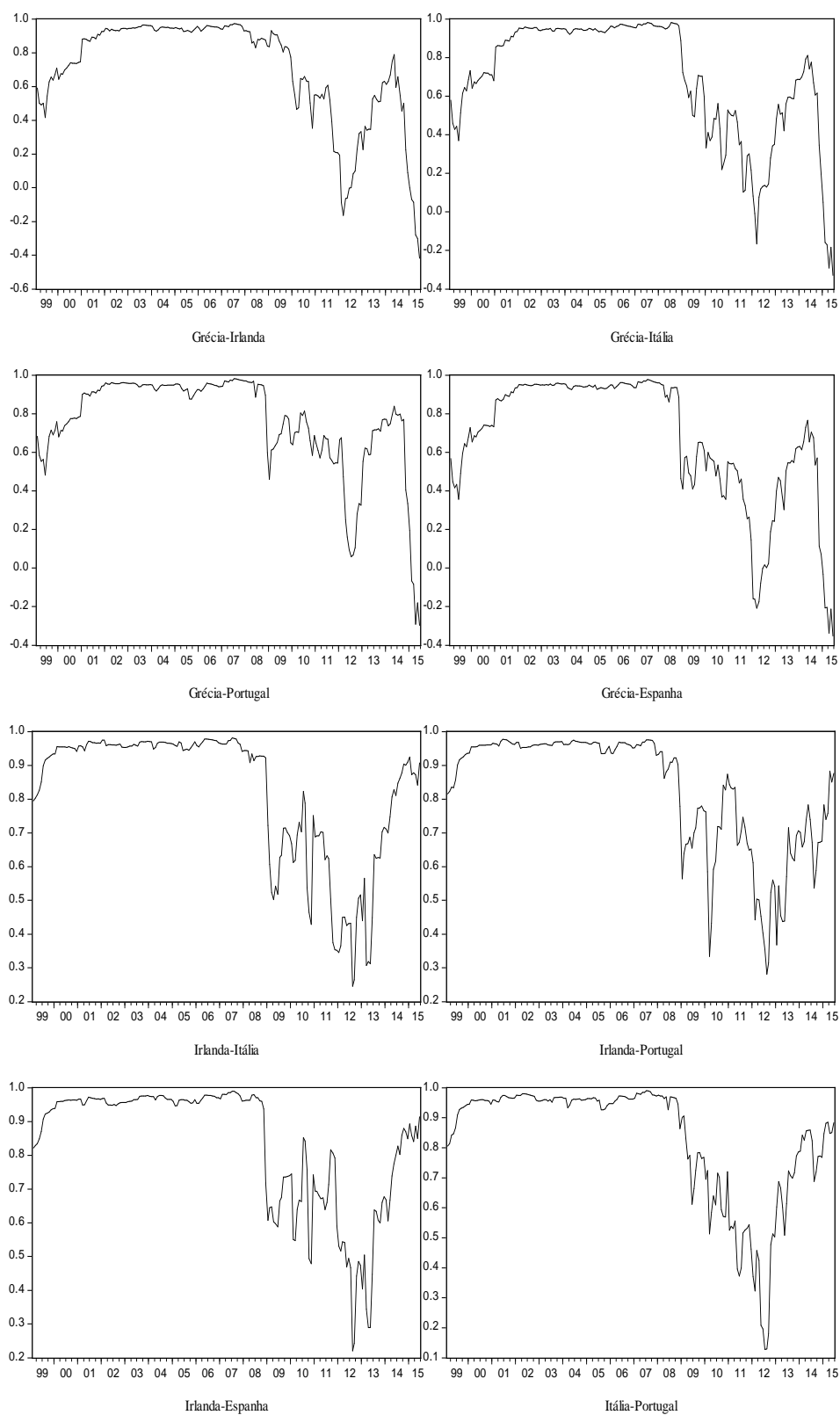
	Grécia	Irlanda	Itália	Portugal	Espanha
$\alpha_0$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	(0,4105)	(0,5677)	(0,2731)	(0,8331)	(0,5692)
$\alpha_1$	0,178903	0,231001	0,232203	0,167101	0,204659
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0022)	(0,0499)	(0,0117)
$\beta_1$	0,836909	0,808080	0,759939	0,855709	0,811288
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
$\alpha$	0,122923				
	(0,00000)				
$\beta$	0,869195				
	(0,00000)				
$\alpha + \beta$	0,992118				

