



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Mestrado em Economia Especialização em Economia Financeira

Walter Gameiro Mendes

CONTÁGIO NOS MERCADOS FINANCEIROS DOS GIIPS

Trabalho de projeto orientado por:
Professor Doutor Nuno Silva

Junho de 2014



UNIVERSIDADE DE COIMBRA



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Contágio nos mercados financeiros dos GIIPS

Trabalho de Projeto de Mestrado em Economia, na especialidade de Economia Financeira, apresentado à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, para obtenção de grau de Mestre

Coimbra - 2014

Orientando: Walter Gameiro Mendes

Orientador: Professor Doutor Nuno Silva

Agradecimentos

Gostaria de agradecer a todos os meus familiares e amigos, que direta ou indiretamente me apoiaram na realização deste trabalho de projeto, ajudando-me assim no término deste ciclo do meu percurso académico.

Queria ainda deixar um especial obrigado ao Professor Doutor Nuno Silva, pela sua orientação, apoio e disponibilidade cedidos no decurso da realização desta dissertação.

Resumo

A crise do *subprime* evidenciou a necessidade em entender como os mercados internacionais interagem em períodos de instabilidade. O presente estudo pretende testar a existência de contágio nos mercados obrigacionistas das cinco economias denominadas de GIIPS. A esta hipótese contrapõem-se que alterações durante períodos de choque são apenas fruto de uma interdependência previamente existente. O modelo econométrico utiliza *spreads* de obrigações de tesouro a 10 anos durante o período compreendido entre 2008 e Outubro de 2013. Os resultados obtidos revelaram a existência de 27 períodos de choque, nos quais se detetaram fenómenos de contágio em 17 destes.

Palavras-chave: Mercado bolsista, contágio financeiro, GIIPS, crise do *subprime*

Classificação JEL: E3, F3, F4

Abstract

The subprime crisis has evidenced the necessity in understanding how international markets interact in unstable periods. The present study aims to test the existence of contagion in the bond markets from the five economies denominated GIIPS. The alternative hypothesis is that alterations during shock periods are merely a result of a previously existent interdependence. The econometric model estimated in order to test the contagion hypothesis utilizes 10 year treasury bond yield spreads, during the period comprised between 2008 and October 2013. The results obtained revealed the existence of 27 episodes of market turbulence, identifying significantly non-linear effects in 17 of those.

Keywords: Bond market, contagion, GIIPS, subprime crisis

JEL Classification: E3, F3, F4

Índice

1	Introdução.....	5
2	Revisão de literatura.....	3
2.1	Teorias de propagação de choques internacionais.....	3
2.2	Estudos prévios.....	4
3	Estudo empírico.....	6
3.1	Base de dados e estatísticas descritivas.....	7
3.2	Metodologia econométrica.....	8
4	Resultados.....	12
4.1	Identificação dos períodos de choque.....	12
4.2	Análise da interdependência.....	16
4.3	Análise de não linearidades.....	18
5	Conclusão.....	21

Bibliografia

Anexos

Índice de quadros

1	Coeficientes do modelo de equações simultâneas estimado por OLS	17
2	Coeficientes das variáveis <i>dummy</i> no modelo de equações simultâneas estimado por FIML (excluídos os coeficientes dos países de origem de choques)	19
3	Estatísticas descritivas	
4	Testes ADF das variáveis.....	
5	Teste de desfasamentos.....	
6	Períodos de choque detetados.....	
7	Coeficientes das variáveis <i>dummy</i> no modelo de equações simultâneas estimado por FIML.....	

Índice de figuras

1	Evolução dos spreads das obrigações de tesouro da Grécia.....
2	Evolução dos spreads das obrigações de tesouro de Portugal.....
3	Evolução dos spreads das obrigações de tesouro da Irlanda.....
4	Evolução dos spreads das obrigações de tesouro da Itália.....
5	Evolução dos spreads das obrigações de tesouro de Espanha.....
6	Evolução dos taxas de rentabilidade atuariais das obrigações alemãs.....

1 Introdução

A mais recente crise global revelou dificuldades de reação e de contenção dos seus efeitos em economias desenvolvidas, resultando assim na estagnação do crescimento económico e na deterioração do nível de vida da população em geral. Após o culminar da crise do *subprime* em 2008, nos Estados Unidos da América, assistiu-se a uma rápida propagação da mesma, provocando esta uma crise a nível global. Este facto evidenciou os efeitos da globalização nos mercados financeiros internacionais. O aumento do nível de interdependência reforça a importância de compreender os mecanismos de propagação de choques financeiros.

A expansão da crise foi particularmente lesiva para a Zona Euro. Esta expôs as fragilidades existentes dos seus participantes, nomeadamente a dívida pública excessiva e sistemas bancários com práticas de elevado risco. Apesar do alastramento da crise do *subprime* ter afetado toda a Zona Euro, os seus efeitos foram mais notórios em certos países membros. Esta foi a realidade na Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, grupo de países da Zona Euro apelidados de GIIPS. Assiste-se, de momento, a uma recuperação estável e a prognósticos positivos, sendo no entanto necessário conter as repercussões de crises futuras, de forma a manter um crescimento sustentável.

O presente estudo irá analisar os efeitos de contágio nos mercados financeiros dos GIIPS. É fundamental, em primeiro lugar, encontrar uma definição do termo contágio. Esta é uma temática amplamente discutida em literatura anterior, mas na qual o estudo presente não se alongará. Estabelece-se assim, para efeitos do projeto corrente, contágio como um aumento significativo dos coeficientes de correlação entre mercados financeiros durante períodos de crise. A não existência de contágio implica que a propagação de choques se deve exclusivamente à interdependência entre mercados. O termo interdependência traduz os coeficientes de correlação habituais entre países, sendo necessário em primeiro analisar estas relações, de forma a detetar a existência de não linearidades.

O estudo a realizar pretende analisar o fenómeno de contágio, utilizando observações do mercado obrigacionista. Os dados recolhidos correspondem às taxas de rentabilidade atuariais das obrigações de tesouro a 10 anos. Estas representam um indicador de sustentabilidade das finanças públicas da economia correspondente. Na estimação do modelo são utilizados os *spreads* das obrigações dos GIIPS em relação às obrigações alemãs. O mercado financeiro da Alemanha é habitualmente tomado como

referência no cálculo dos *spreads*, devido ao seu reduzido nível de risco e à sua estabilidade.

O período de estudo em causa iniciar-se-á em 2008 e terminará em Outubro de 2013. Este intervalo de tempo engloba o início da crise na Zona Euro, finalizando num período de relativa estabilidade. No modelo econométrico utilizam-se observações semanais (registam-se os *spreads* observados a cada segunda-feira) recolhidas através da base de dados *Datastream*.

O estudo empírico terá como objetivo final a deteção de não linearidades. Esta sucederá em 3 fases. Inicialmente, procede-se à identificação dos períodos em que ocorrem choques financeiros. Para este efeito consideram-se as observações com valores atípicos, ou seja os *outliers*, sendo estas posteriormente identificadas por variáveis *dummy*. De seguida, é necessário criar um modelo de interdependência, por forma a especificar os canais habituais de propagação de choques. Por último, testa-se a hipótese de que estes canais se alteram significativamente durante períodos de instabilidade, ou seja testa-se a existência de contágio.

O estudo será estruturado em 5 secções e várias subsecções. Na secção 2 explicitam-se as teorias de propagação de choques internacionais, seguindo-se uma revisão da literatura. Na secção 3 analisam-se as observações recolhidas, explicitando-se de seguida a metodologia econométrica utilizada. Na secção 4 expõem-se os resultados obtidos em cada um dos processos realizados com a finalidade de detetar a existência de contágio. Na última secção apresentam-se as conclusões obtidas.