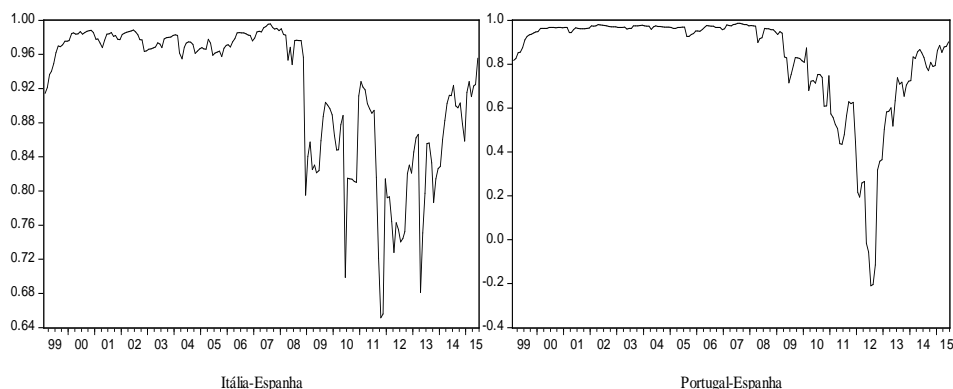
A partir das estimativas geradas pelo modelo multivariado, foi construída a figura 2, de modo a analisar a natureza variável no tempo das correlações estabelecidas entre as taxas soberanas dos cinco países periféricos.

A análise gráfica permite verificar que, na esmagadora maioria dos casos, ocorreu um claro incremento da correlação condicional, após os três primeiros anos de permanência na zona euro. Desde este momento até à fase de turbulência, vivida com a crise financeira, em 2008, as correlações entre os pares de países mostraram-se bastante fortes, estabilizando em valores superiores a 90%, o que evidencia, por um lado, a grande proximidade entre as taxas de juro soberanas dos países periféricos e, por outro lado, a existência de um padrão comum na emissão de dívida pública, em linha com os argumentos de DeBroeck e Guscina (2011), expostos anteriormente na revisão de bibliografia. Porém, a emergência da crise das dívidas soberanas viria a produzir consequências. O reduzido apetite dos investidores pelo risco contribuiu decisivamente para o aumento generalizado das taxas de juro soberanas, embora de forma mais acentuada nuns casos do que noutros. Esta situação criou uma certa diferenciação de curto prazo entre os países periféricos, com penalização dos mais frágeis, designadamente da Grécia, de Portugal e da Irlanda, com

reflexos na diminuição das correlações dinâmicas, em particular a partir de 2008, o que contraria o aludido padrão comum, característico das emissões de dívida ocorridas até esse período.

Figura 2. Correlações condicionais dinâmicas.





Os resultados obtidos acerca das dinâmicas de curto prazo estabelecidas entre as taxas soberanas permitem a conclusão de que a crise das dívidas não se traduziu numa maior convergência das condições do mercado de dívida, mas antes contribuiu para uma certa heterogeneidade, contrariando os resultados obtidos noutros trabalhos de investigação, designadamente o de Sosvilla-Rivero e Morales Zumaquero (2012), no qual foram identificados dois grupos homogêneos de países da zona euro: o núcleo central, composto pelos países mais fortes em termos económicos, e o grupo dos países periféricos. Aparentemente, em momentos de turbulência, como os vividos recentemente, e apesar dos países periféricos partilharem o espaço definido pela zona euro, as dinâmicas de curto prazo das respetivas dívidas públicas parecem ser determinadas por fatores de ordem interna, mais do que por fatores transversais de mercado.

Os resultados permitem, igualmente, concluir que, numa perspetiva de curto prazo, não se afigura razoável falar de integração dos mercados de dívida, atendendo à prevalência dos fatores de ordem idiossincrática face aos fatores comuns de mercado, razão para se acreditar que, apesar de os países estudados partilharem uma moeda comum e obedecerem as regras orçamentais igualmente comuns, os investidores continuam a usufruir, no seio da zona euro, de condições propiciadoras de oportunidades de especulação no investimento em obrigações soberanas.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou as ligações e as interdependências entre as taxas de dívida soberana dos países periféricos da zona euro (Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha), desde a sua criação até junho de 2015, adotando uma dupla perspetiva, de longo prazo e de curto prazo, de modo a aprofundar as consequências da emergência da crise financeira e, em particular, dos efeitos decorrentes da crise das dívidas soberanas. Com este propósito, recorreu-se a uma metodologia diversificada.

A análise de cointegração de Johansen permitiu identificar relações de equilíbrio no longo prazo entre o conjunto formado pelos cinco países europeus, em ambos os subperíodos amostrais estudados, não dependendo esse equilíbrio das condições de mercado. Este facto traduz-se na eventual existência de um padrão comum entre os mercados periféricos, que ajudou a explicar o mecanismo gerador das taxas soberanas. A ocorrência de movimentos comuns pode dever-se à verificação de fatores comuns, traduzidos numa certa integração dos mercados de dívida, o que limita a variação independente das yields e permite um certo grau de previsibilidade do seu comportamento, contrariando fortemente os pressupostos subjacentes à hipótese de eficiência dos mercados. A verificação deste tipo de relação de equilíbrio consubstancia a existência de uma tendência estocástica comum, que acaba por ser uma condicionante à seleção de alternativas de investimento, no sentido em que ficam restringidas as oportunidades de diversificação, se considerado exclusivamente o espaço definido pela zona euro.

Analisadas as dinâmicas de curto prazo entre as bond yields, conclui-se que, independentemente das condições de mercado, o comportamento destas é explicado sobretudo por fatores de ordem específica. Esta situação é especialmente clara no período prévio à crise das dívidas soberanas, em que não foram encontradas relações de causalidade com significância estatística, quer unidirecional quer bidirecional, não havendo, por esse motivo, razões para acreditar que movimentos em determinada taxa ajudem a melhorar a previsão de outra taxa. O número de relações de causalidade estatisticamente significativas aumentou com a crise das dívidas soberanas. De qualquer modo, as situações identificadas não são suficientes para se confirmar a hipótese de convergência de comportamentos. Aliás, os resultados do modelo multivariado de heterocedasticidade condicionada proporcionaram informação adicional nesse sentido, na medida em que, com a emergência da crise soberana, as taxas passaram a revelar sinais de divergência, em comparação com o que tinha ocorrido na fase anterior, transmitindo a ideia de que o comportamento das taxas soberanas é

determinado, em boa parte, por fatores específicos de cada país e de que os investidores, na formulação das suas decisões de investimento, diferenciam entre os países periféricos, em função da avaliação de risco associada a cada uma das opções de investimento. Por outro lado, e com diferença face a outro tipo de ativos, por exemplo os do mercado acionista, em que o risco sistemático representa um papel preponderante na explicação do comportamento das cotações, no mercado de dívida pública os fatores de índole específica e os fatores fundamentais, de natureza macroeconómica, parecem ter um peso significativo no comportamento das taxas soberanas, em particular em períodos de elevada turbulência, como os vividos recentemente.