2 Revisão de literatura

Nesta secção define-se inicialmente o termo contágio, relacionando-se este com teorias elaboradas em literatura antecedente. De seguida serão apresentados alguns dos estudos mais relevantes na elaboração deste projeto.

2.1 Teorias de propagação de choques internacionais

O termo contágio está aberto a variadas interpretações, existindo vários estudos que discutem as diversas possibilidades. No âmbito deste estudo, será interpretado como o aumento significativo de correlação entre mercados durante períodos de instabilidade. Este aumento justifica-se pela formação de canais de propagação de choques internacionais inexistentes em períodos estáveis.

A metodologia aplicada pretende identificar contágio, não especificando no entanto o mecanismo de propagação responsável. É no entanto relevante compreender o funcionamento de tais mecanismos. Existem, sobre este tema, várias teorias elaboradas, das quais se distingue neste projeto a compilação de Forbes e Rigobon (2001). Os autores justificam a propagação de choques a nível internacional com base em dois grupos de teorias. Um dos grupos aglomera as teorias de contingência de crise, nas quais se reúnem mecanismos de propagação criados durante períodos de crise, enquanto que no segundo se englobam as teorias de não contingência de crise, que justificam a propagação de choques por mecanismos previamente existentes.

As teorias de contingência de crise incluem mecanismos de equilíbrio múltiplo, de liquidez endógena e de economia política. O primeiro dos mecanismos mencionados ocorre quando uma crise provoca alterações às expectativas dos investidores. Estas alterações influenciam os investimentos nas restantes economias, propagando-se assim os choques para o meio internacional. O fenómeno de liquidez endógena sucede perante a redução de fundos dos investidores. A crise de um país acarreta prejuízos forçando a recomposição de portfólios nas restantes economias, traduzindo assim num aumento de correlação na fase inicial de um choque. O último dos mecanismos de contingência de crise corresponde ao contágio político. Este ocorre devido à integração política de algumas economias. As normas resultantes de tal integração podem forçar os países a alterar as suas taxas de câmbio em função de uma crise ocorrida num dos seus associados. Estas alterações causam uma aglomeração das crises cambiais, gerando assim um mecanismo de transmissão previamente inexistente.

As teorias de não contingência de crise abrangem os mecanismos de troca, de políticas de coordenação, de reavaliação de mercados e de choques agregados casuais. O mecanismo de troca atua de acordo com as exportações e importações do país no qual o choque tem origem. Uma redução do consumo interno poderá aumentar as suas exportações ou reduzir as importações, aumentando assim a competitividade dos mercados internacionais. O mecanismo de propagação de políticas de coordenação é acionado perante acordos internacionais, sendo um exemplo disto as uniões aduaneiras. Uma crise originária numa economia pertencente a tal união, pode impor que os restantes membros aumentem as suas taxas alfandegárias. O terceiro mecanismo de propagação deste grupo consiste na reavaliação de mercados por parte dos investidores. Estes vão considerar os resultados de uma crise na sua estratégia de investimento em economias com políticas e estruturas macroeconómicas semelhantes. O mecanismo de choques agregados casuais encerra as teorias de não contingência. Este argumenta que choques financeiros internacionais¹ podem causar um movimento dos mercados financeiros de várias economias no mesmo sentido, reforçando assim a correlação existente entre os mesmos.

2.2 Estudos prévios

Forbes e Rigobon (2001) definem quatro metodologias possíveis na deteção de contágio financeiro. Estas são: coeficientes de correlação; modelos autorregressivos de heteroscedasticidade condicional (ARCH) e a sua forma generalizada (GARCH); técnicas de cointegração e, por fim, estimação de mecanismos de choque específicos através de modelos *probability unit* (probit).

O primeiro estudo significativo de contágio financeiro foi efetuado por King e Wadhvani (1990). Os autores analisaram os preços de ações nos EUA, Reino Unido e Japão durante o *Crash* de 1987. Analisando as alterações na correlação das variáveis observadas, concluíram a existência de contágio, que provocou um aumento de volatilidade dos mercados financeiros.

As autoras Calvo e Reinhart (1996) analisaram as correlações de preços de ações nas economias emergentes da América latina e da Ásia, durante a crise do México de 1994. No continente americano observaram Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México,

¹ São exemplos de choques financeiros internacionais um aumento da taxa de juro internacional, uma contração na oferta internacional de capital ou um decréscimo na procura internacional.

Perú e Venezuela. Na Ásia investigaram Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia e Tailândia. As autoras concluíram que existiu de facto contágio, sugerindo as suas descobertas uma regionalização de contágio.

Baig e Goldfajn (1998) realizaram uma análise extensiva referente à crise do leste asiático, entre 1997 e 1998. Testaram a existência de contágio utilizando índices bolsistas, taxas de câmbio, taxas de juro e *spreads* das mesmas em relação aos EUA. Na sua análise investigaram Coreia, Filipinas, Indonésia, Malásia e Tailândia. Estudaram o nível de correlação dos seus mercados financeiros durante a crise, analisando durante o mesmo período, 5 economias desenvolvidas, de modo a existir um grupo de controlo para os resultados obtidos. Os autores concluíram, através do estudo de coeficientes de correlação, a existência de contágio nos mercados financeiros asiáticos durante o período observado. Estes complementaram a sua análise estimando um modelo *probit* baseado em eventos específicos que pudessem influenciar os mercados financeiros asiáticos. As suas conclusões reforçaram as do modelo anterior.

Rigobon (1999) estudou os problemas de variáveis endógenas, variáveis omitidas e heteroscedasticidade que ocorrem na deteção de contágio. De forma a solucionar esta problemática, o autor estimou os coeficientes de correlação através do método de variáveis instrumentais (IV). Foi realizada uma análise a 36 economias, ao longo de 5 anos, sendo os dados constituídos por observações de índices bolsistas e taxas de juro de curto prazo. Durante esse período ocorreram 3 crises significativas: crise do México em 1994; crise financeira asiática em 1997 e crise russa em 1998. As descobertas do autor originam dúvidas nas teorias favoráveis à existência de contágio, sugerindo os seus resultados que a propagação de choques sucede devido a uma prévia interdependência, e não como resultado de mecanismos de propagação formados durante os períodos de crise.

Favero e Giavazzi (2002) elaboraram um modelo de interdependência, aplicando o método de máxima verossimilhança com informação completa (FIML), de modo a captar as não linearidades de forma mais eficiente que autores anteriores. Os autores analisaram os coeficientes de correlação entre países pertencentes ao *European Rate Mechanism* (ERM), nomeadamente Suécia², França, Itália, Espanha, Bélgica, Holanda e Dinamarca. A variável utilizada foi o *spread* entre a taxa de juro a 3 meses da

² Suécia adicionada ao estudo apesar de não ser membro do ERM, pois os valores da coroa sueca mantiveram-se semelhantes aos do marco alemão durante o período observado.

Alemanha e dos países selecionados. Os autores concluíram que existiu contágio generalizado entre as economias pertencentes ao ERM, observando-se ainda situações de *flight-to-quality*. Este fenómeno é causado pela fuga de investimento para economias mais seguras durante períodos de instabilidade. Assim, numa crise generalizada, economias com mercados sólidos vão beneficiar de investimento estrangeiro.

Gonzalo e Olmo (2005) estudaram o efeito de contágio e a sua relação com o fenómeno de *flight-to-quality*. Para tal, foi elaborado um modelo utilizando uma função copula, de modo a comparar a variação de obrigações e de ações do mesmo índice perante choques financeiros. Para o período entre 1997 e 2004, a análise do índice de ações da *Dow Jones* a 2 anos e do índice de obrigações a 2 anos revelou um efeito de contágio, quando ambos se encontram em período de crise, e um efeito *flight-to-quality*, quando apenas um dos índices sofre choques financeiros. O índice de mercado de obrigações a 30 anos da *Dow Jones* exibiu independência face a choques do mercado acionista.

Mais recentemente, Kalbaska e Gałkowski (2012) analisaram o contágio dos mercados financeiros nos GIIPS, Reino Unido, França e Alemanha, utilizando dados relativos aos *spreads* de contratos de *credit default swap* (CDS) de cinco anos, para o período compreendido entre 2005 e 2010. Este tipo de contrato reflete as expectativas dos investidores face ao não pagamento da dívida subjacente ao contrato. Uma estimação dos coeficientes de correlação recorrendo a um modelo de média móvel exponencialmente ponderada (EWMA) revelou a existência de contágio. Os autores foram mais longe, realizando testes de causalidade de Granger. Os resultados foram semelhantes à da estimação por EWMA, registando-se um aumento significativo da interdependência após os períodos de crise. Por fim, analisaram as funções impulso-resposta, inferindo que das cinco economias dos GIIPS, Irlanda e Espanha seriam os países mais influentes no mercado de CDS. Dos países observados, o Reino Unido teve o menor impacto no mercado de CDS da Zona Euro.

3 Estudo empírico

Na seção presente, apresenta-se, em primeiro lugar, a base de dados e as suas estatísticas descritivas. Seguidamente, expõe-se a metodologia econométrica aplicada na deteção de contágio.

3.1 Base de dados e estatísticas descritivas

Por forma a detetar a existência de contágio nas cinco economias analisadas utiliza-se um indicador representativo da situação financeira do país em questão. O indicador selecionado, com este propósito, é a taxa de rentabilidade atuarial das obrigações de tesouro a 10 anos. Esta escolha baseia-se no facto de este reagir ao risco de incumprimento dos pagamentos da dívida pública dos países em questão. O parecer dos investidores define os valores ao qual se fixa a taxa de juro, derivada da lei da oferta e da procura. Valores menores desta taxa estão associados a economias saudáveis, com um risco muito reduzido de incumprimento (procura mais elevada). Em economias mais instáveis o valor das taxas de juro sobe, dado que os investidores necessitam de compensação a fim de suportar o risco mais elevado (procura mais reduzida). Assim, aos choques negativos nos mercados financeiros, está associada um aumento da taxa de juro, enquanto que no caso de choques positivos os papéis invertem-se, existindo uma redução da taxa de juro.

No estudo empírico serão utilizadas as taxas de juro das obrigações de tesouro a 10 anos de seis economias: Grécia; Irlanda; Itália; Portugal; Espanha e Alemanha. A taxa de juro alemã será utilizada como uma referência, tendo em conta a sua estabilidade. Os *spreads* serão calculados com base na mesma. A cada uma das taxas de juro das obrigações dos GIIPS subtrai-se a taxa alemã, resultando este cálculo nos cinco *spreads* utilizados na elaboração do modelo econométrico.

Por forma a calcular os *spreads* foram recolhidas 304 observações de cada país, recorrendo à base de dados *Datastream*. Estas são semanais³, abrangendo o período desde 7 de Janeiro de 2008 até 28 de Outubro de 2013. A escolha da seleção deste intervalo temporal justifica-se com o facto de este incluir o início da crise do *subprime*, atingindo, no final, um período em que os mercados se encontram estáveis e se assiste a uma recuperação das economias mais afetadas.

Os gráficos dos *spreads* das obrigações dos GIIPS podem ser observados nas figuras 1 a 5. Na figura 6 é possível consultar o gráfico da evolução das taxas de juro de obrigações a 10 anos alemãs. Além de ser o indicador utilizado na construção dos *spreads*, é igualmente importante para a compreensão do fenómeno *flight-to-quality*, discutido posteriormente, na secção 4.

³ Registam-se os valores observados a cada segunda-feira.

Atentando ao quadro 3, é possível constatar diferenças significativas nos valores dos spreads das cinco economias analisadas. Neste, é possível observar várias estatísticas descritivas, nomeadamente a média, desvio padrão, máximo, mínimo, enviesamento e excesso de curtose. A Grécia isola-se com uma média e desvio padrão significativamente mais elevados que as restantes economias, atingindo o seu *spread* um valor máximo de 40,1%. Portugal e Irlanda apresentam *spreads* significativamente mais reduzidos, não obstante os seus valores elevados, com máximos de 14,4% e 11,3%, respetivamente. Espanha e Itália apresentam valores muito semelhantes entre si, e significativamente mais reduzidos e estáveis do que as restantes economias dos GIIPS. Os *spreads* espanhóis atingem 6,4%, enquanto que se observa um máximo de 5,3% nos italianos. Em suma, é possível constatar que os cinco mercados foram afetados em diferentes graus pela crise do *subprime*. Também os períodos de maior impacto se distinguem. Na Grécia, Portugal e Irlanda os valores mais elevados observam-se durante o terceiro quartil. Nas economias espanhola e italiana registam-se choques mais significativos no final do terceiro quartil, estendendo-se estes ao quarto quartil.

3.2 Metodologia econométrica

Existem, tal como enunciado anteriormente, várias possibilidades metodológicas no processo de deteção de contágio. No estudo corrente recorre-se à aproximação mais direta, a análise de coeficientes de correlação entre as economias selecionadas, num processo semelhante ao efetuado por Favero e Giavazzi (2002). Tal processo segmenta-se em três fases distintas. Em primeiro lugar, detetam-se os períodos de crise, que correspondem aos *outliers*⁴ das séries. Identificados os períodos de crise, são incluídas no modelo variáveis *dummy* representativas de cada um dos *outliers*. Na segunda fase, procede-se à estimação da interdependência entre as cinco economias dos GIIPS. Por fim, testa-se a hipótese de que o modelo de interdependência não é suficiente para justificar a disseminação de choques em períodos de crise, ou seja, testa-se a existência de mecanismos de propagação de choque que apenas se manifestam em períodos de instabilidade.

Previamente à estimação dos modelos econométricos é necessário testar a estacionaridade das séries de *spreads*. Caso os testes realizados revelem séries não estacionárias os pressupostos estatísticos de que a média e variância são constantes

⁴ Outliers representam os valores atípicos, ou seja que diferem em grau significativo da média.

podem ser afetados, resultando em conclusões erróneas. Realiza-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), teste de raiz unitária, em que se testam as hipóteses:

$$\Delta y_t = \mu_t + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \gamma_i \Delta y_{t-1} \beta_t + \epsilon_t$$

$H_0: \varphi = 0$ (não estacionaridade)

$H_1: \varphi < 0$ (estacionaridade)

Como é possível observar no quadro 4, nenhuma das variáveis em questão é estacionária, uma vez que em nenhum dos casos se pode rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade⁵. Este facto traduz a instabilidade dos mercados financeiros nos GIIPS durante o período observado.

Determinada a existência de não estacionaridade, existem três possibilidades de se proceder na estimação dos modelos. Estas são: ignorar a não estacionaridade e realizar um modelo em níveis; utilizar as primeiras diferenças das variáveis; testar a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis e utilizar o mesmo num modelo vetorial de correção dos erros (VECM).

A primeira alternativa origina problemas ao realizar testes de hipóteses, tendo esta de se basear em testes que utilizem distribuições *t standard* e F. Os argumentos a seu favor incluem: estimação consistente dos parâmetros; distribuição assintótica é idêntica ao do modelo estimado em diferenças (mesmo que este seja o verdadeiro modelo); pode ser utilizada uma inferência *bayesiana* na realização de testes que não sejam *standard*.