## BIBLIOGRAFIA

- Angeloni, C., Merler, S. & Wolff, G. (2012). Policy Lessons from the Eurozone Crisis. *The International Spectator: Italian Journal of International Affairs* 47 (4), 17-34.
- Arezki, R., Candelon, B. & Sy, A. (2011). Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers: Evidence from the European Debt Crisis. *IMF Working Papers* 11/68, International Monetary Fund.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. & Mehl, A. (2011). Global Crises and Equity Market Contagion. National Bureau of Economic Research. *Working Paper* 17121. <http://www.nber.org/papers/w17121>. Consultado em 2015.
- Bhanot, K., Burns, N., Hunter, D. & Williams, M. (2011). Was There Contagion in Eurozone Sovereign Bond Markets During the Greek Debt Crisis? *Working Paper* 006, University of Texas.
- Bollerslev, T. (1990). Modeling the Coherence in the Short-Run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*, v. 72, p. 498-505.
- Caetano, J. & Sousa, M. (2013). Será a União Bancária uma solução para a crise do euro?. *Debater a Europa - Periódico do CIEDA e do CEIS20, em parceria com GPE e a RCE* (8), 87-109.
- Caporale, G. M. & Girardi, A. (2011). Fiscal Spillovers in the Euro Area. *CESifo Working Paper Series* 3693, CESifo Group Munich.
- Claessens, S., Dell'Ariccia, G., Igan, D. & Laeven, L. (2010). Lessons and Policy Implications from the Global Financial Crisis. IMF Working Paper No. 10/44.
- Claeys, P. & Vasicek, B. (2012). Measuring Sovereign Bond Spillover in Europe and the Impact of Rating News. *Mimeo*, Czech National Bank.
- Comelli, F. (2012). Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Estimation and Back-testing. *Emerging Markets Review*, vol. 13, issue 4, pp. 598-625.
- De Santis, R. (2012). The Euro Area Sovereign Debt Crisis. Safe Haven, Credit Rating Agencies and the Spread of the Fever from Greece, Ireland and Portugal. *ECB Working Paper* 1419, European Central Bank.
- DeBroeck, M. & Guscina, A. (2011). Government Debt Issuance in the Euro Area: The Impact of the Financial Crisis. IMF Working Paper WP/11/21, January.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
- Fabozzi, F. (1995). *Investment Management*, Prentice-Hall.
- Gómez-Puig, M. & Sosvilla-Rivero, S. (2014). EMU sovereign debt markets crisis: Fundamental-based or pure contagion? *Institut de Recerca en Economia Aplicada (IREA) Working Papers. Universitat de Barcelona. 2014/02*.
- Goyal, R., Brooks, P., Pradhan, M., Tressel, M., Dell'Ariccia, M. & Pazarbasioglu, C. (2013). A Banking Union for the Euro Area. *International Monetary Fund Discussion Note*, 1-31.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-454.
- Lin, J. & Treichel, V. (2012). The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause. World Bank. WPS5937. [http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349\\_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf). Consultado em 2015.
- Mandigma, M. (2014): "Stock Market Linkages among the ASEAN 5+3 Countries and US: Further Evidence". *Management and Administrative Sciences Review*, Volume: 3, Issue: 1, pp. 53-68.
- Minescu, A. (2010). A Study on the Failure of sovereign Credit Ratings. *The Business Review Cambridge*, ISSN 1553 – 5827, Vol. 16, December, 2010.

Nelson, R., Belkin, P. & Mix, D. (2010). Greece's Debt Crisis: Overview, Policy Responses, and Implications. Congressional Research Service, 7-5700, www.crs.gov, R41167, 27<sup>th</sup> April.

Pisani-Ferry, J. & Wolff, G. (2012). The Fiscal Implications of a Banking Union. *Bruegel Policy Contribution* (2), 1-8.

Sims, C. (1972). Money, Income and causality. *American Economic Review*, 62, pp. 540-552.

Sosvilla-Rivero, S. & Morales-Zumaquero, A. (2012). Volatility in EMU sovereign bond yields: permanent and transitory components. *Applied Financial Economics* 22 (17), 1453-1464.

Tamakoshi, G. & Hamori, S. (2013). Volatility and mean spillovers between sovereign and banking sector CDS markets: a note on the European sovereign debt crisis. *Applied Economics Letters* 20 (3), 262-266.

Tse, Y. & Tsui, A. (2002). A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351-363.

Tudor, C. (2011). Changes in Stock Markets Interdependencies as a Result of the Global Financial Crisis: Empirical Investigation on the CEE Region. *Panoeconomicus*, 4, pp. 525-543.