A segunda aproximação, que consiste em diferenciar todas as variáveis não estacionárias, pode gerar uma estimação mal especificada. Este problema sucede caso as variáveis sejam incorretamente rotuladas de não estacionárias, ou caso exista uma combinação linear estacionária das séries.

Finalmente, é possível a realização de um VECM caso exista um vetor de cointegração entre as séries. A objeção a esta hipótese reside na possibilidade das restrições efetuadas se revelarem inválidas. Tal facto provoca a rejeição de hipóteses nulas que são verdadeiras, ou a aceitação destas quando são na realidade falsas.

Os argumentos expostos anteriormente abonam em favor da estimação de um modelo em níveis, procedendo-se assim à sua utilização no restante processo empírico.

⁵ O valor p das 5 variáveis é superior a 0.1 e portanto não se pode rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade a 1%, 5% ou 10%.

Esta metodologia vai de encontro à utilizada pelos autores Favero e Giavazzi (2002), quando confrontados com situação similar. De forma a complementar os fundamentos teóricos e a solidificar os resultados obtidos, estimou-se adicionalmente o VECM e o modelo em primeiras diferenças. Obtiveram-se resultados idênticos ao modelo estimado em níveis.

A primeira das três fases enunciadas anteriormente consiste na deteção dos períodos de choque. Com este intuito, procede-se à estimação de um modelo autorregressivo vetorial (VAR) na sua forma reduzida, através do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Este modelo permite relacionar múltiplas séries temporais e os seus desfasamentos. O modelo VAR trata as variáveis de forma simétrica, existindo uma equação para cada uma delas. Exemplificando, para simplicidade, no estudo de apenas dois países, país 1 e 2⁶, o modelo é descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{Spread}_{1,t} &= c_1 + b_{11}\text{Spread}_{1,t-1} + b_{12}\text{Spread}_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ \text{Spread}_{2,t} &= c_2 + b_{21}\text{Spread}_{1,t-1} + b_{22}\text{Spread}_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (1)$$

No sistema de equações as variáveis dependentes correspondem aos *spreads* contemporâneos do país em questão. Nas variáveis independentes, surgem os *spreads* desfasados do próprio país, seguido do *spread* desfasado das restantes economias incluídas no modelo.

Previamente à estimação do modelo é necessário encontrar o número de desfasamentos ótimo a incluir. Os critérios de informação de Schwarz Bayesian (BIC) e de Hannan-Quinn (HQC) são os mais indicados na seleção de desfasamento neste modelo, devido ao tamanho da amostra⁷. Ambos os critérios indicam que os melhores valores (isto é, minimizados) resultam da utilização de 1 desfasamento (veja-se quadro 5). Procede-se à estimação do modelo, descrito em (1), utilizando 1 desfasamento, com o objetivo de analisar não os seus coeficientes mas sim os seus resíduos. Os resíduos obtidos sofrem de heteroscedasticidade, autocorrelação e não normalidade, refletindo a instabilidade dos mercados. De forma a corrigir estes problemas e a detetar os períodos de choque, selecionam-se os resíduos cujos valores divergem em 2,5 desvios padrões ou

⁶ Existindo, no exemplo, um terceiro país que serve de referência para o cálculo dos *Spreads*.

⁷ Critérios BIC e HQC são os mais indicados quando existem mais de 200 observações, veja-se Liew (2004).

mais da média (método escore z). Estes são rotulados de locais ou globais⁸ dependendo se ocasionaram em apenas uma das economias, ou mais, respetivamente. São criadas variáveis *dummy* correspondendo a cada um dos valores *outliers*.

Após a adição das variáveis *dummy* é possível realizar uma estimação fiável da interdependência entre os mercados financeiros dos GIIPS. Reformula-se o modelo utilizado como exemplo, de modo a incluir os choques de mercados:

$$\begin{aligned} \text{Spread}_{1,t} &= c_1 + b_{11}\text{Spread}_{1,t-1} + b_{12}\text{Spread}_{2,t} + \sum_{i=1}^{27} \alpha_{1,i}d_i + \varepsilon_{1,t} \\ \text{Spread}_{2,t} &= c_2 + b_{21}\text{Spread}_{2,t-1} + b_{22}\text{Spread}_{1,t} + \sum_{i=1}^{27} \alpha_{2,i}d_i + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Cada equação inclui o *spread* contemporâneo do próprio país (variável dependente), o *spread* desfasado do próprio país, os *spreads* contemporâneos das restantes economias e as variáveis *dummy* geradas anteriormente (variáveis independentes). Tal como em Favero e Giavazzi (2002), a identificação é alcançada assumindo que a interdependência entre os *spreads* dos diferentes países é apenas contemporânea. O modelo mede as relações lineares entre os mercados financeiros dos GIIPS, ou seja, estima a interdependência. Realizando os testes adequados demonstra-se que a inclusão de variáveis *dummy* filtrou a autocorrelação previamente existente, persistindo no entanto alguns indícios de não normalidade⁹. A inclusão de variáveis *dummy* permite assim manter a centricidade e consistência do modelo.

Após estimada a interdependência entre os mercados financeiros é possível a deteção de não linearidades. Ou seja, analisam-se os períodos de choque de forma a testar se a interdependência presente é suficiente para justificar a propagação de choques durante períodos de crise. Com este intuito, estima-se um modelo de equações simultâneas através do método de máxima verossimilhança com informação completa (FIML). Este método especifica uma equação similar para cada variável endógena, calcula a densidade conjunta do vetor que as inclui, e, por fim, maximiza a função de probabilidade conjunta. Na estimação, são retirados os *spreads* e as variáveis *dummy* sem significância estatística no modelo de interdependência. Os coeficientes de correlação obtidos representam a propagação de choques por não linearidades quando estes são estatisticamente significativos. Este modelo permite assim avaliar a existência de contágio para cada choque individual. De forma a testar a significância conjunta da

⁸ Choques locais identificados no modelo por siglas dos respetivos países, choques globais identificados por GBL.

⁹ Semelhante ao ocorrido estudo de Favero e Giavazzi (2002).

existência de linearidade procede-se a um teste de restrição linear (LR). Neste restringem-se os efeitos das variáveis *dummy* para todas as economias em que o choque em questão não tenha origem. A rejeição da hipótese nula suporta uma existência de contágio, enquanto que a sua aceitação contradiz esse cenário.

4 Resultados

A apresentação dos resultados estrutura-se em 3 subsecções. Na primeira pretende-se enunciar e relacionar os períodos de choque detetados com os acontecimentos que os causaram. Na segunda subsecção é analisada a interdependência entre os países estudados. Tal como referido anteriormente, esta análise é necessária de modo a realizar um estudo das não linearidades fiável. Por fim, na terceira subsecção, estimam-se os efeitos não lineares provocados pelos choques anteriormente detetados, de forma a determinar se existe realmente contágio nos mercados financeiros estudados.

4.1 Identificação dos períodos de choque

A estimação de um modelo VAR na forma reduzida permitiu identificar 27 períodos de turbulência nos mercados estudados. Estes períodos, tal como o país ou países no qual ocorreram choques financeiros, são enunciados no quadro 6. Nesta subsecção pretende-se explicitar os eventos responsáveis pelos períodos de crise detetados. Cada choque pode ser rastreado ao acontecimento que o provocou. Desta forma é possível compreender as causas das alterações significativas nas taxas de juro de obrigações a 10 anos dos GIIPS, relacionando, eventualmente, estas causas com possíveis eventos de contágio.

O primeiro choque registou-se a 29 de Novembro de 2010 e teve origem na Irlanda. A agitação dos mercados irlandeses foi causada pelo seu pedido de ajuda externa e consequente instabilidade política. A União Europeia anunciou um pacote de resgate no valor de 85 biliões de euros, de forma a estabilizar os mercados e fazer com que a crise não se alastrasse para as restantes economias europeias fragilizadas. O efeito destas ações fizeram-se sentir nas obrigações a 10 anos, detetando-se na semana seguinte, a 6 de dezembro de 2010, um choque global no sentido inverso. As taxas de juro das obrigações diminuíram na Irlanda e em Portugal. Para isto contribuiu a segurança que a União Europeia deu aos investidores, tal como a aprovação de medidas de austeridade em Portugal.

A 11 de Julho de 2011 iniciaram-se uma série de choques causados por sucessivos *downgrades* nos ratings de crédito¹⁰ dos GIIPS, causando um período de cerca de um mês de instabilidade nas suas economias. O choque inicial teve origem em Portugal, Espanha, Irlanda e Itália. A 18 de Julho, ocorreu um novo choque originado na economia irlandesa. Esta foi também responsável pelo choque de 25 de Julho, em conjunto com a economia portuguesa. Este choque foi no entanto positivo, resultando das medidas tomadas pela União Europeia¹¹, nomeadamente um pacote de resgate à Grécia no valor de 109 biliões de euros e a amenização dos termos de empréstimos de resgate a Portugal e Irlanda¹². A tendência positiva da Irlanda mantêm-se ocorrendo novo choque a 1 de Agosto. Os sinais de recuperação saudável irlandeses atraíram os primeiros investimentos significativos desde 2008. Durante o mesmo período assistia-se a um aumento das taxas de juro de obrigações a 10 anos italianas e espanholas. Este aumento acentuou-se na Itália a 1 de Agosto dando origem a um choque. Por forma a inverter esta tendência o Banco Central Europeu (BCE) toma, a 8 de Agosto, a decisão de comprar obrigações das duas economias em questão. As ações do BCE apaziguaram os mercados, invertendo a tendência e provocando inclusive um choque positivo, no caso das obrigações Espanholas.

Medidas de austeridade impostas pelo governo italiano provocaram um choque a 5 Setembro de 2011. O choque seguinte teve origem na economia irlandesa a 3 de Outubro do mesmo ano. Este foi, contudo, um choque positivo, derivado do rápido aumento da procura e consequente diminuição das taxas de juro das obrigações a 10 anos irlandesas. O cumprimento das medidas fiscais de combate à dívida, em conjunto com um crescimento estável durante os meses anteriores, foram responsáveis pelas avaliações positivas dos investidores e agências de crédito¹³, alcançando-se assim este decréscimo súbito.

A 7 de Novembro de 2011, o agravamento da dívida pública italiana e a especulação que se gerou em torno da deterioração da situação económica dos GIIPS originaram um choque na Itália e na Grécia. A fuga de capital causada pelas incertezas

¹⁰ Realizados pelas agências de rating Moody's, Fitch e Standard and Poor's (S&P).

¹¹ Medidas acordadas na cimeira realizada a 21 de Julho de 2011.

¹² Maturidades passaram de 7 anos e meio para 15 anos, juros baixaram de cerca de 5% para 3,5%.

¹³ Agência de rating Fitch afirmou a confiança na economia irlandesa antevendo um aumento no rating de crédito caso a tendência se mantivesse.

dos investidores causou uma queda abrupta nos mercados financeiros das duas economias.

Um corte no *rating* de crédito de Portugal pela agência *Fitch*, e a apresentação de medidas de austeridade no orçamento de estado da Irlanda causaram choques negativos em ambas as economias, a 28 de Novembro de 2011.

A 5 de Dezembro de 2012 registou-se um choque global positivo, com origem em Itália e Espanha. Este choque decorreu da decisão da Zona Euro de amplificar os esforços de auxílio às economias fragilizadas, nomeadamente através do incentivo ao investimento estrangeiro e assegurando parte dos títulos de obrigação emitidos por economias em dificuldade. O esforço europeu foi contudo contrariado, tendo ocorrido na semana seguinte, a 12 de Dezembro, um choque em direção oposta, com origem em Espanha e Itália. Este justifica-se pela aprovação de medidas de austeridade em Itália e pela instabilidade política no caso de Espanha. A economia grega sofreu também um choque negativo provocado pela aprovação de novas medidas de austeridade, similarmente à Itália.

O primeiro choque nos mercados financeiros, no ano de 2012, ocorreu a 23 de Janeiro e teve origem em Itália. Este foi positivo e resultou do anúncio da diretora geral do Fundo Monetário Internacional (FMI), Christine Lagarde, de reforçar o apoio a países em dificuldades. No período subsequente, a 30 de Janeiro, sucedeu um choque negativo com origem em Portugal. Este foi causado pela especulação de que seria necessário um segundo resgate, situação semelhante à ocorrida na Grécia. Apesar do *downgrade* de *ratings* de 34 bancos italianos pela agência *Standard & Poor's*, os empréstimos acessíveis por parte do Banco Central Europeu foram suficientes para transmitir confiança aos investidores e conseqüentemente provocar choques positivos em Itália e Portugal, a 6 de Fevereiro de 2012. A 13 de Fevereiro ocorreu novo choque positivo com origem apenas na economia portuguesa.

A 12 de Março de 2012 ocorreu um choque positivo nas obrigações gregas. Este foi suscitado pela reestruturação voluntária¹⁴ da dívida grega. A permuta de títulos facultou um aumento da maturidade e redução da taxa de juro das obrigações gregas, reduzindo assim em 107 mil milhões de euros a dívida grega. O mercado reagiu positivamente, sendo este o choque mais significativo nos dados analisados, com uma redução dos juros das obrigações de 42% para 18,5%. A 14 de Maio ocorreu novo

¹⁴ Os investidores acordaram uma redução da dívida grega em 53,5%.

choque. Este foi, no entanto, negativo. A retenção de uma parcela dos fundos de resgate destinado à Grécia provocou a fuga de capitais. A decisão da União Europeia resultou de incertezas acerca do cenário político grego, com a maioria da população a votar contra as medidas de austeridade acordadas na cedência dos fundos de resgate. Este foi o último choque com origem na economia grega, sendo significativa uma redução contínua na taxas de juro das obrigações gregas no restante período analisado.

Novas medidas de austeridade em Portugal deram origem a um choque a 21 de Maio de 2012. São de destacar, entre as medidas aprovadas, a abolição de feriados e a redução de custos no setor elétrico português. Seguiu-se, três semanas depois, um choque a 11 de Junho. A taxa de juro das obrigações a 10 anos portuguesas sofreu uma redução resultante de uma avaliação positiva por parte da tróica, fortalecendo assim a confiança dos investidores.

A 18 de Junho de 2012 surge um choque originado na economia Espanhola, devendo-se este ao facto de a agência de *rating Moody's* ter reduzido a classificação da dívida espanhola em três níveis¹⁵, acrescentando ainda declarações de que este poderia sofrer decréscimos adicionais nos próximos três meses, caso as debilidades económicas se mantivessem. No final do mesmo mês a Espanha realiza um pedido de ajuda à União Europeia, levando a agência de *rating Moody's* a baixar a classificação dos bancos credores da dívida espanhola. Este facto levou eventualmente a novo choque na economia espanhola, a 9 de Julho do mesmo ano. Teve origem um choque simultaneamente na economia italiana, em consequência de declarações do primeiro-ministro italiano¹⁶, antevendo um pedido de fundos de resgate à União Europeia. O clima de instabilidade em torno de duas das maiores economias europeias provocou sérias dúvidas acerca do futuro da União Europeia, causando um ambiente de incerteza e discussões políticas sobre o rumo a tomar.

Medidas de austeridade divulgadas pelo governo espanhol em meados de Julho de 2012, totalizando um pacote de cortes no valor de 65 biliões de euros, provocaram um choque a 23 de Julho. A este acresceram-se ainda resultados negativos da economia espanhola no trimestre anterior e manifestações de descontentamento com as medidas impostas. O anúncio por parte do Banco Central Europeu de que iria comprar

¹⁵ Classificação passou de A3 para Baa3.

¹⁶ No período em causa o cargo era ocupado por Mario Monti.

obrigações espanholas, de modo a suscitar procura pelas mesmas, causou um choque no sentido inverso, a 30 de Julho de 2012.

A 10 de Setembro de 2012, surgiu novo choque com origem em Itália e Espanha. Este foi, contudo, um choque positivo, resultante do anúncio de Mario Draghi, presidente do Banco Central Europeu, da criação de um programa de compra de obrigações a países em dificuldades económicas. Esta medida deu confiança aos investidores na recuperação de Espanha e Itália, provocando um decréscimo nas taxas de rentabilidade atuariais das suas obrigações a 10 anos.

O último choque detetado durante o período em análise ocorreu a 4 de Março de 2013 na Itália. Este foi provocado por protestos do povo italiano contra a austeridade e instabilidade política, com as eleições legislativas de 24 e 25 de Fevereiro a demonstrarem um povo dividido. O clima de incerteza vivido gerou uma fuga de capital por parte dos investidores.

É de notar que a maioria dos choques originados em Espanha e Itália ocorreram numa fase mais tardia da amostra. A maior capacidade de absorver os choques iniciais da crise do *subprime* em relação às restantes economias dos GIIPS pode justificar este acontecimento. É ainda possível constatar que muitos dos choques globais ocorrem simultaneamente nestas duas economias. As similaridades entre as duas economias e o facto de as medidas tomadas pela União Europeia influenciarem conjuntamente as mesmas, fundamentam este acontecimento.

Por último, há que destacar a eficácia do programa de compra de obrigações lançado por Mario Draghi em Setembro de 2012, que estabilizou as taxas de juro das obrigações a 10 anos. Após as medidas tomadas apenas foi detetado um choque durante o restante período analisado.

4.2 Análise da interdependência

Uma vez detetados os choques originados em economias dos GIIPS durante o período observado, é possível analisar o nível de interdependência dos seus mercados financeiros. A inclusão de 27 *dummies* no modelo, correspondendo a cada um dos períodos de choques, permite uma estimação fiável dos coeficientes de correlação entre os mercados financeiros. Estes são apresentados no quadro 1:

Quadro 1: Coeficientes do modelo de equações simultâneas estimado por OLS

	Const.	Spread desfasado	SpreadGR	SpreadIR	SpreadIT	SpreadPT	SpreadES
GR	0.007 (0.089)	0.958*** (0.013)		0.033 (0.034)	0.114 (0.128)	0.195*** (0.046)	-0.327*** (0.086)
IR	0.085** (0.035)	0.987*** (0.014)	0.001 (0.005)		-0.112** (0.050)	0.024 (0.019)	0.04 (0.034)
IT	0.089*** (0.021)	0.805*** (0.029)	0.003 (0.003)	-0.025*** (0.008)		0.036*** (0.011)	0.094*** (0.021)
PT	-0.046 0.046	0.865*** (0.022)	0.0324*** (0.006)	0.079*** (0.017)	0.054 (0.066)		-0.016 (0.044)
ES	-0.061** (0.025)	0.826*** (0.022)	-0.009** (0.004)	0.023** (0.009)	0.203*** (0.034)	0.011 (0.013)	

Notas: Utilizado arredondamento de 3 casas decimais. Os *, ** e *** correspondem a uma significância estatística dos coeficientes ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Entre parêntesis encontram-se os erros padrão. As variáveis GR, IR, IT, PT e ES correspondem aos *spreads* da Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, respetivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor

No quadro 1 observam-se as relações entre países dos GIIPS durante períodos estáveis, ou seja, quando as variáveis *dummy* assumem o valor 0. A generalidade dos coeficientes apresentam um nível de significância a 1% e 5%, existindo no entanto algumas relações sem significância. As relações são maioritariamente positivas, entendendo-se que uma variação nos mercados de um país afeta a outra economia no mesmo sentido. Existem, no entanto, algumas exceções, nomeadamente a relação entre a Grécia e Espanha, e entre Irlanda e Itália. Alterações dos mercados em questão provocam uma variação no sentido inverso nos mercados financeiros do parceiro mencionado. Os coeficientes de correlação com valores absolutos mais elevados verificam-se nos efeitos da Grécia no mercado português e nos efeitos da Espanha no mercado grego. A proximidade dos países analisados e o facto de pertencerem à União Europeia, reforçando a sua coesão, corroboram os resultados.

4.3 Análise de não linearidades

Analisadas a interdependência entre os países pertencentes aos GIIPS, é possível proceder à deteção de contágio. Analisam-se, portanto, a existência de não linearidades na propagação dos choques nos mercados financeiros. De forma a esclarecer se o modelo de interdependência é suficiente para justificar a propagação de choques financeiros, estima-se um modelo de equações simultâneas por FIML. Neste, são excluídas as variáveis *dummy* e os *spreads* contemporâneos que não possuem qualquer significância estatística no modelo de interdependência. Os resultados são apresentados no quadro 2:

Quadro 2: Coeficientes das variáveis *dummy* no modelo de equações simultâneas estimado por FIML (excluídos os coeficientes dos países de origem de choques)

	SpreadGR	SpreadIR	SpreadIT	SpreadPT	SpreadES
29-11-2010(IR)			0.346*** (0.132)		0.560*** (0.146)
06-12-2010(GBL)					
11-07-2011(GBL)					
18-07-2011(IR)			0.181* (0.107)		
25-07-2011(GBL)			-0.456*** (0.149)		-0.447*** (0.167)
01-08-2011(GBL)					
08-08-2011(ES)		-0.535*** 0.194	-0.488*** (0.133)		
05-09-2011(IT)					
03-10-2011(IR)	-1.042** 0.508			-0.472* (0.258)	
07-11-2011(GBL)		0.324* (0.188)			
28-11-2011(GBL)	1.043* (0.559)		0.195 (0.148)		-0.429*** (0.166)
05-12-2011(GBL)					

12-12-2011(GBL)			-0.531** (0.265)
23-01-2012(IT)	-1.993*** (0.523)	-0.532*** (0.200)	-0.383** (0.152)
30-01-2012(PT)	0.721 (0.511)		-0.393*** (0.120)
06-02-2012(GBL)			
13-02-2012(PT)			
12-03-2012(GR)			0.560*** (0.150)
14-05-2012(GR)		0.564*** (0.200)	0.431*** (0.136)
21-05-2012(PT)	1.558*** (0.508)	0.431** (0.184)	
11-06-2012(PT)			
18-06-2012(ES)	-1.931*** (0.492)		
09-07-2012(GBL)			
23-07-2012(ES)	2.977*** (0.500)		0.334*** (0.123)
30-07-2012(ES)	-1.635*** (0.495)		-0.420*** (0.122)
10-09-2012(GBL)	-1.163** (0.558)	-0.384* (0.220)	-1.082*** (0.285)
04-03-2013(IT)			

Notas: Utilizado arredondamento de 3 casas decimais. Os *, ** e *** correspondem a uma significância estatística dos coeficientes ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Entre parêntesis encontram-se os erros padrão. As variáveis SpreadGR, SpreadIR, SpreadIT, SpreadPT e SpreadES correspondem aos *spreads* da Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, respetivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor

Dado que o objetivo do estudo é determinar os fenómenos de contágio, foram retirados da tabela 2 os coeficientes de países onde originou o choque em questão (quadro 7 inclui todos os coeficientes). Estes coeficientes não representam não linearidades uma vez que apenas as repercussões internacionais são definidas como

contágio. Assim, apenas foram mantidos os coeficientes que, caso sejam estatisticamente significativos, representam não linearidades.

É possível observar que apenas dois coeficientes não possuem qualquer significância estatística. Existem 30 ocorrências de não linearidades estatisticamente significativas a 1%, 5% ou 10%, sendo que a generalidade dos coeficientes apresentam-se estatisticamente significativos a 1%. Dos 27 períodos de choque previamente detetados, observou-se pelo menos a ocorrência de um fenómeno não linear em 17 destes.

Relativamente à suscetibilidade de sofrer contágio nas cinco economias dos GIIPS, constata-se que Portugal foi o país com menos ocorrências. Apenas foi afetado por não linearidades em três períodos. A Grécia foi o país mais vulnerável, observando-se oito fenómenos de contágio, tendo a vasta maioria ocorrido no ano de 2012.

O primeiro fenómeno de contágio ocorreu em 29 de Novembro de 2010, na Irlanda, e afetou as economias espanhola e italiana. Este foi o único evento de contágio que sucedeu em 2010. Em 2011 detetaram-se várias não linearidades, estando estas distribuídas pelas cinco economias estudadas. Em 2012, verificou-se a mesma situação, com a peculiaridade de que a Grécia foi significativamente mais afetada por fenómenos de contágio durante o segundo semestre. No ano de 2013 não foi registada qualquer não linearidade.

Ao relacionar os períodos de choque que geraram contágio mais elevado, com os eventos que originaram esses mesmos choques explicitados na secção 4.1, é possível observar a existência de um padrão. Os choques financeiros ocorridos a 25 de Julho e 8 de Agosto de 2011, e a 23 de Janeiro, 30 de Julho e 10 de Setembro de 2012, representam períodos onde existiu um forte impacto de fenómenos de contágio. Este conjunto eventos têm em comum o facto de serem originados devido a decisões da União Europeia, com efeitos positivos nos mercados financeiros dos GIIPS.

É possível observar no período de final de 2010 e meados de 2011 um constante contágio presente na Irlanda, tal como no ano de 2012 na Espanha. Os restantes choques são mais dispersos existindo no entanto provas de contágio nas restantes economias. Como é possível observar no quadro 2 as *dummies* demonstram coeficientes com os sinais esperados, ou seja, quando existe um choque no *spread* de uma economia, os coeficientes dos países afetados variam no mesmo sentido. Existem no entanto duas exceções, no caso dos choques globais de 25

de Julho de 2011, e 1 de Agosto do mesmo ano. Nestes casos particulares os coeficientes variam em sentido contrário.

De forma a testar a hipótese nula de linearidade realizou-se um teste LR no qual se restringem a zero os efeitos de variáveis *dummiy* em países que não o de origem da crise. Esta hipótese é rejeitada, dado que da distribuição $\chi^2(32)$ se obtêm um valor de 214.689 (0.000).

O modelo realizado não possibilita o estudo do fenómeno *flight-to-quality*. As cinco economias pertencentes aos GIIPS encontram-se no período analisado fragilizadas, e como tal nenhum investidor iria considerar as suas obrigações como um investimento seguro. As taxas de juro atuariais das obrigações alemãs revelam um decréscimo ao longo do período estudado (figura 6). Este facto pode expressar a existência de *flight-to-quality* na Zona Euro, sendo, no entanto, necessário a inclusão desta economia no modelo para comprovar tal hipótese.

5 Conclusão

O principal objetivo do estudo consiste na deteção de contágio nos mercados financeiros dos GIIPS. Contudo, o processo realizado com esta finalidade permitiu obter conclusões adicionais. O estudo econométrico detetou 27 períodos em que ocorreram choques durante o intervalo de tempo compreendido entre 2008 e Outubro de 2013. Relativamente à interdependência entre GIIPS, apresentam-se coeficientes de correlação bastante significativos, contribuindo os canais usuais de propagação ao alastramento das crises internacionais. A coesão que se atingiu nos últimos anos na União Europeia aproximou os mercados financeiros europeus, amplificando assim a sua interdependência. Adicionalmente, é significativo no grau de interdependência presente, o aumento do nível de globalização ao longo dos últimos anos.

O modelo de equações simultâneas, estimado por FIML, revelou a existência de vários episódios de contágio, presentes nos anos de 2011 e 2012. A hipótese de linearidade foi rejeitada no teste conjunto realizado. Os canais de propagação criados durante períodos de crise inserem-se nas teorias de contingência de crise explicitadas na revisão da literatura, que incluem mecanismos de equilíbrio múltiplo, de liquidez endógena e de economia política. Não é possível calcular a fração de contágio pela qual cada mecanismo é responsável, no entanto relacionando os choques que causaram não linearidades, com os eventos que os originaram, observa-se que as medidas de longo

prazo aprovadas pela União Europeia provocam um nível de contágio significativo em relação a outros eventos. Isto resulta do mecanismo de equilíbrio múltiplo, e o seu efeito é de ampliar as expectativas positivas dos investidores. Isto é, as medidas que influenciam positivamente um ou mais países vão aumentar a segurança dos investidores nos restantes países devido ao reforço de ajuda e coesão da União Europeia. As medidas vistas como um obstáculo à recuperação das economias dos GIIPS, provocam um efeito contrário.

As conclusões obtidas acentuam a necessidade de coordenar as políticas da União Europeia. Os mercados financeiros dos GIIPS não dependem apenas da situação económica nacional, sofrendo alterações devido ao elevado nível de interdependência e a eventos recorrentes de contágio. Devem ser aprovadas medidas no sentido de reduzir os impactos negativos que estas relações, lineares e não lineares, provocam no crescimento sustentável dos GIIPS.

Relativamente ao futuro na área de investigação do contágio financeiro, seria um acrescento significativo à literatura existente, a realização de um estudo contendo todas as economias pertencentes à Zona Euro. Este poderia analisar os fenómenos de contágio, e testar a existência de ocorrências de *flight-to-quality*.

Bibliografia

Baig, T., & Goldfajn, I. (1998). Financial Market Contagion in the Asian Crisis. *IMF working Paper*

Calvo, S., & Reinhart, C. (1996). Capital flows to Latin America : Is there evidence of contagion effects?. *Policy Research Working Paper Series 1619, The World Bank*

Drazen, A. (2000). Political Contagion in Currency Crises, *NBER Chapters, in: Currency Crises, National Bureau of Economic Research, Inc, 47-67.*

Favero, C. A., & Giavazzi, F. (2002). Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM. *Journal of international economics, 57, 231–246.*

Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2001). No Contagion , Only Interdependence : Measuring Stock Market Co-Movements. *Journal of Finance, American Finance Association, vol. 57(5), October, 2223–2261.*

Forbes, K., & Rigobon, R. (2001). Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. *International Financial Contagion, 43–66.*

Gonzalo, J., & Olmo, J. (2005). Contagion versus Flight to Quality in Financial Markets. *Working paper 05-18, Economics Series 10*

Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis. *Princeton University Press, Princeton, 651–653, 247–250, 331–334*

Kalbaska, A., & Gątkowski, M. (2012). Eurozone sovereign contagion: Evidence from the CDS market (2005–2010). *Journal of Economic Behavior & Organization, 83(3), 657–673. doi:10.1016/j.jebo.2012.05.010*

King, M., & Wadhvani, S. (1990) Transmission of Volatility between Stock Markets, *Review of Financial Studies, Society for Financial Studies, vol. 3(1), 5–33.*

Liew, V. K. (2004). On Autoregressive Order Selection Criteria, *Computational Economics 0404001, EconWPA, 1–14.*

Rigobon, R. (1999). On the Measurement of the International Propagation of Shocks : Is the Transmission Stable?, *NBER Working Papers 7354, National Bureau of Economic Research, Inc.*

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: A modern Approach*, Michigan State University

Anexos

Figura 1: Evolução dos *spreads* das obrigações de tesouro da Grécia



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Figura 2: Evolução dos *spreads* das obrigações de tesouro de Portugal



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Figura 3 - Evolução dos *spreads* das obrigações de tesouro da Irlanda



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Figura 4 - Evolução dos *spreads* das obrigações de tesouro da Itália



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Figura 5 - Evolução dos spreads das obrigações de tesouro da Espanha



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Figura 6: Evolução dos taxas de rentabilidade atuariais das obrigações alemãs



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados *Datastream*.

Quadro 3: Estatísticas descritivas

	Spread Grécia	Spread Irlanda	Spread Itália	Spread Portugal	Spread Espanha
Média	9,536435	3,166048	2,006254	4,171638	2,106471
Desvio padrão	9,33889	2,26397	1,341056	3,55337	1,527149
Máximo	40,078	11,249	5,295	14,41	6,347
Mínimo	0,3403	0,1315	0,2868	0,2542	0,1162
Enviesamento	1.3059	0.70358	0.62906	0.65648	0.44428
Curtose	1.1234	-0.23994	-0.81920	-0.74729	-0.87526

Quadro 4: Testes ADF das variáveis

Variáveis	Estatística do teste	Valor p
SpreadGR	-1.61118	0.4768
SpreadIR	-1.39988	0.584
SpreadIT	-1.41645	0.5759
SpreadPT	-1.145	0.7001
SpreadES	-1.41748	0.5754

Notas: Testes realizados com um máximo de 8 defasamentos, variáveis testadas com constante. Utilizado arredondamento de 3 casas decimais. Os *, ** e *** correspondem a uma significância estatística dos coeficientes ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 5: Teste de defasamentos

Lags	Loglik	p(LR)	BIC	HQC
1	-523.92764		4.063229*	3.841077*
2	-482.68669	0.00000	4.263605	3.856325
3	-444.58410	0.00000	4.484903	3.892496
4	-410.32040	0.00001	4.731793	3.954260

Notas: Teste realizado com um máximo de 4 defasamentos. O carácter * representa o número de defasamentos a utilizar para uma estimação mais eficaz.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 6: Períodos de choque detetados

Grécia	Irlanda	Itália	Portugal	Espanha
25-07-2011 (-)	29-11-2010 (-)	11-07-2011 (-)	06-12-2010 (+)	11-07-2011 (-)
07-11-2011 (-)	06-12-2010 (+)	01-08-2011 (-)	11-07-2011 (-)	08-08-2011 (+)
12-12-2011 (-)	11-07-2011 (-)	05-09-2011 (-)	25-07-2011 (+)	05-12-2011 (+)
12-03-2012 (+)	18-07-2011 (-)	07-11-2011 (-)	28-11-2011 (-)	12-12-2011 (-)
14-05-2012 (-)	25-07-2011 (+)	05-12-2011 (+)	30-01-2012 (-)	18-06-2012 (-)
	01-08-2011 (+)	12-12-2011 (-)	06-02-2012 (+)	09-07-2012 (-)
	03-10-2011 (+)	23-01-2012 (+)	13-02-2012 (+)	23-07-2012 (-)
	28-11-2011 (-)	06-02-2012 (+)	21-05-2012 (-)	30-07-2012 (+)
		09-07-2012 (-)	11-06-2012 (+)	10-09-2012 (+)
		10-09-2012 (+)		
		04-03-2013 (-)		

Notas: Sinal + ou – representa um choque com origem no país em questão positivo ou negativo, respetivamente.

Quadro 7: Coeficientes das variáveis *dummy* no modelo de equações simultâneas estimado por FIML

	SpreadGR	SpreadIR	SpreadIT	SpreadPT	SpreadES
29-11-2010(IR)		0.975*** (0.192)	0.346*** (0.132)		0.560*** (0.146)
06-12-2010(GBL)		-0.994*** (0.180)		-1.038*** (0.249)	
11-07-2011(GBL)		2.200*** (0.205)	0.972*** (0.141)	2.583*** (0.271)	0.660*** (0.159)
18-07-2011(IR)		0.675*** (0.187)	0.181* (0.107)		
25-07-2011(GBL)	-3.280*** (0.556)	-2.379*** (0.227)	-0.456*** (0.149)	-1.798*** (0.294)	-0.447*** (0.167)
01-08-2011(GBL)		-1.134*** (0.185)	0.395*** (0.104)		
08-08-2011(ES)		-0.535*** 0.194	-0.488*** (0.133)		-0.766*** (0.146)
05-09-2011(IT)			0.502*** (0.099)		

03-10-2011(IR)	-1.042** (0.508)	-0.808*** (0.1834)		-0.472* (0.258)	
07-11-2011(GBL)	7.004*** (0.497)	0.324* (0.188)	0.732*** (0.105)		
28-11-2011(GBL)	1.043* (0.559)	1.056*** (0.222)	0.195 (0.148)	1.522*** (0.290)	-0.429*** (0.166)
05-12-2011(GBL)			-1.135*** (0.127)		-1.245*** (0.139)
12-12-2011(GBL)	3.392*** (0.519)		0.741*** (0.123)	-0.531** (0.265)	0.673*** (0.150)
23-01-2012(IT)	-1.993*** (0.523)	-0.532*** (0.200)	-0.802*** (0.140)		-0.383** (0.152)
30-01-2012(PT)	0.721 (0.511)			2.266*** (0.252)	-0.393*** (0.120)
06-02-2012(GBL)			-0.459*** (0.101)	-2.537*** (0.250)	
13-02-2012(PT)				-1.812*** (0.255)	
12-03-2012(GR)	-23.968*** (0.510)				0.560*** (0.150)
14-05-2012(GR)	4.773*** (0.513)	0.564*** (0.200)	0.431*** (0.136)		
21-05-2012(PT)	1.558*** (0.508)	0.431** (0.184)		0.974*** (0.259)	
11-06-2012(PT)				-1.386*** (0.244)	
18-06-2012(ES)	-1.931*** (0.492)				0.645*** (0.115)
09-07-2012(GBL)			0.557*** (0.121)		0.810*** (0.138)
23-07-2012(ES)	2.977*** (0.500)		0.334*** (0.123)		0.779*** (0.141)
30-07-2012(ES)	-1.635*** (0.495)		-0.420*** (0.122)		-0.916*** (0.142)
10-09-2012(GBL)	-1.163** (0.558)	-0.384* (0.220)	-0.714*** (0.148)	-1.082*** (0.285)	-1.209*** (0.168)

04-03-2013(IT)

0.479***

(0.098)

Notas: Utilizado arredondamento de 3 casas decimais. Os *, ** e *** correspondem a uma significância estatística dos coeficientes ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Entre parêntesis encontram-se os erros padrão. As variáveis SpreadGR, SpreadIR, SpreadIT, SpreadPT e SpreadES correspondem aos *spreads* da Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, respetivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor