



Determinantes do incumprimento soberano: o papel do contágio – uma aplicação à Área Euro

por

Diana Raquel Santos Silva

Dissertação de Mestrado em Economia

Orientada por

Vitor Carvalho

Ana Paula Ribeiro

Agosto, 2017

Nota biográfica

Diana Raquel Santos Silva, natural de Penafiel, nasceu a 9 de maio de 1994. Em 2012, iniciou a sua jornada académica na Faculdade de Economia da Universidade do Porto (FEP), onde se licenciou em Gestão, em 2015, com média final de dezoito valores. Motivada pela aprendizagem contínua, nesse mesmo ano, ingressou no Mestrado em Economia na mesma instituição de ensino, onde faz parte da Comissão de Acompanhamento.

A nível profissional destaca os três estágios de verão que realizou no Departamento de Estatística do Banco de Portugal, bem como o estágio curricular de seis meses que realizou no Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal em simultâneo com a elaboração da sua dissertação.

Em 2017, apresenta a sua dissertação intitulada de “Determinantes do incumprimento soberano: o papel do contágio – uma aplicação à Área Euro” para a obtenção do grau de Mestre, e iniciará o seu próximo desafio profissional, em setembro, na Sonae.

Agradecimentos

Esta dissertação é o culminar de uma etapa exigente, desafiante e, acima de tudo, muito enriquecedora. Foi um percurso que exigiu muita dedicação, foco e rigor no trabalho desenvolvido. Porém, tudo isto não era possível sem o apoio incondicional de várias pessoas que merecem desde logo uma especial palavra de profundo agradecimento.

Antes de mais, um sincero agradecimento aos meus orientadores, Professor Doutor Vitor Carvalho e Professora Doutora Ana Paula Ribeiro, pelo apoio fundamental e pela contribuição positiva e construtiva nesta investigação que permitiu enriquecer todo o trabalho desenvolvido.

Quero ainda reservar uma palavra à FEP, onde desenvolvi todo o meu percurso académico, ao longo destes últimos cinco anos, pelo acolhimento e pela aprendizagem. Igualmente agradecer a todos os professores que me acompanharam, desde a licenciatura, pela partilha de conhecimentos e pelos ensinamentos transmitidos.

Um agradecimento especial ao meu pilar, à minha família, aos meus pais e à minha irmã Filipa, pelo amor, pela confiança nas minhas capacidades e pela permanente motivação, principalmente nas momentos mais difíceis que este percurso implicou.

Por último, quero agradecer aos meus amigos, destacando a Ana e a Daniela pelo permanente incentivo e constante apoio. Quero ainda reservar um agradecimento especial à Margarida pela motivação, pelas ideias partilhadas e pela amizade verdadeira.

Muito obrigada a todos do fundo do coração!

Diana Silva

Resumo

A recente crise de dívida soberana europeia veio despertar o interesse para o estudo de determinantes de incumprimento soberano, dadas as consequências que tal *stress* orçamental acarretou, não só para Portugal, como para vários países da Área Euro. Focando-se numa das dimensões das crises financeiras – as crises de dívida soberana, este trabalho pretende analisar os determinantes do incumprimento soberano, com particular incidência no impacto do efeito de contágio, para o caso específico da Área Euro, entre 1999 e 2015. Nesse sentido, o contributo deste estudo para a literatura centra-se na definição e incorporação de indicadores que captem canais de contágio num modelo de prevenção de crises de dívida soberana. Para tal, utilizaremos o racional associado aos mecanismos de alerta prévio e a abordagem empírica assente nos modelos de escolha binária.

Os resultados mostram a importância de incluir não só variáveis de natureza orçamental mas também de natureza não-orçamental no modelo de prevenção de crises de dívida soberana. A taxa de juro da dívida pública a longo-prazo é a variável que apresenta maior influência marginal na probabilidade de ocorrência de uma crise. Porém, no que concerne à análise do contágio, os canais regional, comercial e financeiro apresentam-se como não significativos para a probabilidade de um dado país entrar em crise, quando outros países da Área Euro já estão em crise. Os resultados mostram que apenas o contágio por “*wake-up call*” atua como fonte de aumento do risco soberano entre as economias da Área Euro.

Estes resultados têm implicações importantes para a compreensão das crises de dívida soberana na Área Euro e, conseqüentemente, pela identificação dos determinantes que permitem antecipar vulnerabilidades orçamentais futuras, contribuem também para auxiliar os decisores de política na vertente preventiva da sua atuação mediante uma resposta orçamental atempada e oportuna.

Palavras-chave: Dívida pública; *Stress* orçamental; Incumprimento soberano; Contágio; Mecanismos de alerta prévio

Códigos JEL: E62; F34; G01; H63

Abstract

The recent European sovereign debt crises rouse interest in the study of the determinants of sovereign default, given the negative consequences that fiscal stress had, not only for Portugal but for several Euro Area countries. Focusing in one of the dimensions of financial crises, the sovereign debt crises, this dissertation aimed to analyze the determinants of sovereign default, in particular, the impact of the contagion effect, for the specific case of Euro Area during the period from 1999 to 2015. By doing so, the main contributions of this dissertation to the existing literature were the definition and integration of indicators that capture the contagion channels in a sovereign debt crises prevention model. In order to do so, we have applied the same logic used in early warning systems and an empirical approach of binary choice models.

The findings illustrated the importance of including, not only fiscal nature variables but also non-fiscal nature variables in sovereign debt crises prevention models. The long term government debt rate is the variable with the greatest marginal influence of on the probability of a crises episode occurrence. However, in respect to the contagion analyses, the regional, commercial and financial channels were not significative in raising the probability of crises in a given country, whenever other Euro Area countries were already under a crises episode. The findings showed that only “wake-up call” contagion can raise sovereign risk among Euro Area economies.

These results may have great implications for the comprehension of Euro Area sovereign debt crises, and, consequently, by identifying the determinants which help to anticipate future fiscal vulnerabilities, also contribute to help policy makers in the preventive arm, allowing for a timely and appropriate fiscal response.

Keywords: Public Debt; Fiscal stress; Sovereign default; Contagion; Early warning system

JEL Codes: E62; F34; G01; H63

Índice geral

Nota biográfica	i
Agradecimentos	ii
Resumo.....	iii
Abstract.....	iv
Índice geral	v
Índice de quadros	viii
Índice de figuras	ix
1. Introdução	1
2. Revisão da literatura.....	4
2.1. A sustentabilidade da dívida pública e o incumprimento soberano.....	4
2.1.1. Sustentabilidade da dívida pública	4
2.1.2. Custos do incumprimento soberano	12
2.2. Mecanismos de alerta prévio (EWS) de <i>stress</i> orçamental	15
2.2.1. Definição de mecanismos de alerta prévio (EWS).....	15
2.2.2. Metodologias de EWS	19
2.2.3. Seleção de variáveis para EWS de crises orçamentais.....	27
2.3. Contágio do risco de incumprimento soberano	33
2.3.1. Definição de contágio.....	35
2.3.2. Mecanismos de transmissão do contágio	36
3. Metodologia empírica	48
3.1. Breve descrição da metodologia e da amostra utilizadas	48
3.2. Modelo econométrico	50
3.2.1. O EWS para crises de dívida pública	50
3.2.2. Descrição das variáveis base	53

3.2.3. Seleção de variáveis que permitem captar mecanismos de contágio	58
4. Análise de resultados	66
4.1. Análise preliminar do comportamento dos determinantes de crise de dívida soberana na Área do Euro	66
4.2. Avaliação dos determinantes de crise de dívida soberana na Área do Euro ...	75
4.2.1. Modelo base	75
4.2.2. O papel do contágio	79
4.2.3. Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crises de dívida pública	86
5. Conclusões	91
Apêndices	94
Apêndice A: Decomposição da equação da dinâmica da dívida	94
Referências bibliográficas	95
Anexos	103
Anexo A: Amostra de países	103
Anexo B: Análise do (in)cumprimento dos limiares numéricos estabelecidos na versão original do PEC aos 19 atuais países da AE, 1999-2015.	104
Anexo C: Indicadores de sustentabilidade da dívida pública utilizados pela CE	106
Anexo D: Evolução das exportações de produtos intra-AE, 1995-2015.....	108
Anexo E: Descrição das variáveis explicativas utilizadas no modelo EWS para crises de dívida pública e as respetivas fontes de extração dos dados.....	109
Anexo F: Estatísticas descritivas das variáveis explicativas utilizadas nos EWS de crises de dívida soberana	112
Anexo G: Matrizes de correlação entre as variáveis explicativas utilizadas nos EWS para crises de dívida pública	113
Anexo H: <i>Spreads</i> médios das taxas de juro das obrigações soberanas a 10 anos dos países da AE face às obrigações alemãs, 1999-2015.....	114

Anexo I: Credores financeiros dos países da AE	115
Anexo J: <i>Ratings</i> de crédito - <i>Standard and Poor's</i> (S&P)	117
Anexo K: Análise dos <i>ratings</i> e dos <i>outlooks</i> dos países da AE, 2003-2015.....	118
Anexo L: <i>Outputs</i> de estimação dos modelos EWS de crises de dívida pública	120
Anexo M: <i>Outputs</i> das matrizes de confronto dos valores observados com os valores preditos.....	126

Índice de quadros

Quadro 1: Matriz de sinalização da ocorrência de um episódio de crise	23
Quadro 2: Quadro-resumo das principais referências no que concerne à prevenção de episódios de crises orçamentais.....	31
Quadro 3: Alguns estudos sobre o contágio na recente crise europeia	46
Quadro 4: Episódios de crise de dívida soberana na AE, 1999-2015, com base na definição de <i>stress</i> orçamental de Gerling <i>et al.</i> (2017)	56
Quadro 5: Países vizinhos dos países em crise pertencentes à AE	59
Quadro 6: Países da AE com credores financeiros comuns aos países em crise da AE, em anos de crise	63
Quadro 7: Países da AE com credores financeiros comuns aos países que sofreram um <i>downgrade</i> , em anos de descida do <i>downgrade</i>	64
Quadro 8: Países da AE com credores financeiros comuns aos países que apresentam um <i>outlook</i> negativo, em anos de revisão	65
Quadro 9: Matrizes de correlação das taxas de juro da dívida pública	75
Quadro 10: Resultados de estimação das três regressões – Regressão base (variáveis orçamentais e não-orçamentais)	77
Quadro 11: Efeitos marginais dos determinantes de crise – Regressão base	78
Quadro 12: Efeitos marginais – Contágio “ <i>wake-up call</i> ” – <i>spreads</i> (VII).....	81
Quadro 13: Resultados de estimação – Tipos de contágio	84
Quadro 14: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – Matrizes de confronto	87
Quadro 15: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – Taxa aparente de erro	89
Quadro 16: Desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – TME (%).....	90
Quadro 17: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – Medidas de qualidade de ajustamento	90

Índice de figuras

Figura 1: Dívida Pública em % do PIB de alguns países da AE entre 2000-2015	6
Figura 2: SO em % do PIB de alguns países da AE entre 2000-2015	7
Figura 3: Evolução de uma seleção de determinantes de incumprimento soberano para a AE-19, 1999-2015.....	68
Figura 3: Evolução de uma seleção de determinantes de incumprimento soberano para a AE-19, 1999-2015 (cont.).....	69
Figura 4: Taxas de juro dos títulos soberanos a 10 anos para os países da AE	73
Figura 4: Taxas de juro dos títulos soberanos a 10 anos para os países da AE (cont.).....	74
Figura 5: Número de <i>outlooks</i> negativos registados na AE-19, 1999-2015	82

Abreviaturas

AE – Área Euro

AE-19 – Área do Euro a 19 países

BCE – Banco Central Europeu

CDS – *Credit Default Swaps*

CE – Comissão Europeia

EUA – Estados Unidos da América

EWS – *Early Warning Systems* (em português, Mecanismos de Alerta Prévio)

FMI – Fundo Monetário Internacional

LP – Longo-Prazo

LPM – Modelos Lineares de Probabilidade

OLS – Método Ordinário de Mínimos Quadrados

pb – pontos base

PDM – Procedimento de Desequilíbrios Macroeconómicos

PEC – Pacto de Estabilidade e Crescimento

PIB – Produto Interno Bruto

PLII – Posição Líquida de Investimento Internacional

PO – Política Orçamental

pp – pontos percentuais

ROI – Restrição Orçamental Intertemporal

S&P – *Standard and Poor's*

SDW – *Statistical Data Warehouse*

SO – Saldo Orçamental

STN – *Signal-To-Noise*

TME – *Total Misspecification Error* (em português, Erro Total de Especificação)

UE – União Europeia

UEM – União Económica e Monetária

1. Introdução

Atualmente, a Europa encontra-se a superar os efeitos nefastos das últimas crises, que se fizeram sentir, com especial incidência e de natureza comum a vários países, ao nível da sustentabilidade das finanças públicas. Em 2007, a crise de *subprime* nos Estados Unidos da América (EUA) rapidamente se alastrou a outros mercados, dos quais o mercado europeu, dando origem a uma crise financeira global. A falência do *Lehman Brothers*, em setembro de 2008, veio agravar ainda mais a crise conferindo-lhe uma dimensão sistémica¹, com a diminuição da confiança quer no setor bancário nacional, quer no mercado monetário interbancário como um todo (Ludwig, 2014).

Em 2009, para evitar o colapso do sistema financeiro e combater a desaceleração económica na Europa², foram conduzidas políticas orçamentais expansionistas discricionárias que, em conjunto com os estabilizadores automáticos, culminaram numa deterioração das finanças públicas, em alguns casos já fragilizadas (van Aarle, 2013; Bassanetti *et al.*, 2016), e numa crise de dívida soberana (Kalbaska e Gatkowski, 2012).

O Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC) estabelece que o défice orçamental e a dívida pública dos Estados-Membros da União Europeia (UE) não podem exceder, respetivamente, 3% e 60% do produto interno bruto (PIB)^{3,4}. Porém, nesta altura, muitos países da Área Euro (AE) observaram défices excessivos e, por falta de adoção de medidas de correção, a Grécia aparece como o primeiro país a recorrer a ajuda externa multilateral para fazer face às suas necessidades de financiamento. De acordo com, *e.g.*, Bolton e Jeanne (2011) e Ludwig (2014), o resgate financeiro realizado à Grécia, em maio de 2010, parece ter contribuído para a transmissão sucessiva da crise a outros países europeus, nomeadamente via contágio a alguns países da União Económica e Monetária (UEM).

¹ Para Gorea e Radev (2014), quando se analisa o risco de contágio, uma das grandes preocupações dos decisores de política prende-se com o risco de um determinado evento negativo levar ao colapso de todo o sistema financeiro – o chamado risco sistémico.

² Na Europa, foi aprovado o Plano Europeu de Recuperação Económica, em dezembro de 2008, com o objetivo de combater a grande recessão que se fazia sentir nessa altura (Amador *et al.*, 2016).

³ Salientar que o rácio da dívida pública pode apresentar-se acima do limiar dos 60% do PIB, desde que verifique uma trajetória descendente. Para mais informação sobre o PEC, bem como sobre as alterações que este registou ao longo do tempo, consulte a página web da Comissão Europeia (CE), acedida através do seguinte ligação: http://ec.europa.eu/economy_finance/economic_governance/sgp/index_en.htm.

⁴ No Anexo B podemos consultar uma análise ao comportamento das finanças públicas que realizámos aos 19 atuais países da Área Euro (AE), tendo como referência os limiares numéricos estipulados na versão original do PEC, e vemos que, desde 1999, e com exceção do Luxemburgo, todos os Estados-Membros já ultrapassaram pelo menos um dos dois valores de referência.

Dada a relevância da dimensão que a crise de dívida soberana atingiu, parece que os mecanismos de prevenção de crises não desempenharam eficazmente o seu papel e, em particular, que o PEC, quer na vertente preventiva, quer na vertente corretiva, não foi eficaz em assegurar uma adequada disciplina orçamental. Além disso, a transmissão sucessiva do risco de incumprimento soberano que se assistiu, sobretudo entre as economias periféricas da AE, motiva-nos para perceber qual o papel do contágio para o incumprimento soberano. Assim, este trabalho pretende dar resposta às seguintes questões: i) Quais os determinantes que influenciam significativamente o surgimento de uma crise de dívida soberana? ii) Através de que mecanismos se propaga o risco de incumprimento soberano? iii) Até que ponto o efeito de contágio é relevante para a transmissão de uma crise de dívida soberana na AE?

Assim, o objetivo último deste trabalho prende-se com a incorporação, num modelo de prevenção de crises de dívida soberana, de indicadores que avaliem o impacto do contágio no incumprimento soberano de um país, para além dos determinantes que, usualmente, já são referidos na literatura. Estes modelos são designados na literatura de Mecanismos de Alerta Prévio (EWS), e servem para sinalizar os decisores de política, em tempo oportuno, da possível eminência de uma crise financeira (Ciarlone e Trebeschi, 2005). Mesmo sendo visto como um contributo útil para a literatura (*e.g.*, Stähler, 2013), tanto quanto sabemos, nenhum estudo incorpora a formalização do efeito contágio no incumprimento soberano no âmbito deste tipo de modelos. Muito recentemente, Sumner e Berti (2017)⁵ realçaram a importância dos efeitos de contágio, analisando-os, ainda que de forma muito preliminar, no âmbito dos indicadores de *stress* orçamental utilizados pela Comissão Europeia (CE).

Dado que são inúmeras as definições de contágio existentes na literatura, utilizamos a definição de Haile e Pozo (2008)⁶: estamos perante contágio quando há um aumento da probabilidade de um determinado país entrar em crise em virtude de outro país já estar em crise. O principal contributo deste trabalho para a literatura incide, pois, na exploração dos diferentes canais de contágio em crises de dívida soberana.

⁵ Este artigo apenas foi disponibilizado em junho de 2017.

⁶ Esta definição foi concebida para crises cambiais, inicialmente por Eichengreen *et al.* (1996), pelo que iremos adaptá-la às crises de dívida soberana.

Este trabalho é também relevante para os decisores de política, uma vez que estuda fatores de risco que determinam episódios de crise (Kaminsky *et al.*, 1998) na AE, e que exigem respostas orçamentais eficientes⁷ para a estabilização da dívida pública (van Ewijk *et al.*, 2013). Ademais, alerta para os riscos de contágio existentes e que podem ampliar os riscos de uma crise de dívida soberana num determinado país. Embora mais lateral, este estudo é também relevante para os participantes no mercado que investem em dívida soberana, uma vez que os consciencializa e alerta para os possíveis riscos de contágio a ter em conta nas suas decisões de investimento.

Para concretizar este estudo, desenvolvemos um EWS de crises de dívida soberana, que engloba como determinantes do incumprimento soberano, para além de fatores de natureza macroeconómica, orçamental e competitiva, também o de risco de contágio soberano como outra possível causa do incumprimento soberano. Recorremos, em particular, a um modelo *logit* aplicado aos Estados-Membros atuais da AE, com dados anuais entre 1999 e 2015⁸. A especificação econométrica desenvolvida permitirá avaliar o impacto que cada determinante apresenta na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana e, em particular, aferir o contributo do efeito de contágio para a ocorrência de crises de dívida pública na AE.

A presente dissertação apresenta-se estruturada da seguinte forma. Após a introdução, no capítulo 2 expomos, de forma concisa, uma revisão da literatura, dividida em três subsecções. Começamos por abordar a relevância da sustentabilidade da dívida pública com base nos potenciais custos associados a um incumprimento soberano. Segue-se uma revisão dos principais indicadores de *stress* orçamental expostos na literatura, bem como as metodologias mais utilizadas nos modelos de alerta prévio de crises. Na última subsecção, analisamos os principais mecanismos de contágio para o risco de incumprimento soberano. No capítulo 3 apresentamos um modelo de escolha binária de prevenção de crises orçamentais, descrevemos a amostra, bem como as variáveis a utilizar. No capítulo 4 são sintetizados os principais resultados obtidos. Finalmente, expomos as principais conclusões e implicações de política decorrentes deste trabalho, tal como algumas sugestões para investigação futura.

⁷ Segundo van Ewijk *et al.* (2013), a eficiência da resposta orçamental mede-se pela redução do défice (ou então pelo aumento do excedente) orçamental, por cada um euro de aumento de dívida pública.

⁸ No Anexo A apresentam-se as atuais 19 economias que compõem a AE, bem como os respetivos anos de adesão de cada Estado-Membro. Para mais informações sobre a AE e os seus alargamentos, consultar <https://www.ecb.europa.eu/euro/intro/html/map.en.html>.

2. Revisão da literatura

2.1. A sustentabilidade da dívida pública e o incumprimento soberano

2.1.1. Sustentabilidade da dívida pública

As recentes dificuldades orçamentais vivenciadas por vários países europeus, devido à crise de dívida soberana iniciada em 2010, vieram acentuar a crescente preocupação com a possível insustentabilidade dos níveis de dívida pública (Amador *et al.*, 2016). Tal aspeto torna-se particularmente relevante para as economias pertencentes a uma união monetária, como é o caso da AE, dado que a política orçamental (PO) apresenta-se, por um lado, como a política mais eficaz para a estabilização macroeconómica face a choques idiossincráticos e, por outro, com consequências diretas na estabilização da dívida pública (van Ewijk *et al.*, 2013).

Assim, para assegurar este papel estabilizador, num cenário de perda de autonomia na condução da política monetária por parte dos Estados-Membros da união, a PO discricionária terá, imperativamente, de adotar um carácter contra cíclico (Wyplosz, 1997; Amador *et al.*, 2016)⁹. Tal implica a prossecução de políticas económicas que visem a estabilização dos ciclos da economia. Concretizando, em fases expansionistas do ciclo económico, onde a economia encontra-se numa fase de crescimento, o saldo orçamental (SO) deverá melhorar através da aplicação de PO restritivas, ao passo que, em fases recessivas do ciclo económico, verificaríamos o oposto; ou seja, perante uma diminuição da atividade económica, os decisores de política levariam a cabo uma PO de carácter expansionista, com vista atenuar a intensidade e a duração dos efeitos conjunturais negativos sobre o produto, o que, consequentemente, levaria à deterioração do SO (Huart, 2013).

Porém, nem sempre a PO é conduzida de forma apropriada, sendo que, tendencialmente, esta apresenta um enviesamento expansionista. Por outras palavras, constata-se que os decisores de política levam a cabo políticas expansionistas mesmo quando a economia está em expansão (Alesina *et al.*, 2008). Este problema de tornar a PO demasiado expansionista, que é conhecido na literatura como enviesamento

⁹ Após adesão à AE, a condução da política monetária dos Estados-Membros passou a ser da competência do Banco Central Europeu (BCE).

expansionista (ou enviesamento deficitário), conduz à sucessão de défices orçamentais permanentes¹⁰. Em virtude disso, juntamente com uma gestão eficaz da PO por parte dos Estados soberanos, Bergman *et al.* (2016) mostram a importância das regras orçamentais na redução dos défices orçamentais, dado que a existência destes acordos legislativos apresentam como especial finalidade o combate ao enviesamento expansionista da PO e, dessa forma, promovem um maior rigor a nível orçamental por parte dos decisores de política (*e.g.*, regras orçamentais relacionadas com a gestão das receitas públicas e/ou das despesas públicas).

Nesse sentido, no seio da UE, o PEC foi concebido para assegurar a disciplina orçamental na condução independente da PO pelos decisores de política, e assim evitar a existência de défices públicos elevados (Huart, 2013). Contudo, as recentes crises vieram demonstrar que a monitorização orçamental através do PEC manifestou-se insuficiente para garantir a estabilidade macroeconómica da AE (Mabbett e Schelkle, 2014), uma vez que a sustentabilidade das finanças públicas foi um problema patente nos últimos anos na Europa¹¹. Realçar que o termo sustentabilidade é diferente de solvabilidade orçamental, desde logo porque referem-se a horizontes temporais distintos. Numa ótica de curto-prazo está o conceito de solvabilidade orçamental relacionado com o cumprimento das obrigações do momento, ao passo que a sustentabilidade orçamental versa sobre uma visão de médio/longo-prazo e consiste na capacidade, por parte dos Estados, de assegurar não só as obrigações atuais como as futuras.

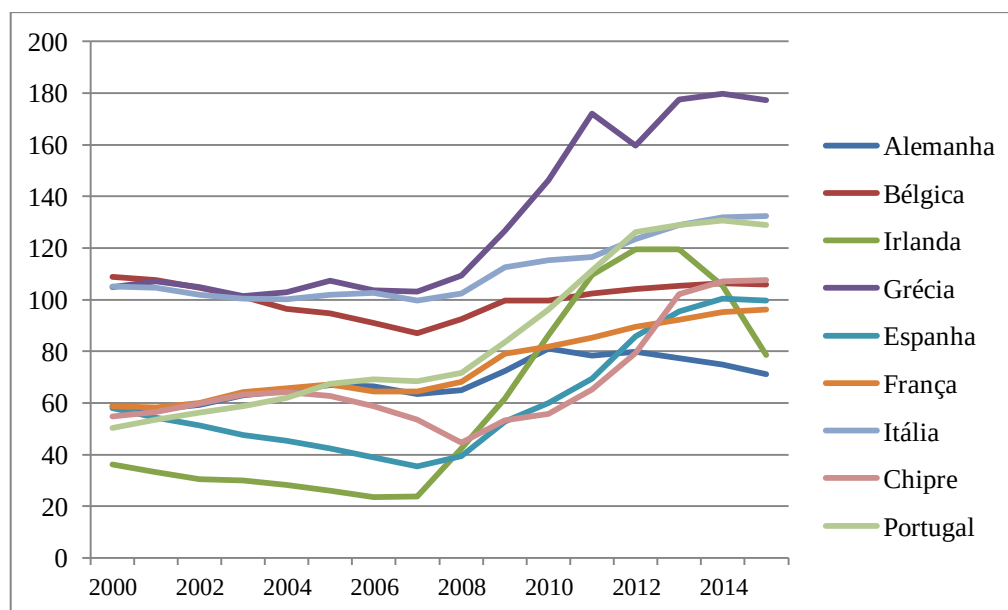
Nas Figuras 1 e 2 estão representadas as contas públicas de alguns países da AE, sendo visível a deterioração significativa das finanças públicas dessas economias. Desde logo, assiste-se a um aumento significativo da dívida pública, em grande parte motivado pela acentuada deterioração do SO, essencialmente a partir de 2008 (um ano após o início da crise de *subprime* dos EUA). Esta pressão sentida nas finanças públicas de vários Estados-Membros da AE teve sobretudo origem nos custos orçamentais que advieram do resgate realizado ao sistema bancário contribuindo, dessa forma, e em parte, para o início da crise de dívida soberana europeia (*e.g.*, Tagkalakis, 2014). Tal

¹⁰ Para mais detalhes sobre o carácter pró-cíclico da PO no caso concreto da AE ver, *e.g.*, Huart (2013).

¹¹ No Anexo B, tal como referimos anteriormente, temos presente uma análise realizada aos países da AE e constatamos que só o Luxemburgo, desde 1999, é que nunca violou os limiares de referência estabelecidos na versão original do PEC, tanto ao nível da dívida pública, como do SO.

facto é corroborado por Giordano *et al.* (2013), uma vez que para os autores um resgate feito ao sistema bancário nacional é razão, *per se*, para as economias, mesmo apresentando baixos níveis de dívida pública e reduzidos défices orçamentais (antes do resgate), enfrentarem uma significativa deterioração das suas contas públicas após esse auxílio. Materializando, segundo Reinhart e Rogoff (2013), após uma crise bancária a dívida pública dessa economia tende a aumentar de forma acentuada (cerca de 86%¹²) nos três anos posteriores à ocorrência desse episódio de crise. Contudo, a deterioração das contas públicas após uma crise bancária não é um facto defendido por Hemming *et al.* (2003) pois, para estes autores, os défices orçamentais de uma economia tendem a diminuir após ocorrência de uma crise financeira. No caso específico da AE, vemos que, através da Figura 1, o rácio da dívida pública apresenta um aumento significativo não antes da crise, mas sim logo após o seu início, o que é comprovado também por Bruns e Poghosyan (2016).

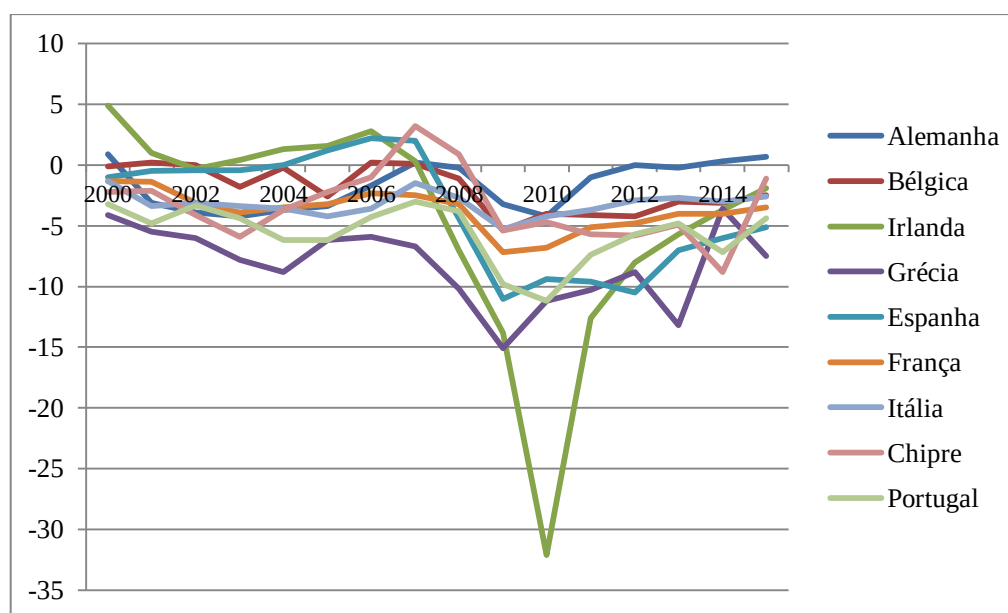
Figura 1: Dívida Pública em % do PIB de alguns países da AE entre 2000-2015



Fonte: AMECO (http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm).
Acedido em 19 de março de 2017.

¹² Realçar que amostra de 66 países utilizada pelos autores engloba economias avançadas e emergentes, uma vez que a frequência deste tipo de crises financeiras é relativamente semelhante em ambas as economias.

Figura 2: SO em % do PIB de alguns países da AE entre 2000-2015



Fonte: Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>). Acedido em 19 de março de 2017.

Tanto Giordano *et al.* (2013), como mais tarde Tagkalakis (2014), mostram que a crise de dívida soberana europeia teve origem no resgate feito ao sistema bancário. Nesse sentido, Arghyrou e Kontonikas (2012) indicam os três canais através dos quais o risco bancário afetou o risco soberano na recente crise financeira europeia: i) desde logo, as fortes restrições no acesso ao crédito verificadas por parte das empresas e das famílias, por causa da falta de liquidez no mercado interbancário, conduziram as economias para uma recessão o que, por sua vez, contribuiu para o agravamento dos défices orçamentais e, consequentemente, para o aumento do risco soberano via diminuição das receitas orçamentais; além disso, ii) a recapitalização do sistema bancário interno por alguns Estados soberanos contribui para agravar ainda mais os seus défices orçamentais; por último, iii) o impacto que o anúncio do resgate bancário teve sobre o aumento dos *spreads*¹³ das obrigações soberanas devido ao aumento do risco de incumprimento soberano, agora por causa da deterioração da capacidade de solvência dos Estados no que concerne ao pagamento da dívida pública.

É perante estes cenários (*cf.* Figuras 1 e 2) que a temática da sustentabilidade da dívida pública é, e continua a ser, um debate constante na Europa (Amador *et al.*, 2016),

¹³ De forma simples, o *spread* é o prémio de risco que os investidores exigem à contraparte como forma de compensação do risco inerente ao investimento (De Grauwe e Ji, 2013). No caso das obrigações, o risco que está subjacente é, fundamentalmente, o risco de incumprimento da dívida por parte do devedor.

uma vez que elevados níveis de dívida pública comprometem a sustentabilidade orçamental e conduzem a um aumento do risco soberano. Por consequência, dada a relação positiva existente entre o nível da dívida pública em percentagem do PIB e os encargos com o serviço dessa mesma dívida – ou seja, quanto maior o valor da dívida em percentagem do PIB, maior serão os juros da dívida – o aumento do endividamento público contribui assim para aumentar a probabilidade de incumprimento soberano (De Grauwe e Ji, 2013).

De uma forma simples, um Estado soberano entra em incumprimento quando “*não honra os termos originais do contrato de dívida, incluindo reestruturações voluntárias, onde há perda de valor para os credores*” (Borensztein e Panizza, 2009, p. 684, nossa tradução). Para De Cos *et al.* (2014), um episódio de crise de liquidez soberana apresenta, principalmente, duas características: i) perda total (ou parcial) de acesso aos mercados financeiros e ii) dificuldades em honrar as obrigações de curto-prazo. Contudo, Manasse e Roubini (2009) mostram que nem todas as crises de dívida soberana apresentam as mesmas características de base, pelo que podem ser distinguidos três tipos diferentes: i) episódios de insolvência ou insustentabilidade da dívida; ii) episódios de falta de liquidez; e iii) episódios de fragilidades macroeconómicas e riscos cambiais.

Assim, a sustentabilidade da dívida pública requer condições mínimas de solvência (conceito de médio/longo-prazo) e de liquidez (conceito de curto-prazo) por parte do governo (BCE, 2012). Objetivando, um Estado é solvente se a sua restrição orçamental intertemporal (ROI) estiver a ser cumprida, *i.e.*, se o valor atual dos SO primários for maior ou igual ao valor atual da dívida pública. Sendo que, a ROI do governo define-se da seguinte forma (Comissão Europeia, 2011):

$$d_0 \leq - \sum_{t=1}^T sop_t \left(\frac{1+g}{1+i} \right)^t \quad (1)$$

Onde,

d representa o rácio da dívida pública expresso em percentagem do PIB,

i é a taxa de juro nominal implícita na dívida pública,

g é a taxa de crescimento nominal do PIB,

sop é o SO primário expresso em percentagem do PIB,

t refere-se ao período temporal em análise.

Por seu turno, um Estado dispõe de liquidez quando é capaz de aceder aos mercados financeiros para se endividar e, dessa forma, assegurar o cumprimento das obrigações assumidas. Além de assegurar a liquidez e solvência da dívida pública, é igualmente relevante que as PO destinadas a obter uma dívida pública sustentável sejam realistas e exequíveis, quer em termos políticos, quer em termos económicos (BCE, 2012).

No que concerne à avaliação da sustentabilidade da dívida pública, existem diferentes metodologias para esse fim, no entanto a abordagem convencional apresenta-se como o método mais utilizado. Tendo como foco evitar riscos de sustentabilidade da dívida pública, esta abordagem convencional é uma ferramenta utilizada para controlar e analisar a evolução da dívida pública ao longo do tempo, por outras palavras, este método consiste em examinar a equação da dinâmica da dívida pública (BCE, 2012; Amador *et al.*, 2016). Sendo que, a equação da dinâmica da dívida, em termos nominais, pode ser apresentada da seguinte forma (Amador *et al.*, 2016)¹⁴:

$$\Delta d_t = -sop_t + \frac{(i_t - g_t)}{(1 + g_t)} d_{t-1} + aj_t \quad (2)$$

Onde,

aj_t são os ajustamentos défice-dívida expressos em percentagem do PIB em t ¹⁵ (as restantes variáveis já foram definidas na expressão (1), acima).

Assim, a dinâmica da dívida pública depende, essencialmente, de dois fatores: i) da evolução do SO primário, em termos relativos; e ii) da relação entre a taxa de juro nominal da dívida pública (i) e a taxa de crescimento nominal do PIB (g). Portanto, desde que exista dívida pública não se consegue controlar a evolução da mesma apenas com um SO primário equilibrado (*i.e.*, com um valor das receitas públicas igual ao valor das despesas públicas), pelo que se exige que o SO seja excedentário – o que poderá implicar a necessidade de realizar programas de consolidação orçamental, que poderão caracterizar-se por grandes cortes na despesa pública ou por fortes aumentos dos

¹⁴ No Apêndice A encontra-se a decomposição detalhada da dinâmica da dívida pública.

¹⁵ Os ajustamentos défice-dívida referem-se a ajustamentos que têm impacto na dívida pública, mas que não passam pelo SO (*e.g.*, receitas da privatização de empresas públicas que não fazem parte do perímetro orçamental).

impostos¹⁶. No entanto, se a taxa de crescimento da economia for superior à taxa de juro implícita na dívida pública, mesmo um défice primário pode garantir a estabilização relativa da dívida pública – estabilização da dívida pública em percentagem do PIB.

Dado que, a última crise europeia acarretou efeitos negativos no nível da dívida pública em vários países europeus, a vigilância da dinâmica da dívida pública, por parte das autoridades nacionais e também supranacionais, trata-se de uma necessidade indispensável para assegurar a estabilidade da dívida pública na AE (Equiza-Goñi, 2016). Porém, apesar desta abordagem convencional – dinâmica da dívida pública – revelar como características principais a simplicidade e a fácil aplicabilidade, também acarreta alguns inconvenientes. Desde logo, destaca-se o facto dos resultados da análise ficarem dependentes quer dos pressupostos assumidos, quer das ferramentas utilizadas, o que requer que a análise seja feita com cautela devido à incerteza subjacente (BCE, 2012). Acresce ainda que os resultados da dinâmica da dívida pública podem apresentar efeitos imediatos na própria sustentabilidade da dívida pública, uma vez que perante avaliações desfavoráveis os custos de refinanciamentos futuros da dívida no mercado irão aumentar, o que, por sua vez, faz aumentar os riscos de sustentabilidade da dívida (BCE, 2012). Melhor dizendo, se porventura os mercados financeiros preveem que um Estado apresenta problemas ao nível da sustentabilidade das suas finanças públicas, isso pode ser razão suficiente para originar, no limite, um incumprimento soberano (van Ewijk *et al.*, 2013).

Mas qual será o impacto da existência de uma união monetária para a sustentabilidade orçamental? Hu *et al.* (2016) afirmam que a existência da UEM traz vantagens aos seus membros, desde logo porque ficam mais protegidos do surgimento de crises cambiais, em virtude da existência de uma moeda comum. Por contrapartida, De Grauwe e Ji (2013) referem que os Estados-Membros da AE são mais suscetíveis à punição, via aumento dos *spreads*, por parte dos mercados financeiros, perante uma acumulação excessiva de endividamento soberano, do que países não pertencentes à união e que apresentam uma situação similar (*i.e.*, elevada dívida pública). Uma razão apresentada por De Grauwe (2012) para tal acontecimento prende-se, essencialmente, com o facto dos Estados-Membros, após adesão à UEM, passarem a emitir dívida

¹⁶ Evidenciar que quanto maior for a diferença entre i e g maior terá de ser o excedente orçamental primário, logo maior será o esforço de consolidação orçamental.

pública numa moeda que não controlam de forma direta¹⁷, o que gera perda de confiança, pelos mercados, na capacidade dessas economias em honrarem os seus compromissos, e como a incerteza tem um preço no mercado, tal facto desencadeia um aumento da probabilidade do país entrar em incumprimento. Além disso, essa probabilidade de incumprimento soberano aumenta em virtude da relação positiva existente entre o nível da dívida pública em percentagem do PIB e os juros da dívida, uma vez que níveis de dívida pública cada vez maiores implicam aumentos nos encargos dessa dívida, contribuindo, assim, para dificultar o reembolso da dívida aos credores e, por sua vez, aumentam a probabilidade de entrar em incumprimento (De Grauwe e Ji, 2013).

A nível europeu, Amador *et al.* (2016) sintetizam os instrumentos utilizados na avaliação da sustentabilidade da dívida pública pela CE, para três horizontes temporais distintos. No curto-prazo, com o objetivo de identificar o risco orçamental no prazo de um ano (liquidez), a CE utiliza o indicador compósito de alerta prévio S0, que inclui um conjunto de variáveis de natureza orçamental, macroeconómica e financeira. No que concerne à avaliação da sustentabilidade a médio-prazo (solvência), a CE utiliza o indicador S1, que indica o ajustamento necessário a ocorrer no SO estrutural primário, ao longo de 5 anos, para se obter, até 2030, um rácio de dívida pública no PIB de 60%. Mas também conta com o auxílio da ferramenta de análise da sustentabilidade da dívida pública (*DSA tool*). A *DSA tool* desenvolve projeções para a evolução da dívida pública, tendo por base vários cenários possíveis, nos próximos 10 anos. Por fim, para avaliação de longo-prazo (LP), a CE recorre ao indicador S2, que traduz o esforço de consolidação necessário para que o valor da dívida em relação ao PIB estabilize (sem considerar qualquer limite específico para esse valor). Importa evidenciar que tanto o indicador S1, como o indicador S2, entram em linha de conta com as despesas relacionadas com o envelhecimento da população (Comissão Europeia, 2012b).¹⁸

¹⁷ Quando um país adere a uma união monetária perde autonomia na condução da política monetária, sendo esta conduzida a nível supranacional.

¹⁸ No Anexo C apresentamos com mais detalhe os indicadores de sustentabilidade da dívida pública S0, S1 e S2. Porém, para mais pormenores consultar o relatório mais recente de monitorização da sustentabilidade da dívida pública da CE – ver Comissão Europeia (2017).

2.1.2. Custos do incumprimento soberano

Para além da necessidade de avaliar e garantir a sustentabilidade da dívida pública, a preocupação na literatura prende-se, essencialmente, com os custos macroeconómicos que os episódios de crises de dívida pública e de incumprimento soberano acarretam. De Paoli *et al.* (2006) identificam os custos que podem derivar de um incumprimento soberano, desagregando-os em duas categorias. A primeira categoria refere-se aos chamados “custos de penalização”, onde se englobam a perda de acesso a financiamento nos mercados, os custos de empréstimos futuros mais altos (“custos de reputação”), e a possível diminuição dos créditos comerciais via redução do comércio internacional. Relativamente a este último custo, Borensztein e Panizza (2009) referem que se trata de um efeito negativo significativo sobre as transações comerciais bilaterais, contudo tende a ser de curta-duração. Além disso, se houver uma tendência decrescente do rácio da dívida pública no PIB, a probabilidade de perder o acesso aos mercados é consideravelmente menor (Bassanetti *et al.*, 2016). Na segunda categoria incluem-se os “custos financeiros mais amplos”, nomeadamente os associados a uma quebra no crescimento do produto devido ao incumprimento soberano (De Paoli *et al.*, 2006).

Relativamente à relação negativa entre o incumprimento soberano e o crescimento do PIB, a literatura é vasta. De Paoli *et al.* (2009) sugerem que episódios de crises soberanas podem gerar grandes perdas no produto. Furceri e Zdzienicka (2012) corroboram, mostrando que as crises de dívida soberana produzem perdas no produto significativas – podendo chegar a reduzir o produto cerca de 10% –, e duradouras – com impactos ainda após 8 anos da ocorrência do episódio de crise, ou seja, as crises de dívida têm implicações no produto, não só no curto-prazo, como também a longo-prazo. *Idem*, Yue (2010) e Asonuma (2016) mostram que os *spreads* das obrigações soberanas estão negativamente correlacionados com o produto, uma vez que as obrigações soberanas têm alto risco de incumprimento, e baixas taxas de recuperação, nos ditos “estados maus” da economia. No entanto, Furceri e Zdzienicka (2012) concluem que não é apenas em situações de crise que o crescimento do produto é afetado negativamente bastando, para tal, que a dívida exceda um determinado limiar para ter repercussões sobre o produto. Os autores chegam à conclusão que, se o rácio da dívida em relação ao PIB exceder os 70%, a taxa de crescimento do produto reduz-se em 1,8 pontos percentuais (pp); já quando o limiar ultrapassa os 80%, o crescimento do produto

reduz-se em mais de 2 pp. Também Reinhart e Rogoff (2010)¹⁹ corroboram esses resultados, mostrando que para níveis de dívida em relação ao PIB superiores a 90%, tanto em economias emergentes, como avançadas, verificam-se taxas de crescimento do produto 1 pp mais baixas. Ademais, para um dado nível de dívida pública em percentagem do PIB, Asonuma (2016) mostra que, usando uma amostra apenas de economias emergentes, entre 1978-2010, a probabilidade de um soberano entrar em incumprimento aumenta com o número de incumprimentos ocorridos no passado.

Em linha com o atrás referido, Borensztein e Panizza (2009) mencionam ainda outro tipo de custos, que podem resultar de um incumprimento soberano. Desde logo, o facto da economia doméstica, em especial o setor privado, poder ser fortemente afetada via sistema financeiro nacional. Usualmente, os episódios de incumprimento soberano aumentam mais a probabilidade de poder ocorrer uma crise bancária posteriormente do que a situação inversa. Concretizando, se os bancos nacionais detêm grandes quantidades de dívida pública, perante um incumprimento soberano os seus balanços serão significativamente afetados, o que poderá acarretar sérios problemas para o setor privado doméstico, uma vez que o setor financeiro deixa de fornecer liquidez e de conceder créditos à economia o que afeta diretamente a atividade económica. Para além do impacto que uma crise de dívida soberana tem sobre a probabilidade de ocorrência de uma crise bancária, também Reinhart (2002) mostra que, após um incumprimento soberano, a probabilidade de ocorrer uma crise cambial em seguida vem aumentada em mais de 80%²⁰. Posto isto, Furceri e Zdzienicka (2012) acreditam que as crises de dívida soberana são mais custosas do que as crises bancárias e cambiais.

Manasse e Roubini (2009), com o auxílio da metodologia *Classification and Regression Tree*, determinaram as características típicas de um Estado soberano que entra em incumprimento, bem como as condições económicas e políticas que estão por detrás do surgimento de uma crise de dívida soberana. Nesse sentido, com base num modelo binário desenvolvido na análise empírica, os autores destacaram 10 indicadores (dos 50 inicialmente considerados) como bons previsores de crises de dívida pública: i) rácio entre a dívida externa e o PIB; ii) rácio entre a dívida de curto-prazo e as reservas; iii) taxa de crescimento real do PIB; iv) rácio entre a dívida pública externa e as receitas

¹⁹ Existem referências na literatura que sugerem que este artigo contém alguns erros de análise, que afetam as suas conclusões (*e.g.*, Herndon *et al.*, 2013).

²⁰ Evidenciar que o autor usou apenas economias emergentes na amostra de países.

orçamentais; v) taxa de inflação; vi) número de anos até à próxima eleição presidencial; vii) taxa dos títulos de tesouro norte-americanos; viii) necessidades de financiamento externas; ix) sobrevalorização da taxa de câmbio; e x) volatilidade da taxa de câmbio. Seguidamente, tendo por base estes 10 indicadores, os autores, para uma amostra constituída somente com economias emergentes, entre 1970 e 2002, estabeleceram um conjunto de critérios económicos que, se verificados, deixavam um Estado soberano “livre de risco” da eminência de uma crise de dívida soberana. Sendo que os critérios são os seguintes: i) apresentar uma dívida total externa baixa (abaixo de 49,7% do PIB); ii) apresentar uma dívida de curto-prazo baixa (abaixo de 130% das reservas); iii) apresentar uma dívida pública externa baixa (abaixo de 214% das receita orçamentais); e, por fim, iv) apresentar uma taxa de câmbio que não esteja excessivamente sobrevalorizada (sobreavaliação abaixo de 48%).

Resumindo, é de suma importância avaliar o risco da dívida pública aumentar significativamente a médio/longo-prazo, pois dessa forma consegue-se avaliar a capacidade dos governos em controlar, não só as suas finanças públicas, como também a eficácia da condução da PO (van Ewijk *et al.*, 2013). Contudo, monitorizar as finanças públicas de uma economia olhando somente para o tamanho do seu défice orçamental e/ou para o nível de dívida pública apresenta-se como uma abordagem incompleta, uma vez que tais indicadores proporcionam uma visão redutora da sustentabilidade futura (van Ewijk *et al.*, 2013) e, conseqüentemente, contribuem apenas, parcialmente, para a avaliação da probabilidade de incumprimento soberano (Manasse e Roubini, 2009). De facto, van Ewijk *et al.* (2013) consideram fundamental que se preste atenção ainda a outros fatores, tais como a estabilidade do ambiente económico e a qualidade das decisões tomadas ao nível da PO, sempre que se avalia a sustentabilidade da dívida pública, pois controlar as finanças públicas é uma tarefa que se complica num ambiente de grande incerteza. O início de uma crise de dívida soberana caracteriza-se por um período temporal marcado por crescimento económico negativo (em média, -2%) e níveis de dívida pública elevados (por norma, valores superiores a 80% do PIB) (Furceri e Zdzienicka, 2012). No entanto, além dos elevados níveis de dívida pública servirem de alerta de uma crise de dívida soberana, Borensztein e Panizza (2009), utilizando um modelo de efeitos aleatórios, mostram ainda que no ano anterior à ocorrência de um incumprimento soberano se verificam efeitos positivos nos *spreads* das obrigações

soberanas. Assim, e após analisados os custos do incumprimento soberano, na secção que se segue fazemos um levantamento dos preditores utilizados na literatura para antecipar a ocorrência de crises de dívida soberana e evitar incumprimentos soberanos.

2.2. Mecanismos de alerta prévio (EWS) de *stress* orçamental

2.2.1. Definição de mecanismos de alerta prévio (EWS)

As últimas crises vieram despertar o interesse na literatura para os chamados mecanismos de alerta prévio de crises – os EWS (do inglês *Early Warning Systems*). Ao detetarem vulnerabilidades macroeconómicas, financeiras e orçamentais, os EWS são mecanismos que sinalizam, atempadamente, a eminência de possíveis episódios de crises financeiras (Kaminsky *et al.*, 1998) e, em particular, de *stress* orçamental, permitindo auxiliar os decisores de política na prevenção de tais eventos adversos (De Cos *et al.*, 2014), e dessa forma contribuir para detetar fraquezas e vulnerabilidades económicas (Bussiere e Fratzscher, 2006). Contudo, esta informação não é apenas pertinente e relevante para os decisores de política, mas também para os potenciais compradores de títulos de dívida pública – *i.e.*, para os investidores (Kaminsky *et al.*, 1998).

Porém, a literatura tem dedicado especial atenção à previsão de dois tipos específicos de crises financeiras, as crises cambiais e bancárias²¹. Como é o caso da crise financeira do México nos 1994-1995 (*e.g.*, Hemming *et al.*, 2003) e também da crise financeira do Sudeste Asiático em 1997 e 1998 (*e.g.*, Berg e Pattilo, 1999). Ambos os episódios de crise são considerados por Bussiere e Fratzscher (2006) como exemplos de eventos que apresentaram repercussões não só em vários países, como também em todo o sistema financeiro internacional. Daí organizações internacionais, com particular destaque para o Fundo Monetário Internacional (FMI)²², terem iniciado o desenvolvimento de EWS com o intuito de prevenir futuras crises financeiras (Bussiere e Fratzscher, 2006).

Sendo a área da supervisão uma das diversas vertentes de atuação da CE, também esta conta com o auxílio dos EWS para tal finalidade (De Cos *et al.*, 2014). No

²¹ Ver, *e.g.*, Kaminsky *et al.* (1998), Berg *et al.* (2005) e Davis e Karim (2008).

²² Em matéria de EWS, o FMI desenvolveu trabalhos basilares que sustentam muita da literatura que surgiu posteriormente, tais como, *e.g.*, Kaminsky *et al.* (1998) e Berg e Pattillo (1999).

entanto, os recentes acontecimentos vieram mostrar o quão difícil pode ser prever episódios de *stress* orçamental. Na literatura, os trabalhos empíricos referentes a determinantes de crises bancárias e cambiais apresentam-se de forma mais extensa, quando comparados com os estudos de determinantes de uma crise de dívida soberana (Ciarlone e Trebeschi, 2005). Assim, motivados pelas diversas consequências económicas que uma crise de dívida soberana cinge, a literatura tem prestado particular e crescente atenção à prevenção de tais eventos adversos. Nesse sentido, já existem referências relevantes que focam, especificamente, as crises de dívida soberana, tais como Hemming *et al.* (2003), Ciarlone e Trebeschi (2005), Baldacci *et al.* (2011b), Berti *et al.* (2012), De Cos *et al.* (2014) e Sumner e Berti (2017).

Para Pescatori e Sy (2007) estamos perante uma crise de dívida pública quando um Estado soberano entra em incumprimento²³ ou quando os *spreads* das obrigações soberanas são superiores a um determinado patamar crítico (neste caso, 10 pp). No entanto, nem só quando um Estado soberano entra em incumprimento é que estamos perante uma crise de dívida pública, pois tal asserção afigura-se como uma abordagem incompleta, dado que podem existir outros fatores que dificultem o pagamento do serviço da dívida²⁴. Nesse sentido, tem-se definido, cada vez mais, uma crise de dívida como um episódio de *stress* orçamental (De Cos *et al.*, 2014).

Para Baldacci *et al.* (2011a), uma situação de *stress* orçamental define-se como um episódio onde pelo menos um dos seguintes critérios se verifica: i) incumprimento ou reestruturação da dívida pública²⁵; ii) taxa de inflação anual elevada, acima de 35% para economias avançadas e acima de 500% para economias emergentes; iii) restrições extremas de financiamento (pressões significativas nas taxas de juro soberanas); e/ou iv) um programa de apoio alargado do FMI (montante de financiamento superior a 100% da respetiva quota). O fator diferenciador desta definição, face às anteriormente utilizadas na literatura, prende-se com a incorporação na definição dos custos de financiamento, contribuindo assim para o alargamento das possíveis causas de uma

²³ Recordando, um Estado soberano entra em incumprimento quando, de uma forma simples, não cumprem os termos acordados nos contratos de dívida pública, levando os credores a incorrem em perdas de valor (Borensztein e Panizza, 2009).

²⁴ A título de exemplo, Pescatori e Sy (2007) referem a crise de dívida do Brasil de 2002 como um episódio onde apesar do Estado ter enfrentado sérias dificuldades no serviço da sua dívida não existiu incumprimento soberano.

²⁵ Definição usada pela *Standard and Poor's*. Entenda-se reestruturação como qualquer operação que altere os termos do contrato inicial.

situação de *stress* orçamental (para além do incumprimento soberano e da reestruturação da dívida pública) e, assim, para captar mais eventos de crise dada a maior abrangência (Baldacci *et al.*, 2011a; Berti *et al.*, 2012).

São vários os estudos que adotam esta definição de Baldacci *et al.* (2011a) nos seus trabalhos empíricos quando pretendem identificar episódios de *stress* orçamental (*e.g.*, Baldacci *et al.*, 2011b; Berti *et al.*, 2012; BCE, 2014; De Cos *et al.*, 2014, e Bruns e Poghosyan, 2016). A definição de *stress* orçamental, como veremos mais à frente, é utilizada nas metodologias de determinação dos EWS, uma vez que a primeira etapa passa pela seleção da definição de *stress* orçamental a adotar, com o objetivo de identificar os episódios de crise existentes. Contrastando com Baldacci *et al.* (2011a), Dufrénot *et al.* (2016) adotam apenas uma visão de mercado na interpretação do *stress* orçamental, definindo *stress* orçamental como um agravamento das condições de financiamento no mercado das obrigações soberanas, e não como um episódio de risco de incumprimento (ou reestruturação) da dívida soberana.

Recentemente, o FMI atualizou o trabalho desenvolvido por Baldacci *et al.* (2011a) no que concerne à definição de episódios de *stress* orçamental – ver Gerling *et al.* (2017). Concretizando, como vimos anteriormente, Baldacci *et al.* (2011a) desenvolve quatro critérios para identificar episódios de crises orçamental. Gerling *et al.* (2017) utilizando esses quatro critérios como base, torna-os mais abrangentes, desde logo com a adição de dois subcritérios: i) consideração da acumulação de atrasos internos; e ii) da perda de acesso ao mercado internacional de capitais²⁶. Nesse sentido, os critérios que permitem identificar um episódio de crise orçamental passam a ser os seguintes quatro, sendo que basta a ocorrência de pelo menos um deles para estarmos perante uma crise de dívida soberana. O primeiro critério é designado pelos autores como *Evento de crédito*, corresponde a qualquer operação por parte de um Estado soberano, tais como incumprimento, reestruturação ou prorrogação do vencimento da dívida pública, onde os credores (oficiais ou outros) incorrem em perdas significativas sobre a dívida soberana que detêm. Contudo, este critério é filtrado de duas maneiras: i) exclui os incumprimentos que não apresentam um tamanho substancial (*i.e.*, valores de incumprimento abaixo dos 0,2% do PIB não são considerados); e ii) não entra em linha de conta com os casos onde partes, previamente em incumprimento, estejam a ser

²⁶ Os autores tiveram acesso a esta informação junto da base de dados disponibilizada por Gelos *et al.* (2004), relatórios de agências de *rating*, entre outros.

reportadas continuamente (i.e., quando o valor nominal em incumprimento cresce menos de 10% ao ano). O segundo critério, denominado pelos autores de *Financiamento oficial alargado*, considera os programas de apoio financeiro e de ajustamento orçamental por parte do FMI. Sendo que aqui o limiar continua a ser igual ao utilizado por Baldacci *et al.* (2011a), ou seja, um montante de financiamento superior a 100% da respetiva quota. No que concerne ao terceiro critério, intitulado de *Incumprimento implícito da dívida pública*, este pretende identificar situações onde os Estados soberanos enfrentam dificuldades em cumprir as suas obrigações junto dos credores e que culminam em pagamentos internos em atraso, ou então na monitorização da dívida (o que, consequentemente, conduziria a um aumento da inflação). Logo, estes incumprimentos implícitos da dívida serão captados através de uma inflação elevada, e pelos dados referentes à acumulação de atrasos domésticos²⁷. Relativamente ao limiar da taxa de inflação os autores definem que estamos perante uma taxa de inflação elevada quando esta ultrapassa: i) os 35 % anuais nas economias avançadas (e também nos pequenos Estados em desenvolvimento); e ii) os 100% anuais nas economias emergentes e países em desenvolvimento de baixos rendimentos. Já no que diz respeito aos atrasos internos, e visto que a obtenção destes dados é mais difícil, os autores utilizaram como *proxy* o aumento significativo de “*Other Account Payables*”²⁸, que corresponde a um aumento de 1 pp por ano do rácio entre “*Other Account Payables*” e o PIB. Por fim, o último critério, aludido de *Perda de confiança no mercado*, compreende as pressões extremas em termos de acesso aos mercados enfrentadas pelos Estados soberanos. Também este critério se divide em dois subcritérios: i) na perda de acesso ao mercado²⁹; e ii) no preço de acesso ao mercado. Relativamente a este último ponto, o limiar estabelecido é de *spreads* das obrigações soberanas (ou dos *credit default swaps*³⁰ (CDS)) superiores a 1000 pontos base (pb).³¹ Aplicando esta definição e utilizando uma amostra com 188 economias, em desenvolvimento e avançadas, durante os anos de

²⁷ Também aqui Gerling *et al.* (2017) complementaram o critério de Baldacci *et al.* (2011a) ao considerar a acumulação de atrasos domésticos como um indicio das dificuldades de um Estado soberano em honrar os seus compromissos perante os credores.

²⁸ Os autores recolheram os dados referentes a este indicador, essencialmente, junto do Eurostat.

²⁹ Evidenciar que este subcritério só é aplicado às economias que acedem de forma regular aos mercados, ou seja, o país deve ter acedido ao mercado durante, pelo menos, dois anos consecutivos antes de se assistir a perda de acesso, e manter o acesso em pelo menos 25% do período de tempo da amostra considerada – 1970 a 2015.

³⁰ O CDS é um derivado que protege o investidor do risco de incumprimento (Argyrou e Kontonikas, 2012).

³¹ Em linha com Baldacci *et al.* (2011a).

1970 e 2015, os autores identificaram 436 episódios de crises orçamentais³². Ao passo que Baldacci *et al.* (2011a) utilizando um conjunto de 81 economias avançadas e emergentes identificaram 176 episódios de crise, durante 1970 e 2010. Nesse sentido, e dada a maior abrangência da mesma, iremos adotar, na parte empírica do presente estudo, a definição proposta por Gerling *et al.* (2017).

2.2.2. Metodologias de EWS

No que concerne à metodologia dos EWS, estes foram inicialmente, concebidos para a prevenção de crises cambiais. Contudo, e devido aos acontecimentos recentes na Europa, os EWS passaram a apresentar um interesse particular em crises de dívida soberana, dado que os *spreads* das obrigações soberanas pareceram tender a falhar o alerta da eminência da crise (BCE, 2014). Nesse sentido, e dado que a aplicação da metodologia dos EWS a crises de dívida soberana não é extensa na literatura, detetamos aqui uma oportunidade de contribuir para o alargamento e enriquecimento da mesma.

Na metodologia dos modelos EWS há duas abordagens que se destacam: i) a abordagem de sinais (do inglês *signals approach*), que domina na literatura, e que foi, inicialmente, concebida para crises cambiais por Kaminsky *et al.* (1998)³³; e ii) a abordagem por regressões multivariadas baseadas em modelos de escolha binária (Berti *et al.*, 2012; De Cos *et al.*, 2014). Ambas as abordagens permitem identificar os determinantes que influenciam a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana (Manasse *et al.*, 2003).

Abordagem de sinais ou sinalização

De uma forma simples, a abordagem de sinais (ou de sinalização) consiste no acompanhamento do comportamento de um determinado conjunto de indicadores económicos antes da ocorrência de uma crise; sempre que os limiares pré-determinados (os chamados limiares críticos³⁴) para esses indicadores são ultrapassados estamos perante um sinal de alerta de uma possível crise (Kaminsky *et al.*, 1998). Por outras palavras, quando uma determinada variável apresenta um comportamento que se

³² Sendo que os episódios de crise orçamentais são mais frequentes nos países em desenvolvimento do que nas economias avançadas.

³³ Podemos encontrar a descrição da abordagem de sinais em Kaminsky e Reinhart (1999).

³⁴ Mais abaixo iremos encontrar diferentes formas, presentes na literatura, para determinar estes limiares.

distancia consideravelmente do seu “comportamento normal” isso poderá ser sinal de alerta de uma possível crise (Hemming *et al.*, 2003). Exemplificando, Kaminsky *et al.* (1998), para o caso de uma crise cambial, determinam que a crise podia ocorrer nos 24 meses seguintes³⁵ após os limiares estipulados para cada indicador serem ultrapassados. Neste caso, os autores mostraram que indicadores económicos como exportações, produto e preço das ações eram, entre outras, variáveis relevantes na antecipação de episódios de crise cambial³⁶.

De forma resumida, são apenas quatro as etapas que compõem a abordagem de sinalização. Na primeira etapa seleciona-se a definição de *stress* orçamental a adotar (De Cos *et al.*, 2014). A segunda etapa consiste na seleção de um conjunto de indicadores, os chamados “*leading indicators*”, e na determinação da janela de sinalização (De Cos *et al.*, 2014; BCE, 2014). A janela de sinalização estabelece o período temporal em que um determinado EWS conseguirá antecipar um episódio de *stress* orçamental (BCE, 2014). O período de um ano apresenta-se como a janela de sinalização mais frequentemente utilizada (ver, *e.g.*, Berti *et al.*, 2012, e De Cos *et al.*, 2014)³⁷, uma vez que quanto maior o período temporal da janela de sinalização (nomeadamente, um período superior a um ano), menor a fiabilidade dos resultados (De Cos *et al.*, 2014). Assim, selecionando um período de um ano, tal significa que após o indicador emitir um sinal de alerta, espera-se que, durante os próximos doze meses, o episódio de *stress* orçamental venha efetivamente ocorrer (BCE, 2014).

Na terceira etapa determinam-se os limiares críticos para cada variável. Na definição dos limiares é preciso atender, e balancear, os seguintes dois aspetos: i) quanto mais baixo for o limiar que indica a presença de um *stress* orçamental, por um lado, mais crises irão ser sinalizadas mas, por outro lado, aumentam as vezes em que o modelo sinaliza erradamente a ocorrência de uma crise; logo, a probabilidade de enviar “falsos alarmes” (erro tipo II) aumenta; ii) por sua vez, se consideramos um limiar mais alto, acontece precisamente o oposto, *i.e.*, menor a probabilidade de enviar falsos alarmes, mas também maior a probabilidade de não sinalizar o surgimento de uma

³⁵ Este intervalo temporal é chamado de período (ou janela) de sinalização.

³⁶ A definição de crise aqui adotada pelos autores corresponde a uma depreciação/desvalorização (dependendo do regime cambial, se flexível ou fixo, respetivamente) significativa da moeda e/ou uma perda acentuada das reservas internacionais perante um ataque à moeda.

³⁷ Contudo, Kaminsky *et al.* (1998) ao aplicarem pela primeira vez esta abordagem a crises cambiais utilizaram um período de sinalização de 24 meses. Esse mesmo período é usado posteriormente por Hemming *et al.* (2003) na previsão de diversas crises financeiras - cambiais, bancárias e de dívida.

futura crise, logo aumentam as “crises perdidas” (erro tipo I) (Hemming *et al.*, 2003; Bussiere e Fratzscher, 2006; De Cos *et al.*, 2014). Do ponto de vista dos decisores de política, o erro tipo II – falsos alarmes – apresenta-se como o menos dispendioso tendo como foco o bem-estar; além disso, este tipo de erro, quando comparado com o erro tipo I – crises perdidas –, nem sempre advém de falhas ao nível da previsibilidade do modelo, ou seja, as vulnerabilidades podem efetivamente ter sido detetadas pelo modelo mas, devido à atuação dos decisores de política, consegue-se evitar a crise (Bussiere e Fratzscher, 2006).

Posto isto, o passo que se segue é perceber como se determinam, efetivamente, os limiares críticos, sendo que há duas possibilidades mais utilizadas na literatura. Uma delas é a maximização do rácio “*signal-to-noise*” (STN) (De Cos *et al.*, 2014). O STN é obtido através da divisão da proporção de observações que foram classificadas corretamente como um episódio de crise pela proporção de observações que foram classificadas erradamente como um episódio de crise (Baldacci *et al.*, 2011a). Outra hipótese passível de determinação dos limiares críticos é pela maximização do poder de sinalização, que é o mesmo que minimizar o erro total de especificação, do inglês “*total misspecification error*” (TME). O TME corresponde, simplesmente, à soma dos erros tipo I e tipo II (De Cos *et al.*, 2014). O erro tipo I é obtido pela divisão do número de crises que não foram sinalizadas pelo número total de crises, ao passo que o erro tipo II obtém-se através do rácio entre o número de crises que foram erradamente sinalizadas e número total de episódios onde não ocorreu crise (De Cos *et al.*, 2014). A principal divergência entre estes dois indicadores deve-se, essencialmente, ao facto de o rácio STN considerar ambos os tipos de erro com pesos idênticos, o que não acontece no TME, pois este último tende atribuir maior peso ao erro tipo II (De Cos *et al.*, 2014).

Ainda em relação à terceira etapa da abordagem de sinais, convém evidenciar que na literatura o mais frequente é que se apliquem patamares críticos iguais para todos os países que constituem a amostra em análise (ver, *e.g.*, Berti *et al.*, 2012). Porém, tal como refere De Cos *et al.* (2014), os limiares críticos das variáveis utilizadas para indicar episódios de crise, provavelmente, divergem entre países. E, de facto, os autores mostram que o poder preditivo do EWS diminui quando se utilizam limiares comuns, uma vez que se está aplicar, erradamente, de igual forma aos diferentes países da amostra, o mesmo patamar crítico de alerta. Assim, e com o objetivo de evitar estas

limitações, os autores introduziram na abordagem limiares específicos a cada país, entrando, desta forma, em linha de conta com a heterogeneidade existente entre os diferentes países que compõem a amostra³⁸. Concretizando, aplicando a abordagem a 11 países da AE, de 1970 a 2010, De Cos *et al.* (2014) aumentaram a robustez dos limiares críticos e ainda obtiveram um maior poder preditivo no EWS. Porém, apesar das vantagens enunciadas, especificar limiares para ter em conta a heterogeneidade dos países acaba por encurtar o número de observações de episódios de crise, o que não acontece com a utilização de limiares comuns, pelo que a fiabilidade dos resultados obtidos pode ficar comprometida (BCE, 2014)³⁹. Todavia, perante uma amostra de países com características bastante distintas pode ser, mesmo assim, mais adequado utilizar limiares críticos específicos (BCE, 2014).

Para terminar, a quarta etapa da abordagem de sinais passa por agregar as variáveis individuais, que apresentam um melhor desempenho, num índice compósito de alerta prévio – o índice de *stress* orçamental, e assim conseguir sinalizar os episódios de crise (Berti *et al.*, 2012; De Cos *et al.*, 2014). Nesta última fase, para se conseguir maximizar a previsibilidade do indicador compósito de *stress* orçamental é importante analisar a capacidade de cada variável *per se* em sinalizar a ocorrência de uma crise, para dessa forma considerar a ponderação de cada uma de acordo com a sua potência de sinalização (BCE, 2014). Nesse sentido, as variáveis que apresentam um menor número de crises por sinalizar e um menor número de falsos alarmes entrarão com um peso maior no indicador (BCE, 2014). Sendo que, o índice de *stress* orçamental é obtido da seguinte forma (Baldacci *et al.*, 2011a):

$$\text{Índice de stress orçamental} = \sum_g w_g \sum_i w_{i,g} d_i \quad (3)$$

Em que,

$w_{i,g}$ corresponde ao peso do indicador i no grupo de indicadores g ,

w_g refere-se ao peso do grupo de indicadores g ,

³⁸ Outra forma distinta de considerar a heterogeneidade entre países seria a aplicada por Alessi e Detken (2011), onde o limiar crítico específico de cada país é obtido aplicando um percentil comum a cada país, ou seja, apesar do percentil ser o mesmo para todos os países da amostra, os limiares obtidos serão diferentes de país para país, pois entram em linha de conta apenas com os valores daquele país.

³⁹ Uma solução para maximizar o poder de previsão do indicador, sugerida por Baldacci *et al.* (2011a), no caso de existir simultaneamente economias avançadas e emergentes na amostra, pode passar por definir um limiar comum para as economias avançadas e outro limiar comum para as emergentes, ou seja, limiares comuns, mas distintos, entre os dois grupos de países.

d_i representa uma variável binária que assume o valor 1 se o indicador estiver acima do limiar crítico, caso contrário toma o valor 0.

Sintetizando, após a definição de *stress* orçamental, segue-se a determinação da janela de sinalização e os indicadores a considerar. Seguidamente determina-se os limiares críticos que balizam o surgimento de uma “crise” ou de uma “não crise” e, por fim, constrói-se o índice composto. Após a construção do EWS, este enviará os sinais de alerta, sendo que podem corresponder a quatro situações distintas, que estão representadas na matriz presente no Quadro 1. É através da análise desta matriz que se avalia o desempenho de cada indicador de *stress* orçamental na sinalização de um episódio de vulnerabilidade orçamental. Para tal, é feita a comparação da probabilidade prevista pelo modelo para a ocorrência de um episódio de crise com a ocorrência efetiva de uma crise (Hemming *et al.*, 2003; Bussiere e Fratzscher, 2006).

Quadro 1: Matriz de sinalização da ocorrência de um episódio de crise

	Ocorrência do episódio de crise	Não ocorrência do episódio de crise
Emissão do sinal (“crise”)	A	B
Não emissão do sinal (“não crise”)	C	D

A matriz de sinalização encontra-se dividida em quatro classes distintas. O quadrante referente à letra “A” corresponde aos sinais emitidos que são verdadeiros, ou seja, após a emissão de um sinal, durante o período da janela de sinalização, ocorre uma crise. Na classe “B” agrega-se os sinais emitidos erradamente (*i.e.*, os falsos alarmes), pois não ocorre nenhum episódio de crise depois do sinal de alerta do modelo. A letra “C” corresponde aos casos onde não há emissão de sinal de alerta, contudo uma crise surge durante a janela de sinalização – crise perdida. Por fim, na classe “D” engloba-se os casos em que não há crise, mas também nenhum sinal de alerta é emitido pelo EWS. Logo, perante o exposto, o ideal é ter um indicador onde todas as observações encontrem-se nos quadrantes A ou D (Hemming *et al.*, 2003; De Cos *et al.*, 2014). Assim sendo, a definição dos limiares críticos é uma decisão que aspira evitar a quantidade de falsos alarmes (classe B), mas também pretende minimizar os episódios de crise por sinalizar (classe C) (De Cos *et al.*, 2014).

Por conseguinte, a aplicação desta abordagem exige dados históricos de episódios de crises (BCE, 2014), pois só assim se conseguirá avaliar o comportamento histórico de um determinado conjunto de variáveis entre os períodos que antecedem um episódio de crise e os períodos ditos “normais”, e depois analisar o tipo de sinal enviado por essas variáveis em vésperas de crise (Berti *et al.*, 2012). Tal facto pressupõe que os dados históricos enviem sinais confiáveis e verdadeiros, para que a ocorrência de sinais semelhantes, agora, indiquem a eminência de uma possível crise num futuro próximo (Hemming *et al.*, 2003).

Modelos de escolha binária

No que concerne aos modelos em painel de escolha binária (modelos *logit* ou *probit*), segundo Baldacci *et al.* (2011a), esta abordagem caracteriza-se pela utilização de uma regressão com uma variável explicada *dummy* (codificada com o valor unitário se ocorre um episódio de crise, ou o valor zero no caso oposto) e tem como finalidade estudar o impacto que um conjunto distinto de determinantes apresenta sobre a probabilidade de ocorrência de uma crise, bem como a significância estatística dos mesmos. Diversos contributos foram feitos utilizando esta metodologia, *e.g.*, Berg e Pattilo (1999); Hemming *et al.* (2003); Manasse *et al.* (2003); Ciarlone e Trebesch (2005); Bussiere e Fratzscher (2006); Lo Duca e Peltonen (2013); Dufrénot *et al.* (2016); e Sumner e Berti (2017).

Através de um modelo *logit*, Manasse *et al.* (2003) elaboraram um EWS para crises de dívida soberana com um bom poder de previsão. Para tal, utilizaram variáveis como o rácio da dívida externa no PIB (como forma de medir a sustentabilidade da dívida), medidas de refinanciamento da dívida, de desequilíbrio externo e também relacionadas com o serviço da dívida (*e.g.*, *ratings* e *spreads* soberanos). A título de exemplo, a evidência empírica desenvolvida pelos autores mostra que países que apresentam uma dívida externa elevada (*i.e.*, superior a 50% do PIB) apresentam uma probabilidade de incumprimento soberano maior. Além disso, incluíram variáveis explicativas que espelhem a estabilidade macroeconómica e alguns fatores políticos.

Bussiere e Fratzscher (2006) desenvolveram um novo tipo de EWS para prever crises financeiras através de um modelo *logit* multinomial, o que contrasta com a típica abordagem de EWS assente também em modelos discretos, mas binomiais. Para os

autores, estes últimos modelos sofrem de enviesamento “pós-crise”⁴⁰ que resulta do facto de não existir diferenciação entre três diferentes períodos temporais: i) o período de tranquilidade, ii) o período de crise e iii) o período pós-crise. Sendo este último de extrema importância, pois durante o horizonte temporal de recuperação o comportamento das variáveis económicas é de ajustamento antes de atingirem, novamente, a fase de tranquilidade. Assim, considerando estes três níveis temporais na variável dependente do modelo de escolha discreta, os autores mostram que o enviesamento “pós-crise” é validamente ultrapassado, além de que melhora significativamente a capacidade de previsão do EWS, desde logo, pela redução substancial do número de falsos alarmes e do número de crises por sinalizar face a um modelo *logit* a dois níveis. Concretizando, utilizando exclusivamente economias emergentes na amostra⁴¹, os autores demonstram que o modelo previa acertadamente a grande maioria das crises cambiais, ao longo do período de 1993 e 2001, que avassalaram as economias emergentes.

Lo Duca e Peltonen (2013) desenvolveram, utilizando um painel não balanceado com dados trimestrais para 28 economias emergentes e avançadas, um índice composto de *stress* financeiro para prever a ocorrência de eventos sistémicos – ou crises financeiras sistémicas – num determinado país. Estes episódios são definidos pelos autores como períodos de grande vulnerabilidade financeira que acarretam sérios custos económicos para a economia. A probabilidade de ocorrência de um evento sistémico, num determinado país, é explicada por um conjunto de variáveis não só de índole nacional, como também de carácter global. Para medir as vulnerabilidades ao nível doméstico, os autores utilizaram, entre outros, a evolução do preço das ações e do crédito bancário, bem como o nível de endividamento da economia. Acrescem ainda variáveis como o crescimento anual do PIB, a taxa de inflação, o SO em percentagem do PIB e o saldo da balança corrente em percentagem do PIB, para analisar a esfera macroeconómica, ao nível interno. Dado o impacto dos fatores globais na estabilidade interna de uma economia, os autores acrescentam ao modelo também o nível de alavancagem global e o crescimento do preço dos ativos globais. Além disso, convém

⁴⁰ Um EWS apresenta enviesamento “pós-crise” quando as estimativas econométricas do modelo *logit* binomial são explicadas, em parte, pelo comportamento das variáveis explicativas durante e logo após a ocorrência do episódio de crise.

⁴¹ Os autores selecionaram apenas economias emergentes porque referem que as causas que geram a ocorrência de crises cambiais são diferentes nas economias desenvolvidas.

evidenciar que a consideração dos fatores globais no modelo torna-se, particularmente, relevante para as economias emergentes uma vez que estas apresentam-se mais expostas aos acontecimentos internacionais. Assim, os resultados obtidos por Lo Duca e Peltonen (2013) mostram a importância de incorporar diversas fontes de vulnerabilidade num modelo de escolha discreta, ao contrário de indicadores isolados aquando a previsão de eventos sistémicos. No que concerne ao desempenho do modelo fora da amostra, os autores mostraram que o índice de *stress* financeiro desenvolvido apresentava-se como uma boa ferramenta na previsão da recente crise financeira global que teve início nos EUA⁴².

Recentemente, em junho do presente ano, a CE sugere um novo indicador de *stress* orçamental – indicador “L1” –, como uma ferramenta complementar ao trabalho desenvolvido anteriormente por Berti *et al.* (2012), *i.e.*, ao indicador de *stress* orçamental S0, onde utilizou a abordagem paramétrica dos modelos de escolha binária – modelo *logit* (ver, Sumner e Berti, 2017). Nesse trabalho, os autores mostram a eficácia das variáveis macrofinanceiras para avaliar as vulnerabilidades das economias europeias.

Numa lógica de complementaridade, Dufrénot *et al.* (2016) juntaram no mesmo estudo as duas abordagens supramencionadas⁴³, de forma a fruir das vantagens que cada abordagem proporciona isoladamente. Concretizando, através da abordagem de sinais os autores conseguiram selecionar, de forma eficiente, as variáveis com melhor capacidade de alerta de um possível *stress* orçamental. Uma vez identificados os indicadores com melhor desempenho preditivo, os autores recorreram aos modelos de escolha binária para estimar a probabilidade de ocorrência de um *stress* orçamental, permitindo-lhes aferir também os efeitos marginais das diversas variáveis incorporadas no EWS.

São várias as comparações patentes na literatura, ao nível do desempenho destas duas principais abordagens comumente utilizadas na conceção de modelos de prevenção de vulnerabilidades orçamentais. A abordagem de sinalização é uma abordagem não-

⁴² A análise realizada pelos autores mostra que no segundo trimestre de 2006 seria emitido um alerta prévio da eminência de crise pelo índice de *stress* financeiro. Uma vez que a tensão financeira no mercado agravar-se-ia no terceiro trimestre de 2007, o modelo desenvolvido por Lo Duca e Peltonen (2013) tinha capacidade de antecipar a crise financeira com 5 trimestres de antecedência.

⁴³ Esta junção de métodos já tinha sido executada, anteriormente, por Hemming *et al.* (2003) para diferentes tipos de crises financeiras.

paramétrica, e apresenta como vantagens a fácil implementação (De Cos *et al.*, 2014) e a possibilidade de mapear de forma transparente um conjunto alargado de indicadores para um índice compósito (Baldacci *et al.*, 2011a). Outra aspeto favorável da abordagem de sinais é o facto de acomodar problemas em que existem diferenças ao nível da disponibilidade de dados entre as variáveis (Baldacci *et al.*, 2011a; De Cos *et al.*, 2014). Tal contrasta com abordagem dos modelos binários, uma vez que nesta última o número de possíveis variáveis a considerar, em simultâneo, é limitado devido a lacunas que possam existir nos dados disponíveis, acabando, assim, por restringir o uso de determinadas variáveis devido à disponibilidade dos dados (Baldacci *et al.*, 2011a). Contudo, só uma abordagem de regressão é que permite aferir a correlação existente entre as variáveis, testar a significância estatística das mesmas e a sua robustez (Berti *et al.*, 2012; De Cos *et al.*, 2014), pelo que a nossa escolha metodológica recairá sobre este tipo de modelos.

2.2.3. Seleção de variáveis para EWS de crises orçamentais

Após descrição dos EWS, bem como exposição das metodologias existentes para a construção desses modelos, segue-se o levantamento da literatura no que diz respeito ao tipo de variáveis usualmente utilizadas quando se pretende prever crises orçamentais. Pretende-se que um indicador de alerta prévio envie sinais credíveis e oportunos aos decisores de política, para assegurar que a estabilidade orçamental de um Estado soberano não está ameaçada (BCE, 2014). Desde logo, alguns indicadores orçamentais devem ser considerados num EWS de crises orçamentais, uma vez que, *e.g.*, elevados défices e níveis de dívida pública no PIB podem provocar um episódio de pressão orçamental (De Cos *et al.*, 2014). Para Hemming *et al.* (2003) o valor acumulado da dívida pública é um preditor crucial de uma crise de dívida, uma vez que a dívida pública de curto-prazo tende a aumentar consideravelmente nos períodos que antecedem uma crise. Porém Sumner e Berti (2017) focam a importância das alterações do rácio da dívida pública, ao invés do seu valor acumulado, como um bom indicador de episódios de *stress* orçamental. Nesse sentido, Bassanetti *et al.* (2016) mostram que a dinâmica da dívida pública apresenta-se como um preditor robusto de crises de dívida soberana, porque a combinação de uma dívida pública elevada e crescente pode provocar a eminência deste *stress* orçamental. Baldacci *et al.* (2011b), utilizando

indicadores orçamentais (dívida externa de curto-prazo, dívida pública, SO primário ciclicamente ajustado, entre outros), desenvolvem duas ferramentas – um índice de vulnerabilidade orçamental e um índice de *stress* orçamental, que podem ser usadas para medir o risco de um país enfrentar uma crise orçamental. Utilizando esses mesmos indicadores orçamentais, Baldacci *et al.* (2011a, 2011b) desenvolvem indicadores de alerta prévio, que permitem aos decisores de política, atempadamente, levar a cabo políticas a fim de evitar possíveis episódios de *stress* orçamental (Tagkalakis, 2014). Também a análise empírica levada a cabo por Hemming *et al.* (2003) com economias emergentes, durante o período de 1970 e 2000, considerou um conjunto alargado de variáveis orçamentais a englobar num modelo de EWS para crises de dívida devido à correlação existente entre essas variáveis e os episódios de crise (*e.g.*, o período que antecede uma crise tende a caracterizar-se por défices orçamentais maiores do que os habituais).

Todavia, também o setor financeiro pode colocar em causa a sustentabilidade orçamental de uma economia. As medidas levadas a cabo com o objetivo de apoiar o setor financeiro, como aconteceu na Europa, podem levar a uma deterioração das finanças públicas (De Cos *et al.*, 2014). Nesse sentido, realça-se os indicadores de estabilidade financeira (*e.g.*, indicadores de solidez financeira e de rentabilidade bancária), pois apresentam um efeito estatisticamente significativo na probabilidade de deterioração da dívida pública, mostrando que as finanças públicas também ficam ameaçadas, em termos de custos orçamentais, perante um sistema bancário frágil (Tagkalakis, 2014). Logo, isto mostra que não basta considerar variáveis orçamentais na análise, sendo vários os estudos que defendem a importância de juntar variáveis de naturezas distintas (ver, *e.g.*, Ciarlone e Trebeschi, 2005, Berti *et al.*, 2012, De Cos *et al.*, 2014, Bruns e Poghosyan, 2016; e Sumner e Berti, 2017), uma vez que são múltiplos os fatores que estão por detrás da ocorrência de um *stress* orçamental (De Cos *et al.*, 2014).

De Cos *et al.* (2014) referem a importância de usar num EWS de *stress* orçamental não só variáveis orçamentais, como também variáveis de natureza económico-financeira (tais como, crescimento real do PIB, taxa de juro de curto-prazo e saldo da balança corrente em relação ao PIB). Berti *et al.* (2012) também destacam a importância de outras variáveis de competitividade tais como, *e.g.*, a posição líquida de

investimento internacional (PLII) e alterações nos custos nominais unitários de trabalho, uma vez que uma perda de competitividade pode contribuir para ampliar desequilíbrios orçamentais já existentes (BCE, 2014). Chakrabarti e Zeaiter (2014) acrescentam a importância da dimensão política, evidenciando os fatores políticos (*e.g.*, corrupção, estabilidade governamental, e responsabilidade democrática) como determinantes importantes e robustos do incumprimento soberano. Dufrénot *et al.* (2016) vão mais longe e mostram a importância de usar variáveis baseadas no mercado nos indicadores de *stress* orçamental (*e.g.*, *spreads* das obrigações soberanas e empresariais e *spreads* dos CDS), uma vez que captam a percepção do risco soberano por parte dos investidores.

Ciarlone e Trebeschi (2005) concluem que um “EWS ideal” para crises de dívida soberana deverá considerar variáveis macroeconómicas relevantes⁴⁴, pois apresentam uma fotografia da estabilidade da economia, simultaneamente com dados de mercado fiáveis e robustos. Sintetizando, Bruns e Poghosyan (2016) corroboram o suprarreferido mostrando que tanto os principais indicadores orçamentais, como os não-orçamentais (variáveis de natureza macroeconómica, monetária e cambial/externa) são indicadores robustos para a deteção de episódios de *stress* orçamental. Alguns dos estudos previamente mencionados apoiam as suas conclusões no maior poder preditivo dos indicadores quando utilizam vários tipos de variáveis face a um indicador que use só variáveis orçamentais.

Adicionalmente, Berti *et al.* (2012) mostram que o poder preditivo de um possível *stress* orçamental é significativamente maior quando se utiliza um indicador compósito, por outras palavras, quando se utiliza um indicador que incorpora diversas variáveis (e de várias índoles) face ao caso em que se considera as variáveis isoladamente. O que é corroborado por Dufrénot *et al.* (2016), pois os índices que combinam diversos indicadores fornecem mais informação do que as variáveis *per se* sobre o risco orçamental de uma economia.

No quadro europeu, Dufrénot *et al.* (2016) referem que a CE utiliza um EWS de *stress* orçamental, o Procedimento de Desequilíbrios Macroeconómicos (PDM), onde agrega um conjunto de indicadores que auxiliam os decisores de política, e servirão de

⁴⁴ Neste caso, as variáveis usadas pelos autores foram: i) pagamento de juros sobre a dívida externa ajustados às reservas internacionais; ii) grau de abertura ao comércio internacional; iii) taxa de crescimento das exportações; iv) dívida externa em relação ao PIB; v) dívida de curto prazo em relação ao PIB; vi) rácio entre as reservas internacionais; e vii) dívida externa.

alerta, em tempo útil, para acumulação, por parte dos países da UE, de possíveis desequilíbrios macroeconómicos⁴⁵. Este enquadramento preventivo conta com o apoio de 14 indicadores referentes ao equilíbrio externo, à competitividade, à área financeira, ao mercado de trabalho, entre outros⁴⁶. Quer o trabalho desenvolvido por Dufrénot *et al.* (2016), quer por Berti *et al.* (2012), suprarreferidos, utilizaram como variáveis explicativas indicadores presentes no PDM da CE.

Como foi apresentado, os indicadores de alerta prévio de *stress* orçamental pretendem alertar para riscos de liquidez que os soberanos poderão enfrentar no curto-prazo, no entanto apresentam alguns inconvenientes. Desde logo, o facto de se basearem em crises históricas cuja possibilidade de repetição de uma crise semelhante pode nunca mais vir acontecer (Amador *et al.*, 2016). Outra desvantagem comumente apontada é não considerarem limiares específicos de cada país, mas sim limiares gerais (Amador *et al.*, 2016). Contudo, este último inconveniente é ultrapassado no estudo de De Cos *et al.* (2014), uma vez que entram em consideração com as especificidades dos diferentes países.

De seguida apresentamos uma síntese da principal literatura revista (ver Quadro 2) ao nível da prevenção de crises orçamentais.

⁴⁵ Pode encontrar mais pormenores sobre o PDM através da seguinte ligação http://ec.europa.eu/economy_finance/economic_governance/macroeconomic_imbalance_procedure/index_en.htm.

⁴⁶ Fonte: Página web “*Macroeconomic Imbalance Procedure*”, presente no site da CE, acedido em 21 de janeiro de 2017 através da seguinte ligação: http://ec.europa.eu/economy_finance/economic_governance/macroeconomic_imbalance_procedure/index_en.htm.

Quadro 2: Quadro-resumo das principais referências no que concerne à prevenção de episódios de crises orçamentais

Estudo empírico	Amostra (temporal; países)	Abordagem utilizada	Variáveis	Principais conclusões
Manasse <i>et al.</i>, 2003	1980-2002; 47 países em desenvolvimento (com acesso ao mercado)	Modelo <i>Logit</i> e Análise <i>Classification and Regression Tree</i>	47 variáveis: orçamentais, de política económica e macroeconómicas	As variáveis que se destacam na prevenção de crises de dívida soberana são: i) rácios de dívida externa; ii) medidas de solvência e sustentabilidade da dívida; iii) medidas de desequilíbrios externos; iv) instabilidade macroeconómica; e v) incerteza política.
Ciarlone e Trebeschi (2005)	1980-2002; 28 economias emergentes	Modelo <i>Logit</i>	28 indicadores macroeconómicos	Os indicadores mais importantes para explicar a ocorrência de episódios de crise de dívida foram os que incidiam sobre os custos do endividamento externo e com a capacidade geradora de moeda do país.
Baldacci <i>et al.</i> (2011a)	1995-2010; 52 economias emergentes e 29 economias avançadas	Abordagem de sinalização	12 indicadores orçamentais	Relativamente aos países avançados, os resultados apresentam como principais preditores de episódios de <i>stress</i> orçamental indicadores relacionados com as necessidades brutas de financiamento e com o risco de solvência orçamental. No caso das economias emergentes, os melhores indicadores referem-se a medidas de risco relacionadas com a estrutura da dívida pública e com a exposição aos mercados financeiros.
Berti <i>et al.</i> (2012)	1970-2010; 24 países da UE e 9 economias avançadas	Abordagem de sinalização	28 variáveis: 14 orçamentais e 14 de natureza competitiva e financeira; sendo que 6 delas pertencem ao PDM da CE	O principal contributo foi a inclusão de variáveis de natureza financeira e competitiva na prevenção de episódios de <i>stress</i> orçamental; além disso os autores salientam que os indicadores compósitos apresentam melhores desempenhos do que as variáveis consideradas isoladamente.
De Cos <i>et al.</i> (2014)	1970-2010; 11 países da AE	Abordagem de sinalização (com limiares específicos por país)	27 variáveis: 13 orçamentais e 14 de natureza competitiva e financeira	A utilização de limiares específicos para cada país, numa abordagem de sinalização, aumenta o poder preditivo dos indicadores de alerta prévio; os autores reforçam a inclusão de variáveis orçamentais e financeiras num EWS de <i>stress</i> orçamental.

Bruns e Poghosyan (2016)	1970-2015; 52 economias emergentes e 29 economias avançadas	<i>Extreme Bound Analysis</i>	27 variáveis: macro, orçamentais, monetárias e externas	A utilização de indicadores orçamentais (<i>e.g.</i> , SO e dívida em moeda estrangeira) e não-orçamentais (<i>e.g.</i> , <i>output</i> , grau de abertura e saldo da balança corrente) robustos melhoram o desempenho do EWS.
Dufrénot et al. (2016)	1998-2011; 8 países da AE	Abordagem de sinalização e Modelo <i>Probit</i>	18 variáveis: 9 fazem parte do PDM da CE e as restantes 9 são de natureza financeira	Mostram a importância de utilizar indicadores de mercado (<i>e.g.</i> , preço das obrigações e retorno das ações) juntamente com variáveis macroeconómicas do PDM.
Sumner e Berti (2017)	1970-2015; 26 países da UE e 9 países da OCDE	Modelo <i>Logit</i>	25 variáveis: 12 orçamentais e 13 de natureza competitiva e financeira	O indicador criado confirma a importância de incorporar variáveis de natureza macro e financeira quando se avalia as vulnerabilidades das economias; destacando como melhores preditores as alterações registadas no rácio da dívida pública, os fluxos de crédito do setor privado, o saldo da balança corrente e a taxa de crescimento do PIB.

Fonte: Elaboração própria com base na informação contida nos estudos mencionados.

Após realizado o levantamento da literatura, tanto quanto sabemos, nenhum estudo incorporou num EWS de crises de dívida pública, como objetivo principal da análise, variáveis que meçam um eventual efeito de contágio para a eminência de uma crise de dívida soberana. Atualmente, o único estudo, do nosso conhecimento, que, apesar de forma breve, apenas em anexo, tentou incorporar esse efeito de contágio foi o de Sumner e Berti (2017). Nesse sentido, e com o objetivo de colmatar esta lacuna na literatura, o nosso estudo irá incorporar num EWS, juntamente com outros determinantes já utilizados na literatura, determinantes que avaliem o efeito de contágio, tendo em conta os possíveis canais de transmissão do mesmo, de forma aferir o papel do contágio como possível determinante do risco de incumprimento soberano na AE.

2.3. Contágio do risco de incumprimento soberano

Tal como evidenciamos na secção anterior, Gerling *et al.* (2017) referem que uma crise orçamental pode ser despoletada por várias causas, desde logo pela acumulação de grandes desequilíbrios orçamentais por parte de um Estado soberano, o que gera uma posição orçamental insustentável e, no limite, pode conduzir ao incumprimento soberano. Além disso, as alterações que se verificam em algumas variáveis macroeconómicas e financeiras, tais como nas taxas de juro do financiamento, nas taxas de câmbio e no crescimento económico, podem impulsionar o surgimento de uma crise orçamental. No entanto, essas vulnerabilidades orçamentais podem crescer, sobretudo nos casos em que a economia já apresenta uma “saúde” orçamental frágil, decorrente de choques internos ou externos.

Os problemas que se verificaram, recentemente, com a Grécia, Irlanda e Portugal suscitaram medo de contágio, e foram vistos por outros países como uma ameaça à sua própria viabilidade (Gorea e Radev, 2014). Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016) referem que o início da crise de dívida soberana europeia ficou marcado pelo anúncio do novo governo grego relativamente ao verdadeiro défice orçamental da Grécia, de 12,7% para o ano de 2009 (sendo a estimativa anterior 6,7 pp mais baixa); além disso, após o resgate financeiro em maio de 2010, existia receio que a crise de dívida soberana da Grécia se espalhasse aos outros países da AE, sendo que essa preocupação voltava-se, particularmente, para os países periféricos da UEM (Lane, 2012; Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero, 2016).

A recente crise de dívida soberana europeia ficou, em parte, também marcada pelas críticas atribuídas às agências de notação financeira devido às suas reações excessivas no que concerne às descidas dos *ratings* soberanos, especialmente, nas economias mais endividadas da AE, que era o caso de Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha (Hu *et al.*, 2016). Os *ratings* soberanos refletem, tal como refere Afonso *et al.* (2007), a capacidade, e vontade, dos Estados soberanos em reembolsar a sua dívida pública. Quando os mercados antecipam a eminência de uma crise reagem de imediato, mesmo antes do seu início, assistindo-se, assim, a uma diminuição dos *ratings*, mas também a um aumento dos *spreads* das taxas de juro das obrigações (Kaminsky *et al.*, 2003), dado que existe uma relação certa entre os *ratings* e os *spreads* soberanos (Beirne e Fratzscher, 2013).

Assim, Giordano *et al.* (2013) apontam que, no seguimento da crise de dívida grega, os *spreads* das obrigações soberanas dos países da AE aumentaram consideravelmente, tendo tido, essencialmente, duas causas: i) a deterioração orçamental e as debilidades dos fundamentos macroeconómicos dos países europeus; e ii) algum tipo de contágio. A primeira causa, ou seja, a deterioração dos fundamentos macroeconómicos das economias, apresenta-se como uma das principais explicações para o crescente aumento do risco soberano, encontrando seguidores em, *e.g.*, Beirne e Fratzscher (2013). A segunda é defendida, *e.g.*, por Ludwig (2014) que refere que o aumento verificado na taxa de rentabilidade da dívida pública, entre 2008 e 2012, é explicado pela propagação do risco de incumprimento soberano entre vários países da AE. Nesse sentido, Caporin *et al.* (2013) referem a importância dos *spreads* das obrigações soberanas para analisar o contágio do risco soberano.

Em linha com o supramencionado, Bernoth e Erdogan (2012) também estudaram o risco soberano no caso específico da AE. Analisaram, para 10 países da UEM⁴⁷, entre 1999 e 2010, em que medida uma alteração nos *spreads* das obrigações soberanas se deve aos fundamentos macroeconómicos (*e.g.*, a posição orçamental de um país) ou a alterações do preço do risco no mercado. Nesse sentido, e utilizando um modelo de efeitos fixos, concluíram que ambos os fatores contribuíam para alterar as taxas de juro das obrigações soberanas na UEM. Perante isso, os autores sintetizaram três razões que poderão ter estado por detrás do acentuado aumento das taxas de juro das obrigações

⁴⁷ Bélgica, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Áustria, Portugal e Espanha.

soberanas durante a recente crise financeira: i) o aumento da aversão ao risco por parte dos investidores; ii) a deterioração da posição orçamental dos Estados, quer ao nível da dívida pública, quer ao nível do SO; e, por fim, iii) o aumento do preço do risco. Com a UEM o risco cambial desaparece, logo o prémio de risco subjacente às taxas de juro da dívida pública é afetado, essencialmente, por fatores como o risco de incumprimento ou o risco de liquidez. Portanto, com a recente crise financeira os mercados financeiros ficaram conscientes que o incumprimento é possível, até mesmo na AE, daí se ter assistido a uma diferenciação entre Estados-Membros da UEM, dado que a capacidade de honrarem os compromissos também é distinta.

“Quando o preço do risco soberano não pode ser explicado pelos fundamentos macroeconómicos, isso sugere que o risco é impulsionado por outros fatores, como o sentimento do mercado financeiro ou o contágio” (Beirne e Fratzscher, 2013, p. 64, nossa tradução).

2.3.1. Definição de contágio

Mas, afinal o que é o contágio? A literatura não identifica inequivocamente uma definição de contágio, nem qual o melhor método de estimação/avaliação do mesmo. Kaminsky *et al.* (2003) definem contágio como um episódio onde um evento desencadeia efeitos significativos e imediatos em vários países. Para Gorea e Radev (2014), o contágio define-se como um aumento da probabilidade conjunta de incumprimento (entre pares de países) depois de um choque num dado país. Ambas as definições têm em comum o facto de o contágio ser desencadeado por um choque. Os choques comuns (tanto regionais, como globais), tal como menciona Haile e Pozo (2008), podem gerar a ocorrência de crises simultâneas em vários países. Concretizando, os problemas orçamentais da Grécia, em 2009, foram considerados, por alguns autores, um choque de alta importância para o fenómeno de contágio entre os países da AE (*e.g.*, Gorea e Radev, 2014). Assim, um choque incerto pode originar uma crise (Bruns e Poghosyan, 2016), no entanto são as interligações que se estabelecem entre as economias o canal fulcral da transmissão desses choques (van Aarle, 2013).

Nesse sentido, o contágio define-se como *“um aumento significativo nas ligações entre mercados após um choque num país (ou grupo de países)”* (Forbes e Rigobon, 2002, p. 2223, nossa tradução). Contudo, caso as ligações entre os mercados

não aumentem de forma significativa, então estamos perante “interdependência” (e não contágio), uma vez que é natural que exista um determinado nível de correlação, alto e contínuo, no mercado entre duas economias, o que, simplesmente, ilustra que ambas economias estabelecem fortes ligações constantemente (Forbes e Rigobon, 2002). A definição proposta por estes autores apresenta como vantagem a comparação das ligações entre dois mercados durante um período calmo e após um choque/crise, ou seja, tal definição proporciona assim um enquadramento simples para testar a ocorrência de contágio no tempo, exigindo para tal dois períodos temporais distintos, o período estável e o período “pós-crise”.

Um dos objetivos do estudo de Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2014) passava igualmente por identificar episódios de contágio, no caso concreto da AE. Definindo contágio como um *“aumento anormal em número ou em intensidade das relações causais em relação a períodos tranquilos, desencadeadas por um choque detetado endogenamente”* (Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero, 2014, p. 25, nossa tradução), os autores mostram que as relações causais entre os países periféricos da AE, bem como entre a periferia e o centro da AE, aumentaram de forma considerável durante a recente crise, pelo que se depreende a existência de contágio na recente crise de dívida europeia.

Posto isto, vemos que há uma multiplicidade de definições propostas na literatura para definir o fenómeno do contágio, porém atendendo à nossa questão de investigação, a definição que consideramos mais se adequar ao nosso propósito é a de Haile e Pozo (2008)⁴⁸ concebida para testar o impacto do contágio nas crises cambiais. Assim, estamos perante contágio quando *“a probabilidade de ocorrer uma crise cambial é significativamente afetada pela ocorrência de uma crise noutros lugares”* (Haile e Pozo, 2008, p. 577, nossa tradução). Adaptando para o caso das crises de dívida soberana, estamos perante contágio quando a probabilidade de um país enfrentar uma crise de dívida soberana é afetada pela eminência de uma crise de dívida noutro país.

2.3.2. Mecanismos de transmissão do contágio

Apesar do caráter recente da crise de dívida soberana europeia, já existem estudos que analisam a presença de contágio neste contexto, e no caso concreto da AE, tais como, *e.g.*, Kalbaska e Gatkowski (2012), Metiu (2012), Beirne e Fratzscher

⁴⁸ A definição dos autores assentou na definição proposta por Eichengreen *et al.* (1996) para testar a existência de contágio em crises cambiais.

(2013), Giordano *et al.* (2013), Mink e de Haan (2013), Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2014), Gorea e Radev (2014), Ludwig (2014) e Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016). Um dos aspetos fulcrais nestes estudos, para além de testar a existência de contágio, passa por perceber como é que os choques e as crises se propagam entre mercados, ou seja, quais são os canais de transmissão do contágio entre as economias.

Ao analisar como é que o contágio entre fronteiras ocorre, Kaminsky *et al.* (2003) mostram três elementos, a chamada “*Unholy Trinity*”, que ajudam a distinguir os casos em que este fenómeno ocorre dos casos em que não estamos perante contágio⁴⁹. De forma sucinta, o primeiro elemento da “*Unholy Trinity*” – ciclo dos fluxos de capitais – consiste na existência de uma reversão súbita de entrada de capitais, uma vez que, geralmente, o contágio é precedido por uma entrada de capitais internacionais⁵⁰ considerável que é, inesperadamente, travada – o problema do “*sudden stop*”. Tal acontece por os investidores e/ou as instituições financeiras decidirem, de forma regular, se querem manter ou não os seus contratos de dívida, podendo cortar o financiamento a qualquer momento, pois caso possuam grandes quantidades de dívida de países em crise ficam rapidamente expostos aos riscos do devedor. Como segundo elemento – crise surpresa – os autores referem o papel dos anúncios inesperados para os mercados que desencadeiam reações em cadeia, dado que os casos de contágio caracterizam-se pelo elevado grau de surpresa da crise. Caso contrário, se o choque fosse antecipado, os investidores iriam ter tempo de ajustar os seus portfólios e, dessa forma, evitarem ser contagiados. Por fim, o terceiro elemento da “*Unholy Trinity*” – credor comum – refere a existência de um credor comum alavancado, *e.g.*, bancos comerciais ou *hedge funds*, como sendo um meio facilitador à propagação do contágio.

Assim, motivados por esta caracterização do contágio, apresentamos de seguida diversos mecanismos de transmissão do contágio expostos na literatura, nomeadamente: i) as ligações financeiras; ii) as ligações comerciais; iii) a proximidade geográfica; iv) a “*wake-up call*”; e v) o puro contágio.

⁴⁹ Evidenciar que, para os autores, o contágio define-se como um episódio onde um evento desencadeia consequências do tipo “*fast and furious*” noutros países.

⁵⁰ Essa entrada de capitais surge das instituições financeiras ou dos investidores obrigacionistas.

Contágio comercial vs. Contágio financeiro

Gorea e Radev (2014) analisaram quais os canais de transmissão que facilitam a propagação do contágio entre a periferia e o núcleo da AE, após um determinado choque ocorrido na periferia⁵¹, e destacam como principais canais de transmissão do contágio as ligações financeiras e comerciais (canais bilaterais) que se estabelecem entre os Estados-Membros.

Relativamente às ligações comerciais, também conhecido pelo canal do comércio, Gorea e Radev (2014) referem que os países que efetuam transações comerciais de forma intensa apresentam-se mais vulneráveis à propagação do contágio de crises de dívida soberana via créditos comerciais – *i.e.*, através das exportações das empresas de uma dada economia para os países em crise. Concretizando, se uma determinada economia diminuir as suas importações⁵², por causa de um determinado choque/ou de uma crise, afetará as empresas externas (ou seja, as exportadoras), as quais, por sua vez, afetam diretamente as finanças públicas e a capacidade do Governo do seu país de solver a dívida pública, devido à consequente diminuição das receitas fiscais. No caso da AE, a presença de uma moeda comum contribui para aumentar a vulnerabilidade dos parceiros comerciais, porque facilita e intensifica o comércio bilateral (Gorea e Radev, 2014).⁵³

Em coerência com o acima exposto, para Grant (2016), o canal do comércio operacionaliza-se no país alvo do contágio via redução da procura por exportações. Um uma vez que essa redução da procura externa irá pressionar os preços a descer e, por conseguinte, fará diminuir os rendimentos das empresas dessa economia. Se porventura a redução dos rendimentos for significativa, tal pode afetar diretamente a capacidade dessa economia solver a sua dívida, que, no limite, pode gerar um incumprimento

⁵¹ Os autores admitiram, na sua análise, que os choques são originados na periferia da AE, constituída por Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha, vulgo PIIGS, pelo que os restantes países são descritos com sendo o núcleo da AE.

⁵² Uma crise provoca uma redução no rendimento do país afetado o que, por sua vez, apresenta um impacto direto nas suas importações (Forbes, 2012). No Quadro A4 do Anexo D apresenta-se a evolução das exportações de produtos intra-AE de 1995 a 2015, onde se pode comprovar o aumento do comércio na AE, mas também a diminuição do crescimento das exportações em períodos de crise.

⁵³ No caso concreto das crises cambiais, o estudo levado a cabo por Haile e Pozo (2008) mostrou que o contágio propagava-se, essencialmente, através do canal do comércio devido à perda internacional de competitividade. Concretizando, uma consequência de uma crise cambial é uma depreciação considerável da moeda do país em crise, o que afeta negativamente os seus parceiros comerciais - quer pela diminuição da procura por parte do país em crise, quer pela perda de competitividade que enfrentam, dado que, tudo o resto constante, passam a oferecer os seus produtos a um preço mais alto.

soberano. Este mecanismo mostra como é que um choque comercial negativo vindo do exterior pode afetar o crescimento e, até mesmo, o sistema financeiro, de um parceiro comercial.

No que diz respeito ao canal financeiro, para Grant (2016), o contágio propaga-se via empréstimos bancários detidos quer pelas empresas, quer pelo Estado, concretamente através da supressão do capital ou aumento das taxas de juro, tanto na dívida privada como na dívida pública. Tal mecanismo é igualmente defendido por Gorea e Radev (2014), ou seja, as ligações financeiras podem facilitar a propagação do contágio via créditos bancários externos. Concretizando, se os bancos de uma economia não conseguirem honrar as suas obrigações (porventura, por causa de um choque/ou de uma crise) perante os bancos externos, estes também irão sofrer perdas, podendo, no limite, obrigar o Governo da economia externa a intervir na recapitalização do setor bancário o que, por sua vez, originaria uma deterioração das finanças públicas dessa economia externa. Assim, um choque ao atingir uma dada economia faz com que os bancos dessa economia não consigam cumprir os reembolsos dos créditos; se apresentarem créditos estrangeiros isso irá, por essa via, afetar também as economias externas (Gorea e Radev, 2014). Contudo, os autores, através da análise conjunta da probabilidade de incumprimento entre pares de países da AE⁵⁴ de 2007 a 2011, mostram que as ligações financeiras são apenas um canal de transmissão ativo entre as economias problemáticas/periféricas da AE.

No entanto, Bolton e Jeanne (2011), como analisaram a transmissão do contágio via sistema bancário em economias integradas financeiramente perante uma crise de dívida soberana, referem que num sistema bancário integrado, como acontece na AE, as interligações financeiras estabelecidas são um canal ativo para todos os Estados-Membros, porque este tipo de integração financeira acarreta consequências diretas para os bancos da AE, pois ficam expostos a dois tipos de riscos: i) risco da dívida pública da AE e ii) risco da dívida pública do seu próprio país. Logo, tal como os autores alertam, nenhum Governo pode ser indiferente à saúde do sistema bancário, em virtude da sua exposição ao risco soberano, tanto doméstico como externo. Além disso, para os autores, atualmente os bancos nacionais estão, devido à substancial fração de dívida pública nacional que detêm nos seus balanços, cada vez mais expostos aos riscos de

⁵⁴ Esta análise desenvolvida pelos autores suporta-se na metodologia *Consistent Information Multivariate Density Optimizing*.

incumprimento soberano. Tal facto agrava-se nas economias integradas financeiramente (como é o caso da AE) uma vez que os problemas de insustentabilidade da dívida pública de um Estado-Membro rapidamente se estendem ao sistema financeiro da união monetária (Bolton e Jeanne, 2011).

Uma das principais razões que leva os bancos nacionais a deterem uma grande quantidade de obrigações soberanas na sua carteira de ativos decorre, em grande parte, da utilidade desses títulos para servirem de garantias/colaterais, que são exigidas, por exemplo, nos empréstimos interbancários (Bolton e Jeanne, 2011). Além disso, e como forma de diversificar a sua carteira de ativos de dívida pública, e dessa forma diminuir os riscos de incumprimento, os bancos optam por deter dívida pública de vários Estados soberanos da união monetária. No entanto, isso acarreta um risco de contágio maior, uma vez que os bancos ficam também vulneráveis ao risco soberano dos países externos dos quais detêm dívida pública – contágio financeiro. Assim, os bancos que detêm dívida pública externa nos seus balanços, perante um incumprimento soberano, irão sofrer perdas⁵⁵ e, conseqüentemente, diminuir a concessão de crédito privado à sua economia – sendo que essa contração é tanto maior, quanto maior for a parcela de dívida pública detida pelo bancos dessa economia (Bolton e Jeanne, 2011). Por conseguinte, esse aumento do risco soberano, ao enfraquecer os balanços dos bancos, deteriora os seus rácios de solvabilidade e de robustez financeira, mas também os *ratings*. Assim, uma diminuição do valor de mercado das obrigações soberanas pode contribuir para: i) diminuir a confiança nas instituições de crédito; ii) reduzir o valor das garantias utilizadas pelos bancos na obtenção de financiamento; e, conseqüentemente, iii) ter um impacto negativo no valor das suas ações (Mink e de Haan, 2013).

Mas, nem toda a literatura partilha da mesma opinião. Desde logo, os resultados obtidos por Mink e de Haan (2013) indicam que não havia grande preocupação, por parte dos mercados, com o contágio no sistema bancário devido ao incumprimento da Grécia, uma vez que o risco de contágio depende, também ele, de fundamentos estruturais, nomeadamente da gestão prudente da dívida pública que cada autoridade de política faz (Bolton e Jeanne, 2011). Porém, para Correa e Sapriza (2014), devido à grande ligação entre os bancos e os Estados soberanos, as vulnerabilidades de um afetam automaticamente o outro, *e.g.*, perante uma crise bancária o Estado pode assumir

⁵⁵ Estas perdas registadas pelos bancos são comuns em crises de dívida soberana não só das economias desenvolvidas como das economias emergentes (Correa e Sapriza, 2014).

uma parte considerável dos passivos bancários o que afeta diretamente a sua solvência. A título de exemplo, a Irlanda assistiu a um aumento das taxas de juro dos títulos de dívida pública logo após a concessão da garantia aos seus bancos nacionais (Bolton e Jeanne, 2011), expondo assim a forte relação entre o sistema bancário e a dívida pública.

Para terminar, através do desenvolvimento de um modelo de economia aberta, a análise empírica de Grant (2016) mostra que, ao contrário do canal comercial, a interrupção dos créditos bancários é o principal canal de transmissão do contágio para países localizados em zonas geograficamente próximas das áreas problemáticas – contágio financeiro (logo, os países mais distantes da zona de crise e que apresentam níveis mais baixos de empréstimos bancários externos ficam menos vulneráveis em períodos de crise). Ao passo que, as transações comerciais eram transmissoras, numa parcela pequena (e de igual peso para países geograficamente mais próximos ou mais distantes da zona de crise).

Contágio regional

Perante o exposto, vimos que uma crise económica num determinado país pode estender-se aos seus parceiros comerciais (canal do comércio) e aos parceiros financeiros (canal via ligações financeiras). No entanto, e dada a referência à localização geográfica dos países no parágrafo acima, será que a proximidade física também se apresenta como um possível canal de transmissão do risco de incumprimento?

Haile e Pozo (2008), focando-se em crises cambiais, analisaram os efeitos de vizinhança na transmissão contagiosa de uma crise. Os autores consideram uma variável binária, que assume o valor 1 caso exista uma crise cambial em pelo menos um país geograficamente vizinho de um determinado país, caso contrário assume o valor zero, para medir o efeito da vizinhança na transmissão de uma crise. Assim, utilizando uma amostra com 37 economias emergentes e avançadas, entre 1960 e 1998, mostram que a probabilidade de ocorrer uma crise num determinado país vem aumentada quanto maior for o número de países vizinhos que estiverem em crise. Na literatura, este canal de transmissão intitula-se de efeito regional.

Também Glick e Rose (1998) mencionam este carácter regional das crises cambiais devido ao impacto que provocam nos países geograficamente próximos. Contudo, no caso específico da crise de dívida soberana europeia, Beirne e Fratzscher (2013) mostram que o contágio regional não desempenhou um papel importante durante a crise europeia, devido, essencialmente, ao carácter temporário que os efeitos apresentaram.

Tendo ainda por base a questão acima colocada, o estudo desenvolvido, recentemente, por Grant (2016) faz alusão ao contágio da crise de *subprime* nos EUA e da crise de dívida soberana da AE para o resto do mundo. Assim, motivado pelo impacto negativo que, quer a crise financeira dos EUA, quer a crise de dívida soberana europeia, desencadeou no crescimento do produto mundial, o autor, considerando separadamente os dois mecanismos de transmissão mais indicados na literatura como responsáveis pela transmissão do contágio além-fronteiras – o canal do comércio e o canal das ligações financeiras –, mostrou que a proximidade à zona de crise (definida pelos autores como os países afetados pelas crises da AE e dos EUA) favorece o contágio. Portanto, o contágio para além de poder ocorrer ao nível de transações comerciais e/ou financeiras, pode ser desencadeado pela distância geográfica que os países apresentam a zonas de crise. Assim, existindo mobilidade de capitais, e uma vez que o contágio advém, provavelmente, da redução das transações bancárias entre diferentes países, Grant (2016) refere que o controlo de capitais executado de forma eficaz afigura-se como uma possível prevenção de episódios de contágio no futuro, defendendo que o controlo de capitais teria sido uma forma de evitar, em parte, o contágio recente, principalmente aos “países vizinhos” à zona de crise.

Contágio puro vs. contágio “wake-up call”⁵⁶

Estudos como Ludwig (2014) e, mais recentemente, Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016) analisaram quais os mecanismos que estiveram por detrás da transmissão da passada, e primeira, crise de dívida soberana da AE: contágio por “*wake-up call*”, contágio puro do risco soberano, ou uma combinação dos dois⁵⁷.

⁵⁶ O contágio puro, por vezes, é referido na literatura como “*herding contagion*”, do mesmo modo também o contágio “*wake-up call*” é igualmente referido como contágio por fundamentos.

⁵⁷ Ludwig (2014) defende que se teste a existência destes dois canais de transmissão do contágio do risco soberano em simultâneo, e não isoladamente.

Para Ludwig (2014) estamos perante contágio puro do risco soberano quando, após um choque num determinado país, se assiste à propagação desses efeitos negativos, de forma direta, a outros países, sem, no entanto, esses efeitos se refletirem no “preço” dos determinantes de risco soberano desses países. Por outro lado, estamos perante contágio por “*wake-up call*” do risco soberano quando, após um choque negativo, os investidores fazem o “preço” dos determinantes de risco soberano de outro(s) país(es) alterar-se (*e.g.*, aumento dos *spreads* das obrigações soberanas). No entanto, Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016), definindo contágio como um aumento anormal na intensidade das relações causais, referem que estamos perante contágio através dos fundamentos quando esse acréscimo invulgar nas relações se explica via ligações financeiras e reais, choques comuns (regionais e/ou globais), ou então por fundamentos macroeconómicos. Quando o contágio ocorre por fatores idiossincráticos, tais como alterações no comportamento dos investidores – “*herding behaviour*” – durante um período de crise, então os autores referem que estamos diante de contágio puro.

Apesar deste último – contágio puro – se caracterizar por ser o mais difícil de medir empiricamente (Beirne e Fratzscher, 2013), Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016) referem variáveis capazes de captar o sentimento de mercado de cada país que podem ser usadas como *proxies* na medição do contágio puro. Para esse fim, as variáveis consideradas foram, *e.g.*, o retorno e a volatilidade das ações, o índice de incerteza da política económica e o indicador de confiança do consumidor. Para a avaliação do contágio pelos fundamentos, os autores usaram indicadores relacionados com o crescimento potencial e a competitividade do país, com a liquidez do mercado, com o nível endividamento do setor privado e com ligações bancárias estabelecidas entre países da AE. Assim, após identificados os episódios de contágio, entre 1999 e 2012, através da análise da causalidade de *Granger* dos *spreads* das obrigações soberanas, os autores utilizaram um modelo *logit* para analisar os fatores que estiveram por detrás dos episódios de contágio na recente crise de dívida soberana europeia, concluindo pela coexistência de contágio puro e contágio assente nos fundamentos na transmissão da crise. O que é possível, uma vez que para Dungey e Gajurel (2014) ambos os tipos de contágio podem ocorrer em simultâneo. Contudo, Giordano *et al.* (2013) não encontram evidência de contágio puro na recente crise de dívida soberana europeia.

Utilizando uma metodologia empírica distinta – um *canonical model*, Ludwig (2014) analisa a transmissão de choques de um país para outro (i.e., a existência de contágio) após um evento negativo, analisando a significância estatística dos coeficientes das variáveis (globais e específicas dos países). Em termos de resultados, a análise mostrou evidência para a existência de contágio puro entre 2008 e 2012. O contágio puro do risco soberano intensifica-se após o primeiro programa de assistência financeira à Grécia, em maio de 2010, e, posteriormente a essa transmissão, volta a intensificar-se com o resgate feito à Irlanda nesse mesmo ano, em novembro. Contudo, a propagação do risco de incumprimento soberano proveniente de países como Grécia, Irlanda e Portugal para países como Espanha, Itália, França e Bélgica parou depois da solicitação dos programas de assistência financeira por parte dos três primeiros países referidos, refletindo a importância da intervenção dos decisores de política para impedir o alastramento dos efeitos negativos aos outros Estados-Membros da UEM. Nesse sentido, o autor salienta e mostra que os efeitos de contágio variam com o período temporal, logo não se deve considerar coeficientes constantes para toda amostra pois estaríamos a ignorar a dimensão temporal dos efeitos de contágio. Concretizando, antes de maio de 2010, altura em que a Grécia solicita ajuda externa, Ludwig (2014) mostra a existência de canais de propagação de contágio de risco soberano proveniente da Grécia para a Irlanda, Portugal, Espanha, Itália e França. Depois de maio de 2011, não se descobriu a existência de canais de contágio de risco soberano da Grécia para os outros seis países considerados no estudo.

Focando novamente a AE, e noutra vertente possível, e distinta das anteriores, da transmissão do risco de incumprimento via “*wake-up call*”, temos o estudo de Mink e de Haan (2013). Os autores analisaram o impacto que as notícias sobre a Grécia – sinal enviado ao mercado – tiveram no preço das ações de 48 bancos europeus durante 2010 e chegaram à conclusão que apenas notícias ligadas ao resgate grego tinham tido um efeito significativo nos preços das ações dos bancos, com exceção dos bancos gregos, devido ao aumento do risco soberano e à queda do preço das obrigações soberanas. Contudo, o preço da dívida soberana de Portugal, Irlanda e Espanha tanto era influenciado pelas notícias sobre o resgate como pelas notícias sobre a situação económica da Grécia. Tal situação é explicada pelos autores como contágio “*wake-up call*”.

Na Europa, antes da última crise, os investidores olhavam para os países da AE como “semelhantes”, em parte devido à informação incompleta que caracteriza os mercados financeiros (Haile e Pozo, 2008). Pelo que, entre o período de criação da UEM e a falência do *Lehman Brothers*, a evidência mostra que as taxas de juro das obrigações soberanas dos vários Estados-Membros da AE não apresentavam grandes diferenças entre elas (Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero, 2014). Mas, quando a crise atinge um dado país fornece novas informações (“*wake-up call*”), fazendo os investidores repensar a situação económica das economias que enfrentam os mesmos problemas ao nível da dívida pública e do défice orçamental (Hernández e Valdés, 2001; Bolton e Jeanne, 2011). O alerta de que possíveis problemas podem vir a ocorrer em países com perfis económico-financeiros similares, torna os países vulneráveis à perceção desenvolvida pelos investidores (Haile e Pozo, 2008), propagando-se, assim, a crise de um país a outro (Mink e de Haan, 2013) – contágio “*wake-up call*”.

Também os resultados da análise empírica levada a cabo por Giordano *et al.* (2013), utilizando indicadores de desequilíbrios internos e externos, corroboram a existência de contágio via “*wake-up call*” na crise de dívida pois a partir daí, quer os mercados, quer os investidores, começaram a prestar mais atenção às características específicas dos diferentes países, que até então pareciam ignoradas, nomeadamente à situação orçamental dos Estados soberanos e à “saúde” macroeconómica das economias da AE, quando avaliavam o risco soberano, ou seja, quando se fixam os *spreads* das obrigações soberanas (Giordano *et al.*, 2013). Tal facto explica o aumento dos *spreads* soberanos que se assistiu a partir de 2008 na AE; todavia, esse acréscimo no prémio de risco não se refletiu de igual forma em todos os países da AE (*cf.* Quadro A9 do Anexo H). Por isso é que, para Beirne e Fratzscher (2013), a evidência de contágio “*wake-up call*” acontece, particularmente, para a Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Itália.

Em suma, a existência de puro contágio durante a crise financeira que avassalou a AE apresenta como defensores, *e.g.*, Beirne e Fratzscher (2013); Ludwig (2014) e Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016). Já no que diz respeito ao contágio “*wake-up call*” temos evidência do mesmo em estudos como, *e.g.*, Giordano *et al.* (2013); Mink e de Haan (2013) e Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016). No entanto, para Beirne e Fratzscher (2013) ambos os tipos de contágio – puro e baseado nos fundamentos – estiverem presentes na última crise de dívida soberana europeia.

Para finalizar, apresentamos o Quadro 3, onde expomos um resumo de alguns estudos empíricos que incidiram sobre a recente crise europeia indicando o tipo de contágio analisado e a evidência sobre a existência, ou não, desse contágio.

Quadro 3: Alguns estudos sobre o contágio na recente crise europeia

Estudos empíricos	Amostra (temporal; países)	Tipos de contágio analisados					Principais resultados
		Regional	Financeiro	Comercial	Wake-up call	Puro	
Kalbaska e Gatkowski (2012)	2005-2010; 7 países da AE, EUA e Reino Unido		X				Evidência de várias “ondas” de contágio via CDS spreads.
Beirne e Fratzscher (2013)	1999-2011; 31 economias avançadas e emergentes	X			X	X	Constatação da existência de contágio “wake-up call” e contágio puro.
Giordano <i>et al.</i> (2013)	2000-2011; 9 países da AE				X	X	Evidência do contágio “wake-up call”, mas não do puro contágio.
Mink e de Haan (2013)	2010; 48 bancos europeus				X		Evidência do contágio “wake-up call” durante a crise de dívida soberana.
Gorea e Radev (2014)	2007-2011; 13 países da AE		X	X			As ligações financeiras e comerciais são canais ativos do contágio.
Ludwig (2014)	2005-2012; 7 países da AE				X	X	Evidência de canais de contágio puro.
Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2016)	1999-2012; 10 países da AE				X	X	Coexistência de contágio puro e “wake-up call” durante a recente crise da dívida europeia.
Grant (2016)	2007-2014; 12 países da AE e os EUA	X	X	X			O principal canal do contágio é o financeiro via interrupção do crédito.

Fonte: Elaboração própria com base na informação contida nos estudos mencionados.

Apesar de existir evidência de contágio na recente crise de dívida europeia, ainda nenhum estudo incorporou, tanto quanto sabemos, o contágio como um possível preditor de uma crise de dívida soberana. Tanto quanto sabemos, é algo que está a ser pensado na CE, uma vez que, muito recentemente, Sumner e Berti (2017) apresentaram um estudo onde desenvolveram um EWS de *stress* orçamental tendo feito, em anexo,

uma breve análise muito preliminar do impacto de possíveis efeitos de contágio, não especificando o canal de transmissão subjacente, através da criação de uma variável dicotómica que assumia o valor 1 para os países da AE⁵⁸, se pelo menos um dos Estados-Membros enfrentasse um episódio de *stress* orçamental, 0 no caso oposto. Nos próximos capítulos, pretendemos contribuir para esta literatura, explorando este impacto com mais profundidade, testando, no âmbito de modelos EWS de crises de dívida soberana, esse impacto do contágio entre países da AE no surgimento de episódios de *stress* orçamental, tendo em conta os diversos mecanismos de transmissão apresentados neste capítulo.

⁵⁸ A amostra inclui a atual UE (menos Luxemburgo e Malta) e 9 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico - OCDE.

3. Metodologia empírica

Após a aferição do estado da arte no que concerne à sustentabilidade da dívida pública, aos custos do incumprimento soberano, aos indicadores de *stress* orçamental e ainda ao nível do contágio do risco de incumprimento soberano, iremos agora construir um EWS de crises de dívida pública que visa aferir o impacto de diversos determinantes na probabilidade de ocorrência deste *stress* orçamental. A inovação deste estudo, face literatura existente, passa pela incorporação de determinantes que avaliam o efeito e os mecanismos do contágio no incumprimento soberano. Além dos estudos que incidem sobre análise de crises orçamentais serem limitados na literatura, principalmente nas economias avançadas, onde a frequência destes episódios é reduzida (Gerling *et al.*, 2017), a formalização do efeito de contágio no incumprimento soberano é reconhecido como um contributo útil para a literatura (Stähler, 2013).

Assim, ao longo deste capítulo iremos descrever concisamente a metodologia adotada, a amostra, o modelo a estimar, as variáveis dependente e independentes utilizadas no EWS de crises de dívida pública, bem como as respetivas fontes⁵⁹.

3.1. Breve descrição da metodologia e da amostra utilizadas

No que concerne à metodologia, e tendo por base o levantamento da literatura realizado acima, constatamos que são vários os estudos que adotam a abordagem de sinais (ver Quadro 2) na criação de um EWS de *stress* orçamental. Contudo, optamos por utilizar um modelo de escolha binária, concretamente, o modelo *logit*, devido, em grande medida, às vantagens que esta última abordagem apresenta face à abordagem de sinalização⁶⁰. Desde logo, tal como vimos, permite aferir a significância estatística das variáveis e a correlação entre as mesmas, sendo estas as principais desvantagens da abordagem de sinalização (BCE, 2014; Dufrénot *et al.*, 2016). Além disso, recentemente, a CE publicou um estudo desenvolvido por Sumner e Berti (2017) onde se utiliza esta mesma abordagem para elaborar um indicador de *stress* orçamental para os países europeus – indicador “*L1*”, confirmando assim a relevância desta abordagem como uma ferramenta complementar, e não substituta, à abordagem de sinalização.

⁵⁹ No Anexo E apresentamos um quadro-resumo com a descrição detalhada das variáveis explicativas usadas, bem como as respetivas fontes dos dados.

⁶⁰ As vantagens e desvantagens de cada uma das abordagens foram detalhadas na secção 2.2 da revisão de literatura.

A regressão econométrica criada irá permitir identificar o impacto que os diversos fatores apresentam na ocorrência de uma crise de dívida soberana, com especial destaque para os determinantes do contágio e, dessa forma, contribuir para a prevenção futura do *stress* orçamental.

No que diz respeito à amostra de países a considerar neste estudo empírico, a nossa escolha recai sobre a Área do Euro a 19 países (AE-19), desde logo pela relevância da união monetária para a temática do contágio, mas também pelo facto da PO ser o único instrumento ao dispor dos decisores de política da AE, o que reforça ainda mais a importância de ações de política económica eficazes e atempadas. Sucintamente, a AE é constituída, neste momento, por 19 dos 28 países atuais da UE, sendo que todos os Estados-Membros utilizam como moeda oficial o Euro, que foi lançada a 1 de janeiro de 1999; em consequência, a política monetária da zona é única e da responsabilidade do Banco Central Europeu (BCE)⁶¹. Os dados, anuais, foram recolhidos desde o início da AE – 1999 – até ao ano mais recente disponível – 2015, pois pretendemos abranger quatro períodos temporais distintos: i) o período de tranquilidade, ii) o período de pré-crise, iii) o período de crise e iii) o período inicial do pós-crise.

Relativamente às fontes de extração dos dados utilizados nas regressões econométricas utilizamos: i) a [AMECO](#), da responsabilidade da *Directorate General for Economic and Financial Affairs* da CE, de onde retiramos todos os dados referentes às finanças públicas; ii) o [Eurostat](#), também da responsabilidade da CE, de onde foram recolhidos dados relativos algumas variáveis macro não-orçamentais; iii) utilizamos a base de dados [UNCTADstat](#), da responsabilidade das Nações Unidas, de onde retiramos a informação relativa às exportações por parceiro comercial. Esta última informação foi necessária, principalmente, para criar uma das variáveis do contágio – a variável “*trade_effect*”. Por fim, com o intuito de avaliar o contágio financeiro, recorreremos à base de dados do BCE, [Statistical Data Warehouse](#) (SDW), para recolher os dados dos ativos das instituições financeiras das AE, necessários para determinar os principais credores financeiros dos países da AE, e também ao *site* da agência de notação financeira [Standard and Poor's](#) (S&P) para obter o histórico dos *ratings* e dos *outlooks* de crédito dos países da AE.

⁶¹ O Anexo A apresenta amostra de países utilizada. Para mais detalhes sobre a AE aceder ao *site* da UE através da seguinte ligação: https://europa.eu/european-union/about-eu/money/euro_en.

3.2. Modelo econométrico

Nesta secção pretendemos definir e aplicar um modelo de EWS para crises de dívida pública, com o intuito de mostrar, empiricamente, qual a natureza dos determinantes que são estatisticamente significativos para prevenir o surgimento de *stress* orçamental na AE.

Resumidamente, a criação de um EWS de crises de dívida pública exige o cumprimento dos seguintes passos: i) identificação dos episódios de *stress* orçamental; ii) seleção das variáveis explicativas, que representam os determinantes de incumprimento soberano a incorporar no EWS de crises de dívida soberana; iii) estimar o modelo binário pelo método da máxima verosimilhança.

3.2.1. O EWS para crises de dívida pública

Como supramencionado, o primeiro passo na construção de um EWS para crises de dívida pública prende-se com a definição das variáveis a utilizar. Neste estudo, a variável dependente não apresenta uma natureza quantitativa contínua, mas sim dois estados – “estar em crise” ou “não estar em crise”. Neste caso, a variável avalia se um determinado acontecimento se verifica, ou não (Greene, 2012). Quando a variável explicada é uma variável qualitativa, o que se faz, usualmente, é fazer corresponder a cada categoria, de forma arbitrária, um número inteiro (Mendes de Oliveira *et al.*, 2011). Concretizando, atribui-se à variável dependente ou explicada (Y) o valor 1 no caso de existir um episódio de crise de dívida pública, ou 0 na situação inversa⁶².

No entanto, existe uma gama de modelos econométricos que analisam estes casos, onde a variável dependente é qualitativa, conhecidos como os modelos de escolha binária. A utilização destes modelos é frequente em cenários onde existem duas opções possíveis e mutuamente exclusivas⁶³. O modelo linear de probabilidade (LPM, do inglês *Linear Probability Model*), tal como refere Brooks (2008), apresenta-se como o método mais simples quando estamos perante uma variável dependente binária (1/0). A equação de regressão linear do LPM é dada por (Long, 1997):

$$Y_i = \mathbb{X}_i\mathbb{B} + u_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (4)$$

⁶² Por norma, atribui-se o valor 1 às observações que verificam a característica de interesse e 0 às observações que não apresentam essa característica.

⁶³ Apesar de estarmos apenas a fazer alusão aos modelos binomiais (apenas duas alternativas de escolha), existem também os modelos multinomiais onde as opções recaem sobre, no mínimo, três hipóteses.

Onde $\mathbb{X}_i$ representa o vetor de k variáveis explicativas (X_{ki}), $\mathbb{B}$ representa o vetor dos k coeficientes de regressão (β_k), u_i é o termo de perturbação aleatório e, por fim, Y_i designa a variável explicada binária – o país i enfrenta uma crise de dívida pública ($Y_i = 1$) ou não ($Y_i = 0$).

Contudo, estes modelos apresentam, do ponto de vista teórico, algumas limitações uma vez que o método de estimação dos coeficientes de regressão utilizado recorre aos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS, do inglês *Ordinary Least Squares*). (i) Desde logo, o valor médio de Y , $E(Y)$, sendo uma probabilidade, obrigatoriamente, tem de estar contida entre 0 e 1, porém como $E(Y)$ é uma função linear de X_j , é possível que, em alguns casos, a restrição $0 \leq E(Y) \leq 1$ não se verifique. (ii) Além desta limitação, acresce ainda o facto da hipótese da normalidade não se verificar tanto para a variável dependente, como para o termo de perturbação: tanto u_i como Y_i assumem apenas dois valores seguindo, assim, uma distribuição binomial e não uma distribuição normal. (iii) Além disso, a presença de heteroscedasticidade nos termos de perturbação apresenta-se como outra limitação uma vez que coloca em causa a eficiência dos estimadores OLS. Apesar destas três restrições poderem ser ultrapassadas na estimação dos modelos LPM, a melhor opção recai sobre os modelos *probit* ou *logit* (Long, 1997).

Os modelos *probit* e *logit*, ao contrário do LPM, não são modelos lineares, dado que a variável dependente Y dicotómica é a manifestação observável de uma variável não observável – conhecida como variável latente Y^* , dada por (Greene, 2012):

$$Y_i^* = \mathbb{X}_i \mathbb{B} + u_i \quad (5)$$

Em que $\mathbb{B}$ refere-se ao vetor de parâmetros a estimar e Y_i^* é uma variável contínua não observável. Nestes casos, o que se observa é a escolha de Y_i , logo, através da seguinte regra de decisão, conseguimos determinar Y em função de Y^* :

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{se } Y_i^* > 0 \\ 0, & \text{se } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

Sendo que, agora, com esta especificação tanto a variável dependente latente (Y^*), como o termo de perturbação (u_i), já podem ser definidos como variáveis aleatórias contínuas. Assim, a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida pública passa a ser dada pela seguinte expressão (Greene, 2012):

$$\begin{aligned} Prob(Y_i = 1) &= Prob(Y_i^* > 0) \\ &= Prob(\mathbb{X}_i \mathbb{B} + u_i > 0) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= Prob(u_i > -\mathbb{X}_i\mathbb{B}) \\
&= Prob(u_i \leq \mathbb{X}_i\mathbb{B}) \\
&= F(\mathbb{X}_i\mathbb{B}) \quad (7)
\end{aligned}$$

Onde $F(.)$ refere-se à função de distribuição acumulada de u_i , que se assume simétrica relativamente à origem, *i.e.*, $Prob(Y_i = 1) = F(\mathbb{X}_i\mathbb{B})$ e $Prob(Y_i = 0) = 1 - F(\mathbb{X}_i\mathbb{B})$. No entanto, a distribuição acumulada de u_i varia consoante o tipo de modelo adotado – *logit* ou *probit*. Num modelo *logit*, u_i segue uma distribuição logística, ao passo que num modelo *probit*, u_i segue uma distribuição normal reduzida.

Posto isto, ambos os modelos não lineares (*logit* ou *probit*) apresentam-se como um melhor caminho quando comparado com o modelo linear (LPM). Porém, optar pelo modelo *logit* ou pelo modelo *probit*, é de certa forma uma escolha imparcial, uma vez que os resultados obtidos são muito similares (Brooks, 2008). A nossa opção recai sobre o modelo *logit*, em detrimento do modelo *probit*, porque os modelos *logit* são uma melhor opção quando estamos perante uma variável dependente que não está distribuída de forma uniforme pelos dois resultados possíveis (“crise” ou “não-crise”) (Manasse *et al.*, 2003). Na nossa amostra, apenas 7,4% dos casos correspondem à ocorrência de um episódio de crise de dívida soberana.

Focando-nos então no modelo *logit*, $F(.)$ é dada por:

$$\Lambda(x) = \frac{1}{1+e^{-x}} \quad (8)$$

Assim, a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana é dada pela seguinte expressão (Bussiere e Fratzscher, 2006):

$$Prob(Y_i = 1) = E(Y = 1|\mathbb{X}_i\mathbb{B}) = \frac{1}{1+e^{-(\mathbb{X}_i\mathbb{B})}} \quad (9)$$

A estimação de modelos não lineares não pode ser realizada pelos métodos utilizados em modelos lineares (*i.e.*, OLS), recorrendo-se, mais usualmente, ao método de máxima verosimilhança (Brooks, 2008). De forma sucinta, este método consiste na estimação dos parâmetros da regressão ($\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$) na função logarítmica de verosimilhança com o objetivo de maximizar a probabilidade de se observarem os valores amostrais de Y_i . Perante uma amostra aleatória com n observações, a função de verosimilhança é dada por (Greene, 2012):⁶⁴

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^n [Prob(Y_i = 0)]^{1-Y_i} [Prob(Y_i = 1)]^{Y_i} = \prod_{i=1}^n [1 - F(\mathbb{X}_i\mathbb{B})]^{1-Y_i} [F(\mathbb{X}_i\mathbb{B})]^{Y_i} \quad (10)$$

⁶⁴ O símbolo $\prod$ refere-se ao produto iterado.

Dado que é mais fácil obter o máximo da função logarítmica de verosimilhança, temos a função logarítmica a ser dada pela seguinte expressão (Greene, 2012):

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \{(1 - Y_i) \ln[1 - F(\mathbb{X}_i \mathbb{B})] + Y_i \ln[F(\mathbb{X}_i \mathbb{B})]\} \quad (11)$$

Outra diferença dos modelos não lineares face aos modelos lineares prende-se como a interpretação dos coeficientes da regressão. Concretizando, nos LPM, a interpretação dos coeficientes é direta, e como a variável dependente é uma função linear da variável X_j , os efeitos marginais são dados pela seguinte expressão, se a derivada existir:

$$\frac{\partial E(Y)}{\partial X_j} = \frac{\partial \text{Prob}(Y=1)}{\partial X_j} = \beta_j \quad (12)$$

Daqui resulta que, tudo o resto igual, uma variação de X_j afeta sempre de igual modo a probabilidade de verificação do acontecimento em causa, independentemente do valor da variável X_j .

Todavia, no caso dos modelos não lineares, a interpretação das estimativas dos coeficientes integrados no vetor $\mathbb{B}$ não é direta. As estimativas destes coeficientes apenas nos informam sobre o sentido, positivo ou negativo, do efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade de ocorrência do acontecimento em causa. Logo, β_j não mede o efeito marginal de X_j sobre $\text{Prob}(Y = 1)$, pelo que a grandeza do efeito requer cálculos adicionais e irá depender do valor de X_j , variando de indivíduo para indivíduo. Neste caso, se a derivada existir, os efeitos marginais são dados por (Long, 1997):

$$\frac{\partial \text{Prob}(Y_i=1|\mathbb{X}_i)}{\partial X_{ij}} = \beta_j f(\mathbb{X}_i \mathbb{B}) \quad (13)$$

Onde $f(\cdot)$ designa a função de densidade correspondente à função distribuição $F(\cdot)$. No caso do modelo *logit*, se a derivada existir, a função de densidade da logística é dada por:

$$\lambda(x) = \frac{d\Lambda(x)}{dx} = \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2} \quad (14)$$

3.2.2. Descrição das variáveis base

Após seleção e descrição do modelo e método de estimação, é agora necessária a definição da variável dependente (*i.e.*, os episódios de *stress* orçamental) e das variáveis explicativas a usar no modelo de alerta de crises.

A variável dependente ($Y=fiscal_stress$) é, como temos vindo a referir, uma variável binária que assume o valor 1 quando um país enfrenta uma crise de dívida soberana (*i.e.*, quando se verifica um *stress* orçamental⁶⁵ no país *i* no ano *t*); caso contrário, a variável toma o valor 0.

Recorrendo ao levantamento realizado no capítulo anterior, utilizaremos a definição de *stress* orçamental desenvolvida por Gerling *et al.* (2017) para identificar um episódio de crise de dívida soberana. Identifica-se um episódio de crise num dado país quando se verificar, num dado ano, pelo menos um dos seguintes critérios:

1) Evento de crédito – Incumprimento, reestruturação ou prorrogação do vencimento da dívida pública, excluindo os incumprimentos que não apresentem um tamanho substancial (*i.e.*, abaixo dos 0,2% do PIB) e os casos onde partes previamente em incumprimento estejam a ser reportadas continuamente (*i.e.*, quando o valor nominal em incumprimento cresce menos de 10% ao ano);

2) Financiamento oficial alargado – Financiamento por um programa de apoio alargado pelo FMI com montante de financiamento superior a 100% da respetiva quota;

3) Incumprimento implícito da dívida pública – Taxa de inflação anual elevada (acima de 35% por ano para economias avançadas) e/ou acumulação de atrasos internos (perante falta de informação, utiliza-se como *proxy* o aumento de 1 pp por ano do rácio entre “*Other Account Payables*” e o PIB);

4) Perda de confiança no mercado – *Spreads* das obrigações soberanas (ou dos CDS) superiores a 1000 pb e/ou perda de acesso aos mercados internacionais⁶⁶.

Tendo por base os critérios suprarreferidos, e utilizando a base de dados disponibilizada por Gerling *et al.* (2017), identificamos, no Quadro 4⁶⁷, 24 episódios de *stress* orçamental, entre o período de 1999 e 2015, para os países da AE-19. Estes episódios de vulnerabilidade orçamental ocorreram apenas em 6 dos 19 países da AE (Chipre, Grécia, Irlanda, Letónia, Lituânia e Portugal) e concentraram-se entre 2010 e 2014, cobrindo 75% dos casos detetados.

⁶⁵ Em geral, a literatura identifica uma crise de dívida pública como um episódio de *stress* orçamental (De Cos *et al.*, 2014), sendo essa a interpretação que também adotamos ao longo deste trabalho.

⁶⁶ O subcritério da perda de acesso aos mercados só é aplicado quando as economias acedem de forma regular aos mercados.

⁶⁷ Evidenciar que o número total de episódios de crise orçamental é menor do que a soma individual desses episódios de vulnerabilidade, porque alguns países enfrentam, em simultâneo, a verificação de mais do que um critério no mesmo ano.

O Quadro 4, para além de identificar os episódios de vulnerabilidade orçamental, identifica qual(ais) o(s) critério(s) que estão por detrás de cada episódio. Os critérios que permitiram identificar mais episódios de crise foram os relativos aos programas de assistência financeira e de ajustamento orçamental do FMI (critério 2) e às elevadas pressões existentes sentidas nos mercados financeiros, quer ao nível do acesso, quer ao nível das condições de acesso ao financiamento (critério 4). Salientamos ainda que o critério da taxa de inflação elevada não é ativo na AE, dado que o BCE tem como principal objetivo a estabilidade dos preços (artigo 127º do Tratado de Funcionamento da UE)⁶⁸.

No que diz respeito às variáveis independentes ou explicativas (*i.e.*, os determinantes de uma crise de dívida soberana) usadas na regressão econométrica do EWS de *stress* orçamental, e tendo por referência o levantamento realizado na secção 2.2.2 acima, iremos abranger diversas esferas. O Quadro A5 do Anexo E apresenta um resumo onde se descrevem todas as variáveis explicativas consideradas, identificando aquelas que fazem parte do PDM da CE, uma vez que têm sido englobadas em vários estudos europeus, dada a sua importância para os desequilíbrios macroeconómicos, incluindo não só a sustentabilidade orçamental, como também para as crises orçamentais (Dufrénot *et al.*, 2016).

⁶⁸ O tratado de funcionamento da UE pode ser consultado no *site* do BCE através da seguinte ligação: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/legal/1341/1342/html/index.en.html>.

Quadro 4: Episódios de crise de dívida soberana na AE, 1999-2015, com base na definição de *stress* orçamental de Gerling *et al.* (2017)

País	Ano	1) Evento de crédito	2) Financiamento oficial alargado	3) Incumprimento implícito da dívida pública		4) Perda de confiança no mercado	
				Acumulação de atraso	Inflação elevada	<i>Spreads</i> elevados	Perda de acesso
Chipre	2012					1	
Chipre	2013	1	1			1	1
Chipre	2014		1				1
Chipre	2015		1				
Grécia	2010		1				1
Grécia	2011		1			1	1
Grécia	2012	1	1			1	1
Grécia	2013		1			1	1
Grécia	2014		1				1
Grécia	2015		1			1	1
Irlanda	2010		1				1
Irlanda	2011		1				1
Irlanda	2012		1				1
Irlanda	2013	1	1				
Letónia	2005			1			
Letónia	2008		1				1
Letónia	2009		1				1
Letónia	2010		1				1
Letónia	2011		1				1
Lituânia	2005			1			
Portugal	2011		1				1
Portugal	2012		1				1
Portugal	2013	1	1				
Portugal	2014		1				

Fonte: Elaboração própria com suporte na base de dados desenvolvida por Gerling *et al.* (2017).

Uma vez que pretendemos construir um EWS de crises de dívida soberana, começamos por considerar indicadores orçamentais, que têm impactos diretos na eminência de uma crise financeira (Hemming *et al.*, 2003). Seguindo, entre outros, o trabalho de Baldacci *et al.* (2011a, 2011b), as variáveis orçamentais selecionadas são as seguintes: i) SO primário ajustado do ciclo (*prim_struc_balance*); ii) dívida pública (*pub_debt*) e iii) taxa de juro nominal da dívida pública a 10 anos (*long_term_bond*).

Estes três indicadores orçamentais estão diretamente relacionados com a condição de solvência de um Estado soberano, que implica que o valor atual dos SO primários futuros seja igual ou superior ao valor atual do *stock* da dívida pública por liquidar – *i.e.*, quando se verifica o cumprimento da ROI do governo (1) (BCE, 2012). Mas também em termos relativos ao PIB, a equação da dinâmica do rácio da dívida pública (2) depende, essencialmente, da evolução do SO primário em percentagem do PIB e da relação entre a taxa de juro nominal da dívida pública e a taxa de crescimento nominal do PIB – o chamado efeito “bola de neve”. A taxa de juro da dívida pública ajustada à taxa de crescimento da economia apresenta um papel importante na estabilização relativa da dívida pública (Baldacci *et al.*, 2011b).

Tal como menciona Manasse *et al.* (2003), a ocorrência de uma crise de dívida soberana não tem por detrás apenas vulnerabilidades orçamentais. Assim, para além dos indicadores orçamentais, incorporamos também variáveis de natureza competitiva, financeira e macroeconómica, em linha com Berti *et al.* (2012), De Cos *et al.* (2014) e Dufrénot *et al.* (2016).

Nesse sentido, de forma a refletir os desequilíbrios macroeconómicos externos e a competitividade de cada país incluímos iv) a Posição Líquida de Investimento Internacional (PLII, *net_position*) uma vez que uma posição externa passiva aumenta as vulnerabilidades e riscos das economias (Forbes, 2012) e reflete, em parte, a perda de competitividade externa que pode contribuir para ampliar desequilíbrios orçamentais já existentes (BCE, 2014).

Com o objetivo de captar os desequilíbrios macroeconómicos internos consideramos v) a taxa de desemprego (*unemployment*), e vi) a taxa de inflação (*inflation*). No que concerne à taxa de desemprego, esta é um exemplo de uma variável conjuntural com *feedback* sobre a política económica (está relacionada, *e.g.*, com as políticas ativas de emprego e de gestão da procura), podendo refletir medidas levadas a cabo pelos Estados para combater esta imperfeição do mercado laboral (Dufrénot *et al.*, 2016). Se as despesas públicas variarem diretamente com a taxa de desemprego, um aumento irá influenciar, de forma direta e positiva, a dívida pública de um Estado soberano, bem como o custo do serviço da mesma. Além disso, a taxa de desemprego quanto mais alta for espelha a má alocação de recursos e a falta de capacidade de ajustamento dessa economia (Comissão Europeia, 2012a).

A taxa de inflação, para além de ser uma variável monetária, reflete também as condições macroeconómicas e a conjuntura económica da economia, podendo influenciar o incumprimento da dívida pública de um Estado soberano (Aizenman *et al.*, 2013), desde logo porque a instabilidade dos preços influencia o risco soberano. Assim, quanto maior a taxa de inflação, maior a probabilidade de incumprimento soberano (Manasse *et al.*, 2003). Além disso, a taxa de inflação é um dos critérios utilizados na definição de episódios de crises de dívida soberana.

Assim, com o intuito de captar não só as deteriorações de curto prazo, mas também a acumulação dos desequilíbrios no tempo, propomos uma combinação de variáveis *stock* e de variáveis *fluxo* (Comissão Europeia, 2012a). Apesar de tentar conjugar vários contributos dos trabalhos já existentes para a sua definição, o conjunto de variáveis selecionadas foi condicionado por limitações existentes em termos de dados, bem como pela restrição da quantidade de variáveis explicativas a incluir no modelo relativamente ao número de observações disponíveis. A descrição detalhada de cada um destes determinantes de incumprimento soberano encontra-se no Anexo E. As estatísticas descritivas são apresentadas no Anexo F e no Anexo G apresentam-se as correlações bilaterais entre as variáveis explicativas de forma a aferir que o contributo de cada variável não é distorcido pelo de outras variáveis. No que concerne a este último ponto, a maioria das variáveis explicativas não se encontra fortemente correlacionada, o que, de certa forma, limita riscos de possível multicolinearidade (Bruns e Poghosyan, 2016).

3.2.3. Seleção de variáveis que permitem captar mecanismos de contágio

Um país está mais suscetível à propagação do contágio quando apresenta: i) um sistema bancário muito dependente de financiamento internacional – contágio financeiro; ii) uma maior exposição ao comércio internacional – contágio comercial; iii) semelhanças em termos de fundamentos macroeconómicos institucionais – contágio “*wake-up call*” (Forbes, 2012).

Para além dos três mecanismos de propagação de contágio acima referidos, iremos também analisar, tendo por base o levantamento teórico realizado acima, o iv) contágio regional na AE.

Efeito vizinhança geográfica

Relativamente às variáveis que medem o efeito de contágio, destacamos, em primeiro lugar, a importância do contágio via efeito vizinhança na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana na AE. Neste sentido, seguimos o estudo de Haile e Pozo (2008), em que os autores mostram que, no caso de crises cambiais, a probabilidade de ocorrência de uma crise num determinado país aumenta quanto maior o número de países vizinhos em crise. Glick e Rose (1999) mostraram também que as crises cambiais tendem a afetar os países que estão geograficamente mais próximos, uma vez que estes países tendem a efetuar trocas internacionais mais frequentes. Este canal de transmissão de contágio intitula-se de efeito vizinhança ou de efeito regional. Para o captar, criamos uma variável binária “*neighbors*” que assume o valor 1 para o país i no momento t se, o país $j \neq i$ da AE e em *stress* orçamental nesse período, for geograficamente próximo do país i . Para medir o efeito vizinhança adotamos o critério da proximidade geográfica/física entre os países, limitando o número de países vizinhos, apenas aos pertencentes à atual AE, concretamente aos três países que se encontram geograficamente mais próximos do país que enfrenta um *stress* orçamental no momento t . Exemplificando, no ano de 2010 a Grécia estava em crise. Para os seus vizinhos mais próximos, Chipre, Itália e Malta, a variável “*neighbors*” assume o valor 1. O Quadro 5 apresenta os países vizinhos dos 6 países da AE que enfrentaram episódios de *stress* orçamental entre 1999 e 2015.

Quadro 5: Países vizinhos dos países em crise pertencentes à AE

País vizinho em crise	Países geograficamente mais próximos⁶⁹	Anos de crise
Chipre	Grécia; Itália; Malta	2012 a 2015
Grécia	Chipre; Itália; Malta	2010 a 2015
Irlanda	Alemanha; Bélgica; França	2010 a 2013
Letónia	Estónia; Finlândia; Lituânia	2005, 2008 a 2011
Lituânia	Estónia; Finlândia; Letónia	2005
Portugal	Espanha; França; Itália	2011 a 2014

Nota: Elaboração própria com base em dados do site do BCE (<https://www.ecb.europa.eu/euro/intro/html/map.en.html>), acedidos em maio de 2017.

⁶⁹ Nesta coluna estão apenas os países da AE que tinham, pelo menos, um país geograficamente próximo em crise num determinado período de tempo.

Através da estimação do coeficiente desta variável conseguimos obter o impacto do efeito de contágio numa crise de dívida soberana, sendo esta uma das motivações na opção pelos modelos de escolha binária como metodologia adotada, em detrimento da abordagem de sinalização. Nesse sentido, uma estimativa positiva do coeficiente associado permite concluir que se um país enfrentar uma crise de dívida soberana tal aumentará a probabilidade de um país vizinho enfrentar também uma crise de dívida pública.

Efeito comércio

Além deste canal, avaliamos também o impacto do contágio via comércio bilateral, um dos principais mecanismos de transmissão do contágio. Segundo Gorea e Radev (2014) o contágio via canal comercial decorre dos créditos comerciais, pelo que quanto mais intensas forem as trocas comerciais estabelecidas entre os países da UEM, maior a vulnerabilidade à propagação de crises de dívida soberana. Tal como foi exposto anteriormente, as importações de um país em crise tenderão a diminuir e, logo, o país parceiro vai reduzir as suas exportações registando assim uma diminuição das receitas fiscais, afetando a capacidade desse Estado em solver a sua dívida. Essa redução da procura externa, por parte do país em crise, pressiona os preços a descer e, por conseguinte, fará diminuir os rendimentos das empresas dessa economia; essa redução dos rendimentos afetará diretamente a capacidade dessa economia solver a sua dívida, via diminuição das receitas fiscais que, no limite, pode gerar um incumprimento soberano (Grant, 2016). Além disso, Gorea e Radev (2014) reforçam que, no caso específico da AE, este canal de transmissão é mais ativo, uma vez que uma união monetária facilita a integração comercial dos países membros.

Nesse sentido, criamos um índice que capte o grau de abertura, em termos de exportações, entre o país i e os países em crise j no ano t , concretizando:

$$trade_effect_{it} = \sum d_{jt} \frac{X_{ijt}}{X_{it}}, \quad i \neq j \quad (15)$$

Onde, d_{jt} é uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o país j , parceiro comercial de i , enfrenta uma crise de dívida soberana no momento t ; caso contrário, a variável assume o valor 0; X_{ijt} corresponde às exportações de produtos do país i para o país j no ano t ; e, por fim, X_{it} representa as exportações de produtos totais de i no ano t . Esperamos que o sinal do coeficiente estimado da variável “*trade_effect*” seja positivo,

o que traduz uma influência positiva do grau de abertura do país na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida pública. Por outras palavras, quando maior o índice (15), maior a exposição do país i ao país em crise j e, logo, maior a probabilidade de ocorrer uma crise no país i estando o país j a enfrentar uma crise de dívida soberana.

Efeito “wake-up call”

Outro canal de contágio que inserimos no modelo foi o contágio por “wake-up call” (ou por fundamentos). Tal como referido na secção 2.3.2, quando um país enfrenta uma crise (*e.g.*, Grécia) fornece informação adicional ao mercado, fazendo os investidores reavaliar os riscos macroeconómicos, financeiros ou até políticos das economias que enfrentam os mesmos problemas, *e.g.*, ao nível da dívida pública e do défice orçamental (Bolton e Jeanne, 2011; Forbes, 2012). O alerta de que possíveis problemas podem vir a ocorrer em países com perfis económico-financeiros similares – efeito “wake-up call” – torna os países vulneráveis à perceção desenvolvida pelos investidores, propagando-se, assim, a crise de um país a outro (Haile e Pozo, 2008; Mink e de Haan, 2013). Além disso, a análise empírica levada a cabo por Giordano *et al.* (2013) mostra a existência de contágio via “wake-up call” na crise de dívida soberana da AE: perante uma crise tanto os mercados como os investidores ficam alertas para as características específicas dos outros países da união.

Assim sendo, e tendo por base este mecanismo de transmissão, utilizamos o SO como medida de proximidade económica entre as economias da AE, através da criação do seguinte índice:

$$near_SO_{ijt} = \sum d_{jt} |SO_{jt} - SO_{it}|, \quad i \neq j \quad (16)$$

Onde, d_{jt} é uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o país j da AE enfrenta uma crise de dívida soberana no momento t ; caso contrário, a variável assume o valor 0; SO_{jt} e SO_{it} correspondem ao SO do país em crise j e do país i , respetivamente. Espera-se uma estimativa positiva do coeficiente da variável, uma vez que quanto maior a proximidade económica (*i.e.*, quanto maiores forem as similaridades ao nível do défice orçamental), entre as economias i – sem crise – e j – com crise, maior a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana.

Ainda em relação ao contágio “wake-up call” e com o objetivo perceber o impacto deste contágio via mercados financeiros, criamos uma outra variável *dummy* –

“*dum_spread*” – que assume o valor 1 se o *spread* da taxa de juro da dívida pública do país i face à Alemanha é maior ou igual ao *spread* médio da taxa de juro da dívida pública do(s) país(es) em crise $j \neq i$ face à Alemanha no momento t ; caso contrário, a variável assume o valor 0.

Efeito financeiro

Por último, analisamos o papel do contágio financeiro na propagação de crises de dívida soberana, dada a pertinência do mesmo para as economias muito integradas financeiramente, como é o caso dos países membros da AE. Para Forbes (2012) o contágio via ligações financeiras atua, essencialmente, através dos intermediários financeiros, dado que uma crise num determinado país pode levar os bancos credores a reduzir a oferta de crédito a outros países, diminuindo assim a liquidez para países com necessidade de acesso a crédito. A redução da oferta de crédito pelos bancos pode dever-se, *e.g.*, à diminuição dos depósitos bancários, ao aumento do crédito mal parado, à redução do valor da dívida pública enquanto ativo detido em carteira.

Assente neste racional, propomos dois indicadores para testar o contágio financeiro. O primeiro indicador baseia-se na identificação de credores principais comuns aos países em crise. Tendo identificado os principais países credores das instituições bancárias dos países da AE, selecionamos, para cada país i , os credores comuns aos dos países em crise, $j \neq i$, no ano t . Criamos uma variável binária – “*financial_comum*” – que assume o valor 1 para os países da AE que apresentavam financiadores em comum com o(s) país(es) em crise em t ; 0 caso contrário – ver Quadro 6. Para tal, os principais credores de um país i foram identificados como os países cujos créditos representavam pelo menos 10% do total dos créditos concedidos às instituições financeiras desse país⁷⁰. Exemplificando, os credores principais da Grécia são os países da AE que representam pelo menos 10% do total de empréstimos concedidos às instituições financeiras gregas em t .

⁷⁰ No Quadro A10 presente no Anexo I apresentamos os principais credores, por ano, de cada país da AE.

Quadro 6: Países da AE com credores financeiros comuns aos países em crise da AE, em anos de crise

Países da AE com credores financeiros comuns aos países da AE em crise	
2005	CY; DE; EE; IE; IT; LU; LV; MT; SI; SK
2008	CY; DE EE; IE; IT; LT; MT; SI; SK
2009	CY; DE; EE; FI; IE; IT; LT; MT; NL; SI; SK
2010	AT; BE; DE; EE; ES; FR; IT; LT; LU; MT; NL; SI; SK
2011	AT; BE; DE; EE; ES; FI; FR; IT; LT; LU; MT; NL; SI; SK
2012	AT; BE; DE; EE; EL; ES; FI; FR; IE; IT; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2013	AT; BE; DE; EE; EL; ES; FI; FR; IE; IT; LU; MT; NL; PT; SI; SK
2014	AT; BE; DE; EE; ES; FI; FR; IE; IT; LU; MT; NL; PT; SI; SK
2015	AT; BE; ES; FI; FR; IE; IT; LU; MT; NL; PT; SI; SK

Fonte: Elaboração própria com base nos dados recolhidos da base de dados SDW do BCE (<http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691115>), acedidos em 11 julho de 2017.

Nota: Alemanha – DE; Áustria – AT; Bélgica – BE; Chipre – CY; Eslováquia – SK; Eslovénia – SI; Espanha – ES; Estónia – EE; Finlândia – FI; França – FR; Grécia – EL; Holanda – NL; Irlanda – IE; Itália – IT; Letónia – LV; Lituânia – LT; Luxemburgo – LU; Malta – MT e Portugal – PT.

O segundo grupo de indicadores tem por base o argumento de que as notícias sobre a evolução dos *ratings* dos soberanos geraram impactos significativos noutros países⁷¹. Um *downgrade* do *rating* soberano de um país tende a aumentar os *spreads* da dívida pública desse Estado, afetando a rentabilidade dos bancos que detêm essa dívida nos seus balanços (Arezki *et al.*, 2011). Tal poderá limitar a capacidade de concessão de crédito a outros países. Nesse sentido, de forma a testar o canal acima exposto, criamos a variável binária – “*comum_downgrade*” – que assume o valor 1 para os países que apresentam credores em comum com os países que assistiram a uma degradação da sua cotação de *rating* no ano *t*; 0 caso contrário. Criamos ainda uma outra variável binária, mas com base nos *outlooks* negativos⁷², ou seja, “*comum_outlook*” assume o valor 1 para os países que apresentam credores em comum com os países que apresentam um *outlook* negativo no momento da alteração da previsão futura, caso contrário assume o valor 0. Assim, recorrendo à informação disponibilizada por uma das maiores agências

⁷¹ Sendo que estes efeitos dependem de fatores como, *e.g.*, qual o país que enfrenta o *downgrade*, bem como qual a agência de *rating* que faz o anúncio.

⁷² A S&P utiliza a classificação de negativa nos *outlooks* para indicar um potencial *downgrade* numa revisão futura do *rating* (Arezki *et al.*, 2011).

de *rating* – a S&P, no que diz respeito ao histórico de *ratings* e *outlooks* soberanos de crédito⁷³, apresentamos nos Quadros 7 e 8 os países da AE que apresentam credores em comum com os países da AE que registram uma diminuição do seu *rating* e com os países da AE que verificam um *outlook* negativo, respetivamente⁷⁴.

Quadro 7: Países da AE com credores financeiros comuns aos países que sofreram um *downgrade*, em anos de descida do *downgrade*

Países da AE com credores financeiros comuns aos países que sofreram um <i>downgrade</i>	
2004	AT; BE; DE; ES; IE; IT; FI; FR; LU; NL; SK
2005	AT; BE; CY; DE; EL; ES; IE; IT; FI; FR; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2006	AT; BE; CY; DE; EL; ES; IE; FI; FR; LT; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2007	CY; DE; EE; IE; IT; LT; MT; NL; SI; SK
2008	CY; DE; EE; IE; IT; FI; LT; LV; MT; SI; SK
2009	AT; BE; CY; DE; EE; ES; IE; IT; FI; FR; LT; LU; LV; MT; NL; SI; SK
2010	AT; BE; DE; ES; IE; IT; FI; FR; LU; NL
2011	AT; BE; DE; EE; ES; IE; IT; FI; FR; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2012	AT; BE; DE; EE; EL; ES; IE; IT; FI; FR; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2013	AT; BE; DE; EE; EL; ES; IE; IT; FI; FR; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2014	AT; BE; DE; EE; EL; ES; IE; IT; FI; FR; LT; LU; MT; NL; PT; SI; SK
2015	AT; BE; ES; IE; IT; FI; FR; LU; MT; NL; PT; SI; SK

Fonte: Elaboração própria com base nos dados recolhidos da base de dados SDW do BCE (<http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691115>), acedidos em 11 julho de 2017.

Nota: Legenda igual ao Quadro 6.

⁷³ No Anexo J apresentamos a escala ordenada das notas de *rating* de crédito utilizadas pela S&P.

⁷⁴ Os Quadros A12 e A13, presentes no Anexo K, mostram em detalhe todos os países da AE que registaram um *downgrade* e que apresentaram uma previsão de revisão futura do *rating* negativa, entre 2003 e 2015.

Quadro 8: Países da AE com credores financeiros comuns aos países que apresentam um *outlook* negativo, em anos de revisão

Países da AE com credores financeiros comuns aos países com <i>outlook</i> negativo	
2004	AT; BE; DE; IE; IT; FI; FR; NL
2005	AT; BE; CY; DE; EE; EL; ES; FI; FR; IE; LU; LV MT; NL; PT; SI; SK
2007	CY; DE; EE; IE; IT; LT; LV; MT; NL; SI; SK
2008	EE; FI; LT; LV; MT; SI
2009	AT; BE; CY; DE; EE; ES; FI; FR; IE; IT; LT; LU; LV; MT; NL; SI; SK
2010	AT; BE; DE; EE; ES; FI; FR; IE; IT; LT; LU; LV; MT; NL; PT; SK
2012	AT; BE; DE; EE; EL; ES; FI; FR; IE; IT; LT; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK
2013	AT; BE; DE; EE; EL; ES; FI; FR; IE; IT; LU; MT; NL; PT; SI
2014	AT; BE; DE; EE; EL; ES; FI; IE; IT; LU; MT; NL; PT; SI; SK
2015	AT; BE; DE; EL; ES; FI; FR; IE; IT; LT; LU; LV; MT; NL; PT; SI; SK

Fonte: Elaboração própria com base nos dados recolhidos da base de dados SDW do BCE (<http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691115>), acedidos em 11 julho de 2017.

Nota: Legenda igual ao Quadro 6.

4. Análise de resultados

Este capítulo apresenta e analisa os principais resultados deste trabalho. Começamos por apresentar uma análise descritiva dos determinantes de incumprimento soberano, em linha com o estudo de Ciarlone e Trebeschi (2005), distinguindo a evolução dessas variáveis durante os períodos i) de tranquilidade, ii) de pré-crise iii) de crise e iv) de início do pós-crise para AE. De seguida, centramo-nos nos resultados dos modelos econométricos. Após várias iterações chegamos a um modelo base (Regressão III) onde iremos testar, adicionalmente, o efeito de cada canal de contágio na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana. Nesta análise, iremos destacar o indicador das taxas de juro da dívida pública, dada a sua importância para a análise do contágio, mas também para a prevenção de crises de dívida pública⁷⁵. Para terminar, e depois de avaliar o desempenho dos EWS de crises de dívida soberana criados, apresentamos as principais conclusões e as implicações de política dos resultados.

4.1. Análise preliminar do comportamento dos determinantes de crise de dívida soberana na Área do Euro

Iniciamos este capítulo com uma análise gráfica aos determinantes de incumprimento soberano com vista a proporcionar uma interpretação mais fácil e intuitiva do comportamento de cada indicador selecionado, em períodos de pré-crise, pós-crise e durante uma crise de dívida soberana.

No horizonte temporal de 1999 a 2015, selecionamos 2010, 2011, 2012 e 2013 como anos de crise na AE⁷⁶. Esta escolha teve por base os seguintes acontecimentos⁷⁷:

- i) Maio de 2010 – Programa de assistência financeira da Grécia;
- ii) Novembro de 2010 – Programa de assistência financeira da Irlanda;
- iii) Maio de 2011 – Programa de assistência financeira de Portugal;

⁷⁵ Como veremos mais adiante, este indicador apresenta o maior impacto marginal na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida pública (*cf.* Quadro 11).

⁷⁶ Definindo o *timing* da crise de dívida soberana europeia como o período contínuo onde as taxas de juro das obrigações soberanas a 10 anos apresentam um valor superior a 5%, em pelo menos um país da AE (exceto a Grécia), Grant (2016) refere, desse modo, que a crise de dívida soberana europeia ocorreu entre 2010 e 2013 (período que coincide com o selecionado por nós).

⁷⁷ Todos os anos de crise aqui referidos foram detetados como um ano de vulnerabilidade orçamental para o país respetivo tendo em conta a definição de *stress* orçamental utilizada para criar a nossa variável binária (Y) – ver Quadro 4.

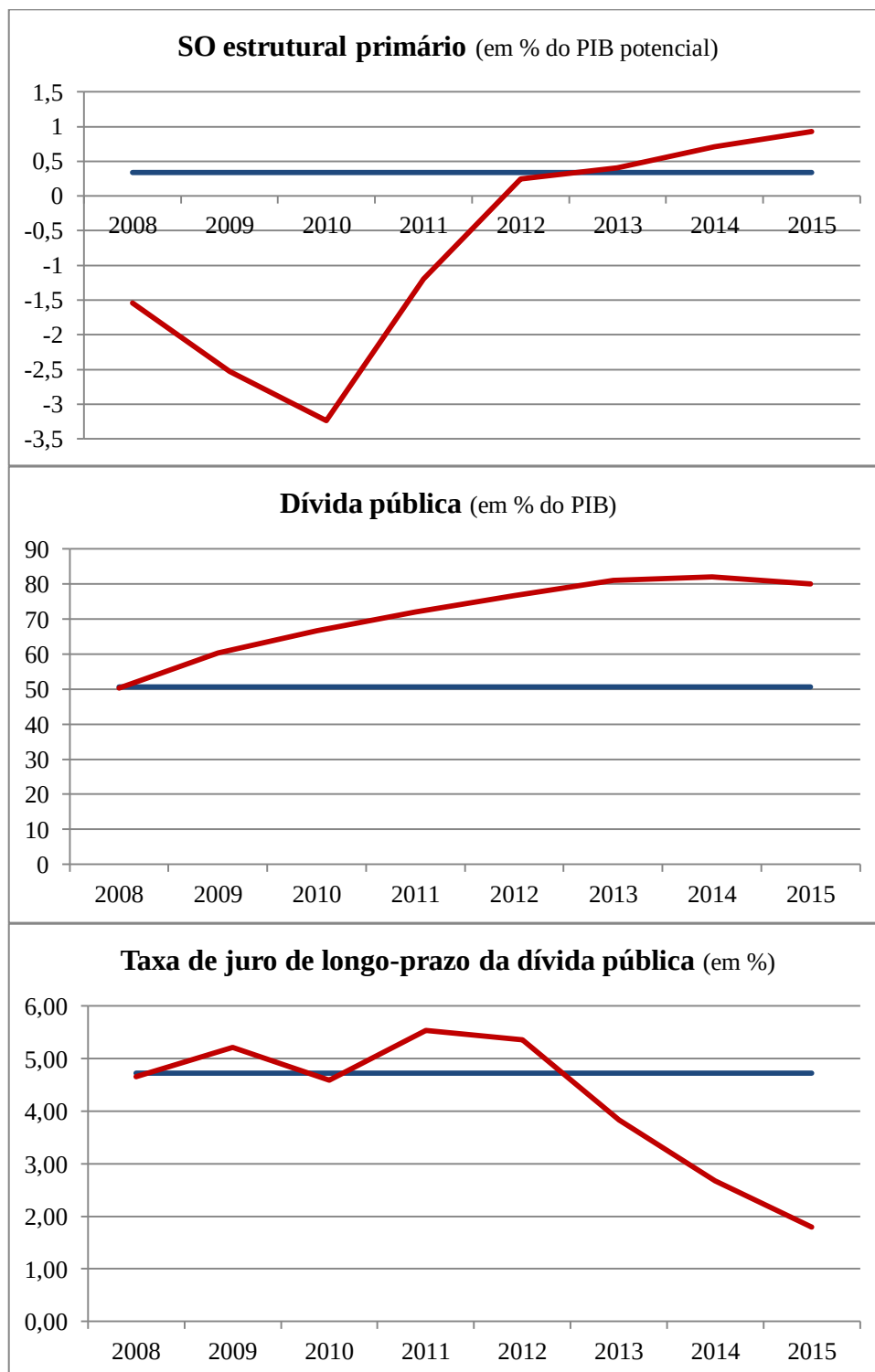
- iv) Março de 2012 – Reestruturação da dívida grega;
- v) Março de 2013 – Programa de assistência financeira do Chipre.

A Figura 3 apresenta a evolução de seis indicadores de incumprimento soberano (saldo orçamental estrutural primário, dívida pública, taxa de juro de longo prazo da dívida pública, taxa de inflação, posição líquida de investimento internacional e taxa de desemprego) entre 2008 e 2015. As linhas azuis horizontais representam as médias das variáveis selecionadas para AE-19 durante o período de tranquilidade, *i.e.*, estas médias não incluem os dois anos que antecedem a ocorrência da crise de dívida soberana (ou seja, 2008 e 2009 – período pré-crise), os anos de crise (de 2010 a 2013) e os dois anos após a crise (2014 e 2015 – período pós-crise) – é o chamado “período de episódios sem crise”, englobando assim os anos de 1999 a 2007. As linhas vermelhas representam a média das variáveis selecionadas para a AE-19, em cada período de tempo (*t*) assinalado na figura. O objetivo é perceber as diferenças que se verificam no comportamento destes seis indicadores antes, durante, e após a ocorrência de um *stress* orçamental, comparando estes três períodos com o chamado período de tranquilidade. A existência de comportamentos estilizados para a média da AE poderá induzir algum efeito de contágio entre as economias.

Analizando o comportamento destes seis indicadores, vemos que:

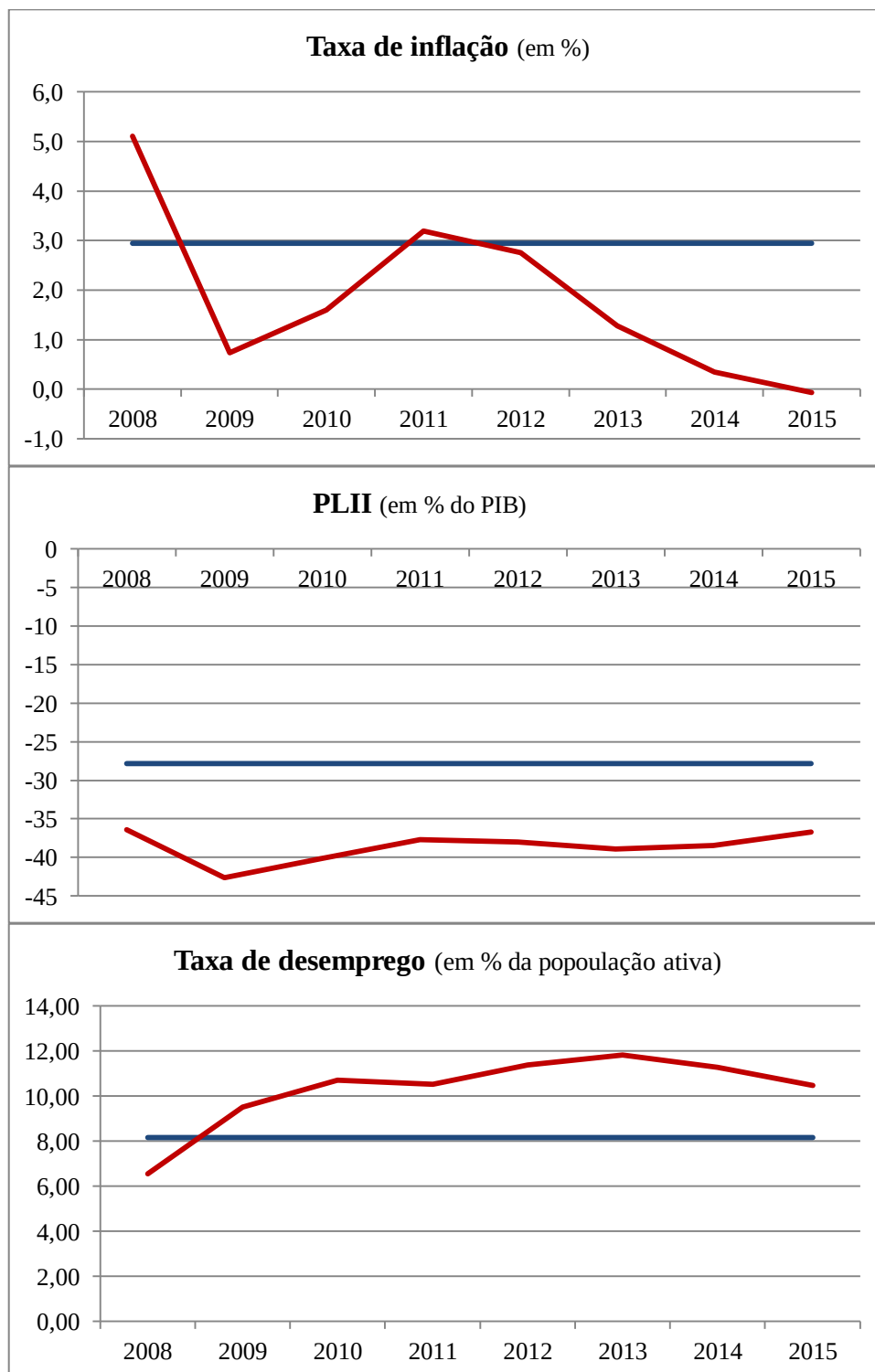
- O SO estrutural primário sofreu uma grande deterioração no período que antecedeu os anos de crise considerados (2008 e 2009). No entanto, a situação reverte-se nos anos de crise, acabando por, a partir de 2013, refletir um saldo médio melhor, para a AE como um todo, do que o observado mesmo durante o período de tranquilidade. Esta evidência é constatada igualmente para as economias emergentes no estudo de Hemming *et al.* (2003), em que os autores referem que o período que antecede uma crise tende a caracterizar-se por défices orçamentais maiores do que os habituais.

Figura 3: Evolução de uma seleção de determinantes de incumprimento soberano para a AE-19, 1999-2015



Fonte: Dados retirados do Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>) e da AMECO (http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm), acedidos em abril de 2017.

Figura 4: Evolução de uma seleção de determinantes de incumprimento soberano para a AE-19, 1999-2015 (cont.)



Fonte: Dados retirados do Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>) e da AMECO (http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm), acedidos em abril de 2017.

- Relativamente à dívida pública esta apresenta um ritmo crescente antes e durante a crise. No entanto, esta tendência é quebrada no pós-crise, em meados de 2014, ainda que de forma ligeira, dando sinais do surgimento do ponto de inflexão a partir do qual o rácio da dívida pública no PIB começa a diminuir. Porém, a média da AE, em 2015, está 29,4 pp acima da verificada no período de tranquilidade⁷⁸, ficando bastante afastada do limiar de referência estipulado no PEC – 60% do PIB. Consequentemente, os elevados níveis de dívida pública têm repercussões diretas no risco soberano que se espelha, desde logo, no custo do serviço da dívida pública dada a relação positiva existente entre esses dois indicadores – ou seja, quanto maior o valor da dívida em percentagem do PIB, maior serão os juros da dívida pública (De Grauwe e Ji, 2013).

- Nesse sentido, a taxa de juro de longo prazo da dívida pública aumentou nos anos de crise acompanhando assim as vulnerabilidades das finanças públicas – a deterioração do SO em percentagem do PIB e o aumento acentuado da dívida pública em percentagem do PIB. Contudo, esta tendência inverte-se em 2012, chegando mesmo atingir os valores médios mais baixos já registados desde 1999.

- O comportamento da taxa de inflação na média da AE é instável. Antes dos anos de crise assiste-se a uma descida acentuada do crescimento dos preços que é rapidamente revertida em meados de 2010. Porém, a partir de 2012, observa-se uma diminuição contínua da taxa de inflação na AE.

- Relativamente à PLII, que reflete a posição financeira externa das economias no final de um determinado período de tempo, esta apresenta-se sempre negativa, logo os passivos financeiros são superiores aos ativos financeiros na média da AE. Por outras palavras, a AE, em média, é um devedor líquido em relação ao resto do mundo. No entanto, durante o período temporal analisado nos gráficos esta posição tornou-se ainda mais negativa. A PLII é um dos indicadores que faz parte do *scoreboard* do PDM da CE, tendo como limiar indicativo os -35% do PIB, e, claramente, a média da AE distanciou-se desse limiar de referência espelhando, desde logo, a presença de desequilíbrios macroeconómicos. Posições de ativos externas líquidas altamente negativas podem derivar de défices persistentes do saldo da balança corrente, sendo que

⁷⁸ Em 2015, segundo dados retirados da AMECO a 5 de abril de 2017, a Grécia era o país da AE que apresentava o valor mais elevado do rácio da dívida pública no PIB, sendo que o valor mais baixo era obtido pela Estónia, 177,4% e 10,1%, respetivamente.

ambos refletem os desequilíbrios externos de uma economia (Comissão Europeia, 2012a).

- Por fim, em relação à taxa de desemprego nos anos pré-crise e de crise registou um aumento na média da AE, no entanto esta trajetória inverte-se refletindo o período de recuperação das economias da UEM no pós-crise em direção aos limiares da fase de tranquilidade. Em linha com a PLII, também a taxa de desemprego é um indicador de análise no PDM da CE, apresentando como limiar indicativo os 10% (Comissão Europeia, 2012a). Também neste caso a média da AE ultrapassou este limiar no período de maior fragilidade orçamental, sendo assim um sinal de alerta que efetivamente veio revelar a existência de vulnerabilidades em vários países da AE.

Perante o exposto concluímos que durante a crise de dívida soberana europeia as condições macroeconómicas e orçamentais na AE deterioraram-se, destacando-se o aumento acentuado do rácio da dívida pública no PIB, a diminuição da posição de investimento internacional e o aumento da taxa de desemprego.

Análise individual das taxas de juro dos títulos de dívida pública

Uma vez que a interdependência tem vindo aumentar na AE ao longo do tempo, é de esperar que as vulnerabilidades de um país afetem, de forma rápida, os outros países (Forbes, 2012). Segundo De Santis (2012), as taxas de juro dos títulos soberanos são influenciadas por três determinantes diferentes: i) o risco agregado/comum (*e.g.*, alterações na política monetária por parte do BCE); ii) o risco específico do país (*e.g.*, alterações na probabilidade de incumprimento da dívida soberana); e, por fim, iii) o risco de contágio. Nesse sentido, e uma vez que o contágio pode influenciar as taxas de juro dos Estados soberanos, a Figura 4 mostra a dinâmica das taxas de juro de LP para os países da AE (excluindo a Estónia⁷⁹), entre 2000 e 2015. A linha vermelha tracejada representa o ano de início da crise de dívida soberana na Grécia.

A Figura 4 reflete que a crise de dívida soberana grega parece ter-se transmitido, diretamente, às taxas de juro das obrigações públicas de algumas economias (Portugal, Irlanda, Espanha, Itália, Chipre, Eslovénia), agravando o preço do risco soberano – via

⁷⁹ A Estónia não está presente na análise porque não conseguimos obter dados após 2010.

aumento dos *spreads* soberanos⁸⁰. Porém, o comportamento deste indicador foi desigual na AE, ou seja, a Alemanha, tal como outros países (França, Áustria ou Finlândia), apresentaram uma trajetória distinta de países como Grécia, Portugal e Irlanda, tal facto pode advir do estatuto de “porto-seguro” atribuído às obrigações alemãs pelo mercado, na recente crise financeira europeia. No entanto, tal estatuto não se verificava anteriormente (Arghyrou e Kontonikas, 2012; Bernoth *et al.*, 2012; De Santis, 2012)⁸¹.

Além disso, a divergência que se assistiu entre a periferia e o centro da AE, no que concerne ao prémio de risco das obrigações soberanas, aumentou a probabilidade de incumprimento soberano nas economias que verificaram um aumento dos seus *spreads* (Arghyrou e Kontonikas, 2012); como vimos (Quadro 4), os países da AE que enfrentaram episódios de *stress* orçamental entre 1999 e 2015, foram maioritariamente os países periféricos da AE⁸².

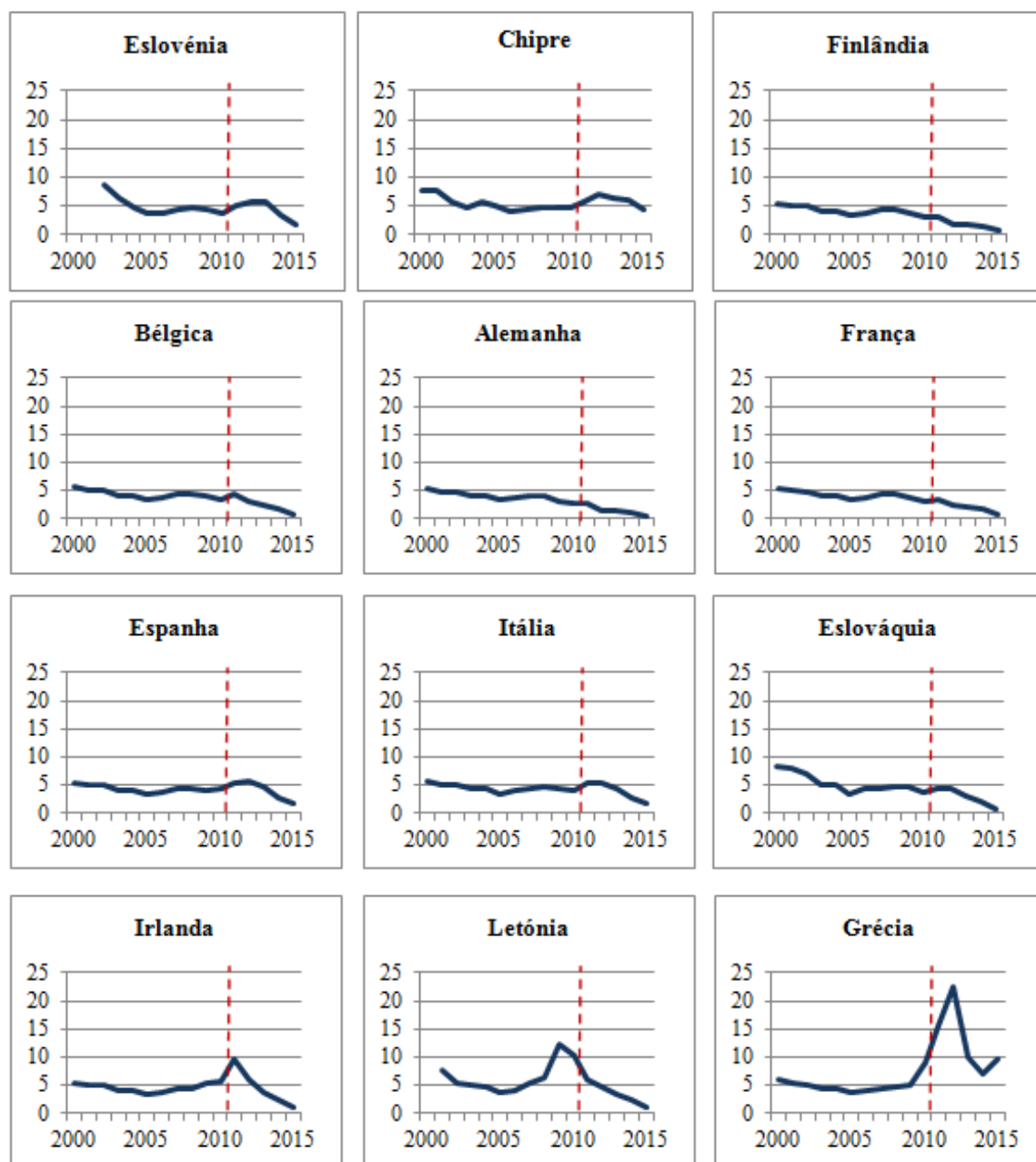
Estudos como, *e.g.*, Beirne e Fratzscher (2013) e Giordano *et al.* (2013), indicam que o aumento dos *spreads* dos títulos soberanos que se verificou em alguns países da AE, durante a crise europeia, podem ser explicados pelo contágio “*wake-up call*”. Até 2008, ano da falência do *Lehman Brothers*, as taxas de juro das obrigações soberanas dos vários Estados-Membros da AE não apresentavam grandes diferenças; todavia, após a crise da dívida soberana grega, os investidores ficaram alertas para a sustentabilidade da dívida pública e para o comportamento dos fundamentos macroeconómicos nos outros Estados-Membros mais fragilizados da UEM; em consequência disso, assiste-se a uma revisão nas avaliações de risco nos diferentes países, conduzindo a um aumento desigual das taxas de juro no seio da AE – ver Anexo H (BCE, 2012; Giordano *et al.*, 2013), demonstrando a possível heterogeneidade existente entre os países da AE (Gorea e Radev, 2014).

⁸⁰ Para mais detalhes ver, *e.g.*, Beirne e Fratzscher (2013), uma vez que os autores mostram as alterações que ocorreram não só nos *spreads* das obrigações soberanas, como também nos *spreads* dos CDS, durante a crise de dívida soberana europeia.

⁸¹ No Quadro A9 do Anexo H apresentamos os *spreads* médios das taxas de juro das obrigações soberanas a 10 anos dos países da AE face às obrigações alemãs em dois períodos temporais distintos: i) 1999 a 2008 e ii) 2009 a 2015. Verifica-se um aumento dos *spreads* médios de todos os países da AE no segundo período temporal analisado.

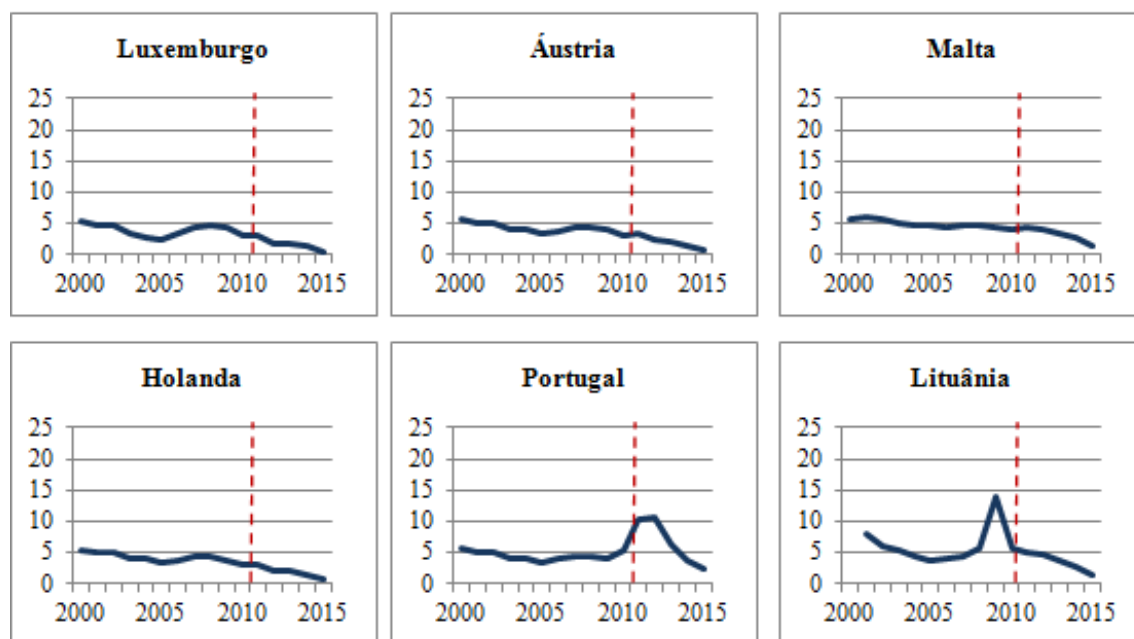
⁸² A Espanha, apesar de não ter verificado nenhum episódio de *stress* orçamental (ver Quadro 4), recebeu, em 2012, auxílio do Eurogrupo através da concessão de uma linha de crédito para socorrer o sistema bancário nacional (Suh, 2015).

Figura 5: Taxas de juro dos títulos soberanos a 10 anos para os países da AE



Fonte: Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), acedido no dia 21 de abril de 2017.

Figura 6: Taxas de juro dos títulos soberanos a 10 anos para os países da AE
(cont.)



Fonte: Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), acedido no dia 21 de abril de 2017.

Complementando a análise anterior, selecionamos quatro países da AE que enfrentaram episódios de *stress* orçamental (Chipre, Grécia, Irlanda e Portugal) e quatro países da AE considerados, na literatura, como o núcleo da AE (Alemanha, Bélgica, França e Holanda) e analisamos as correlações das taxas de juro da dívida pública desses países em dois períodos temporais distintos: i) 1999 a 2008 e ii) 2009 a 2015.

No período 1999-2008 observa-se uma correlação muito forte entre as taxas de juro de todos os países em análise, assistindo-se mesmo a correlações quase perfeitas entre alguns pares de países. Porém, este cenário não se mantém para 2009-2015: apesar de ainda se verificarem correlações elevadas, é visível a diminuição verificada em todos os pares de países, em alguns casos a diminuição foi muito significativa (*e.g.*, França – Grécia e Bélgica – Chipre), havendo mesmo alteração do sinal da correlação das taxas de juro entre cinco pares de países (entre 3 centrais e 2 problemáticos) da AE. Esta evidência ilustra a diferenciação feita pelo mercado ao nível do risco soberano, o que traduz o chamado efeito “*flight-to-quality*”⁸³.

⁸³ Ver Pragidis *et al.* (2015).

Quadro 9: Matrizes de correlação das taxas de juro da dívida pública

1999 - 2008	BE	FR	DE	NL	EL	IE	PT	CY
BE	1							
FR	0,9975	1						
DE	0,9857	0,9948	1					
NL	0,9975	0,9998	0,9944	1				
EL	0,8761	0,8667	0,8478	0,8689	1			
IE	0,9948	0,9895	0,9715	0,9902	0,8750	1		
PT	0,9978	0,9944	0,9795	0,9945	0,8770	0,9967	1	
CY	0,7510	0,7419	0,7429	0,7424	0,7976	0,6993	0,7241	1

2009 - 2015	BE	FR	DE	NL	EL	IE	PT	CY
BE	1							
FR	0,9822	1						
DE	0,9266	0,9695	1					
NL	0,9392	0,9811	0,9965	1				
EL	0,2040	0,0676	-0,1536	-0,1182	1			
IE	0,9076	0,8132	0,7034	0,7163	0,5052	1		
PT	0,6036	0,4759	0,2643	0,3036	0,8651	0,8242	1	
CY	0,0110	-0,0674	-0,2869	-0,2264	0,6620	0,2049	0,6663	1

Nota: Alemanha – DE; Bélgica – BE; Chipre – CY; França – FR; Grécia – EL; Holanda – NL; Irlanda – IE e Portugal – PT.

4.2. Avaliação dos determinantes de crise de dívida soberana na Área do Euro

4.2.1. Modelo base

A AE-19 é composta, essencialmente, por economias avançadas sendo assim suficiente a criação de um único EWS de crises de dívida soberana para esta amostra de países. Se optássemos por uma amostra de países mais heterogénea, iríamos obter mais observações mas o modelo poderia apresentar um menor poder preditivo, uma vez que as crises financeiras surgem de forma diferente a nível geográfico e em economias com diferentes graus de desenvolvimento (Papadopoulos *et al.*, 2016).

Uma das principais limitações do nosso estudo prende-se com o número, relativamente reduzido, de episódios de crise de dívida pública, o que condiciona, desde logo, o número de variáveis explicativas a usar (Papadopoulos *et al.*, 2016)⁸⁴. Nesse sentido, selecionamos um número restrito de variáveis por cada grupo: variáveis

⁸⁴ Quando restringimos a amostra a economias avançadas os episódios de *stress* orçamental detetados são mais baixos, quando comparado com estudos que incluem economias emergentes (Sumner e Berti, 2017).

orçamentais – SO estrutural primário, dívida pública e taxa de juro a dívida pública a 10 anos; variáveis não-orçamentais – taxa de inflação, PLII e taxa de desemprego; e variáveis contágio – “*neighbors*”, “*trade_effect*”, “*near_SO*”, “*dummy_spread*”, “*financial_comum*”, “*comum_downgrade*”, “*comum_outlook*” e “*contagion*”.

Optámos também por utilizar as variáveis explicativas de *stocks* (dívida pública e PLII em percentagem do PIB) desfasadas um período temporal (*i.e.*, $t-1$) para, dessa forma, evitarmos a existência de enviesamento por endogeneidade (Manasse *et al.*, 2003). Assim, iremos antecipar a ocorrência de uma crise de dívida pública no ano t no país i , com base na informação dessas variáveis explicativas *stock* em $t-1$ para esse país, correspondendo a uma janela de sinalização de um ano.

Finalmente, consideramos sempre um estimador de variâncias robusto – *Huber/White*.

Inicialmente, e uma vez que a literatura começou por usar apenas as variáveis orçamentais no estudo de episódios de *stress* orçamental (ver, entre outros, Baldacci *et al.*, 2011a, 2011b), estimamos um modelo binomial *logit* considerando apenas estas variáveis para explicar a ocorrência de uma crise de dívida soberana (Regressão I):

$$fiscal_stress_{it} = \beta_1 + \beta_2 prim_struc_balance_{it} + \beta_3 pub_debt_{it-1} + \beta_4 long_term_bond_{it} + \mu_{it} \quad (17)$$

Como se comprova no Quadro 10, os indicadores orçamentais apresentam os sinais esperados e são todos significativos, a 1%, para explicar a ocorrência de um episódio de *stress* orçamental, em linha com, *e.g.*, Baldacci *et al.* (2011a, 2011b) e Bruns e Poghosyan (2016).

Considerando agora apenas o grupo de variáveis não-orçamentais, que abrange variáveis macro para captar a competitividade externa e a conjuntura económica (PLII, taxa de inflação e taxa de desemprego), estima-se a Regressão II:

$$fiscal_stress_{it} = \beta_1 + \beta_2 inflation_{it} + \beta_3 net_position_{it-1} + \beta_4 unemployment_{it} + \mu_{it} \quad (18)$$

Igualmente, mostramos que os indicadores não-orçamentais são, *per se*, determinantes, e com os sinais esperados, para a ocorrência de uma crise orçamental (*cf.* Quadro 10). Uma explicação apontada para tal resultado poderia ser uma elevada

correlação entre os indicadores orçamentais e não-orçamentais (Bruns e Poghosyan, 2016). No entanto, tal não se verifica (*cf.* matriz de correlação no Anexo G) e a junção dos dois tipos de indicadores mantém a relevância de ambos como determinantes na ocorrência de um episódio de *stress* orçamental (ver Quadro 10). Assim sendo, o conjunto de determinantes a incluir na regressão base (Regressão III) é:

$$\begin{aligned} fiscal_stress_{it} = & \\ & \beta_1 + \beta_2 prim_struc_balance_{it} + \beta_3 pub_debt_{it-1} + \beta_4 long_term_bond_{it} + \\ & \beta_5 inflation_{it} + \beta_6 net_position_{it-1} + \beta_7 unemployment_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

O Quadro 10, que se segue, sumariza os resultados, quer ao nível das estimativas dos coeficientes, quer ao nível da sua significância estatística, das três especificações supramencionadas.

Quadro 10: Resultados de estimação das três regressões – Regressão base (variáveis orçamentais e não-orçamentais)⁸⁵

Variável/ Regressão	Regressão I Determinantes orçamentais	Regressão II Determinantes não- orçamentais	Regressão III Base
Constante	-8,9303* (-5,4440; 0,0000)	-8,7936* (-5,8683; 0,0000)	-12,1743* (-3,9497; 0,0001)
SO estrutural primário	-0,1259* (-3,0735; 0,0021)		-0,0870** (-1,8474; 0,0647)
Dívida pública	0,0366* (3,2461; 0,0012)		0,0239** (2,0753; 0,0380)
Taxa de juro de LP	0,6724* (4,4037; 0,0000)		0,5090* (2,8932; 0,0038)
Taxa de inflação		0,2794** (2,4000; 0,0164)	0,2694*** (1,7298; 0,0837)
PLII		-0,0440* (-3,7475; 0,0002)	-0,0414* (-3,6670; 0,0002)
Taxa de desemprego		0,2124* (3,0944; 0,0020)	0,1251*** (1,8968; 0,0579)
Nº de observações	309	268	260

Notas: Valores entre parêntesis (*estatística-Z*; *p-value*). Estatisticamente significativos a 10% (***), 5% (**) e 1% (*).

Em linha com a literatura relevante, os nossos resultados mostram que a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana será tanto maior:

⁸⁵ Os valores podem ser confirmados nos *outputs* de estimação expostos no Anexo L.

i) quanto maior for o valor acumulado da dívida pública e quanto menor o SO estrutural primário em percentagem do PIB, e quanto maior a taxa de juro da dívida pública a 10 anos;

ii) quanto menor a PLII e quanto maiores as taxas de inflação e de desemprego.

Para determinar a grandeza destas influências, é necessário calcular os efeitos marginais seguindo a fórmula (13), uma vez que estas não podem ser retiradas diretamente dos coeficientes estimados em (19). Os efeitos marginais estimados de cada regressor da especificação base estão apresentados no Quadro 11.

Quadro 11: Efeitos marginais dos determinantes de crise – Regressão base

Variáveis	Efeitos marginais (%)
SO estrutural primário	-2,1618
Dívida pública	0,5941
Taxa de juro de LP da dívida pública	12,6432
Taxa de inflação	6,6920
PLII	-1,0279
Taxa de desemprego	3,1073

Estima-se que, mantendo tudo o resto constante, um aumento em 1 pp no SO estrutural primário em percentagem do PIB, diminua a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana em 2,16%, ao passo que um aumento de 1 pp na PLII em percentagem do PIB fará diminuir a probabilidade de ocorrência de *stress* orçamental em 1,03%. Um aumento em 1pp no rácio da dívida pública em percentagem do PIB e na taxa de juro de longo prazo aumenta a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida orçamental, respetivamente, em 0,59% e 12,64%. Por sua vez, mantendo tudo o resto constante, uma variação positiva de 1pp nas taxas de inflação e de desemprego provoca um aumento da probabilidade de ocorrência de crise em, respetivamente, 6,69% e 3,11%.

A variável que apresenta uma maior influência na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana é a taxa de juro da dívida pública. Nesse sentido, e tal como refere Bernoth e Erdogan (2012), é importante a implementação de políticas orçamentais sólidas, nomeadamente de consolidação orçamental nos países mais

endividados da AE, com vista a reduzir os *spreads* das obrigações soberanas e, dessa forma, diminuir a probabilidade de enfrentar uma crise de dívida soberana.

4.2.2. O papel do contágio

Após obtida a regressão base (19), o passo que se segue é a análise da significância das variáveis que medem o efeito de contágio para explicar a ocorrência de uma crise de dívida soberana. Define-se contágio como um aumento da probabilidade de determinado país da AE (país i) enfrentar uma crise de dívida soberana em t devido a ocorrência de uma crise num ou em países da AE (países $j \neq i$)⁸⁶.

Assim, através de várias regressões logísticas iremos testar a seguinte hipótese nula $H_0: \beta_8 = 0$, de forma a analisar a significância estatística das diversas variáveis contágio (*variável contágio*) criadas para explicar a ocorrência de uma crise de dívida soberana na AE.

$$\begin{aligned} fiscal_stress_{it} = & \beta_1 + \beta_2 prim_struc_balance_{it} + \beta_3 pub_debt_{it-1} + \\ & \beta_4 long_term_bond_{it} + \beta_5 inflation_{it} + \\ & \beta_6 net_position_{it-1} + \beta_7 unemployment_{it} + \beta_8 variável\ contágio_{ijt} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (20)$$

Assim, de forma a avaliar o canal de contágio regional, acrescentamos a variável binária “*neighbors*” à regressão logística (20) para testar a hipótese: $H_0: \beta_8 neighbors_{ijt} = 0$.

Respondendo à questão acima colocada, o efeito vizinhança, apesar de apresentar o sinal esperado de acordo com a teoria económica, não é estatisticamente significativo, a um nível de significância de 10%, para explicar a ocorrência de uma crise de dívida soberana ($Y = 1$) – ver Quadro 13. Assim, e ao contrário do que acontece nas crises cambiais, como mostraram Haile e Pozo (2008), a probabilidade de ocorrer uma crise num determinado país não vem aumentada quanto maior for o número de países vizinhos que estiver em crise de dívida soberana. Os nossos resultados vão de encontro aos de Beirne e Fratzscher (2013) que concluem que o contágio regional não desempenhou um papel importante durante a recente crise europeia devido, essencialmente, ao carácter temporário dos efeitos de contágio.

⁸⁶ Recordando, a nossa definição de contágio teve por base o estudo de Haile e Pozo (2008).

Passamos agora à análise do contágio comercial, onde o efeito de contágio é transmitido pelo comércio bilateral. O Quadro A4 do Anexo D mostra-nos que as exportações de produtos intra-AE tem vindo aumentar fortemente ao longo dos últimos anos, aumentando a exposição das economias da AE ao contágio via comércio. Assim, para avaliar este efeito, incluímos o índice de efeitos do comércio (15) no modelo de referência (20), testando a hipótese nula $H0: \beta_8 trade_effect_{ijt} = 0$. Concluímos pela não significância estatística do efeito do contágio comercial, medido pelo índice (15), na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana. Porém, uma das possíveis razões pode dever-se a problemas amostrais, nomeadamente à baixa variabilidade desse indicador na nossa amostra, pois este apresenta um reduzido desvio padrão (0,01). Os resultados podem também indicar que os países da AE apresentam uma grande diversidade de parceiros comerciais dentro e fora da AE, não estando fortemente dependentes de nenhum Estado-Membro em concreto, pelo que, perante uma crise de dívida soberana num parceiro comercial da AE, eles não serão afetados significativamente.

Relativamente ao canal das similitudes económicas, este mecanismo de transmissão também explica o contágio entre economias, uma vez que, devido à informação incompleta que caracteriza os mercados, os investidores tendem a tratar de forma igual os países que apresentam fundamentos económicos similares. Assim, e como vimos anteriormente, para testar o impacto da proximidade económica entre i e j na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida pública em i , englobamos no modelo base (20) o índice de proximidade orçamental, "*near_SO*" (16), de forma a testar a seguinte hipótese: $H0: \beta_8 near_SO_{ijt} = 0$. Porém, novamente, a variável selecionada para medir o contágio, neste caso "*wake-up call*", do país em crise j para o país i não se mostrou significativa, a um nível de significância de 10%, para explicar a existência de episódios de *stress* orçamental nos países da AE.⁸⁷

Motivados ainda pelas alterações que ocorreram nos *spreads* das obrigações soberanas após 2009 (*cf.* Quadro A9 no Anexo H), e sendo os *spreads* da dívida pública uma medida de risco soberano, tentaremos avaliar a proximidade económica com base

⁸⁷ Evidenciar que elaboramos uma análise semelhante utilizando a dívida pública em percentagem do PIB como indicador de proximidade, em vez do SO, como aqui foi exposto, mas os resultados obtidos continuaram a não ser significativos a um nível de significância de 10%.

neste indicador. Considerando a variável binária “*dum_spread*”, analisamos a seguinte hipótese nula: $H0: \beta_8 dum_spread_{ijt} = 0$.

Ao contrário do que aconteceu anteriormente, a variável “*dum_spread*” é estatisticamente significativa a 10%, para explicar a probabilidade de ocorrer uma crise de dívida pública num país da AE. Para aferir a grandeza desse impacto, como os modelos binários não são lineares, é necessário determinar os seus efeitos marginais (Quadro 12).

Quadro 12: Efeitos marginais⁸⁸ – Contágio “wake-up call” – spreads (VII)

Variáveis	Efeitos marginais (%)
Dívida pública	0,6949
Taxa de juro de LP da dívida pública	8,3765
PLII	-1,0151
Taxa de desemprego	2,8914
<i>Dummy spread</i>	9,1374

A probabilidade de um país incorrer numa crise de dívida soberana aumenta 9,2% quando esse apresenta um *spread* da taxa de juro da dívida pública face à Alemanha igual ou superior ao *spread* médio dos países em crise. Corroborando os nossos resultados, para Giordano *et al.* (2013) o surgimento da crise de dívida soberana grega teve uma influência direta nos *spreads* soberanos dos outros países da AE.

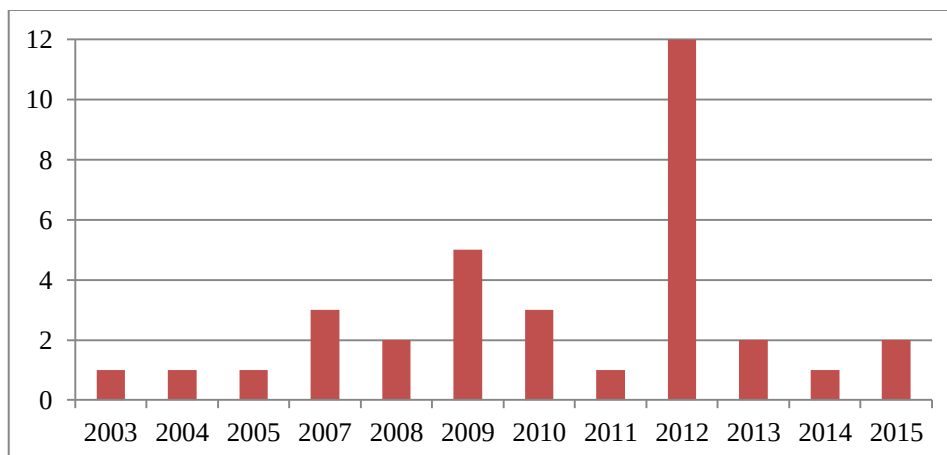
Relativamente ao contágio financeiro, o coeficiente associado à variável “*financiam_comum*” não permite rejeitar $H0: \beta_8 financiam_comum_{ijt} = 0$ (ver Quadro 13). Assim, concluímos que, no caso da AE-19, a existência de credores principais comuns com os países em crise não é significativa na disseminação do risco soberano. Ainda no contágio financeiro, as variáveis binárias “*comum_downgrade*” e “*comum_outlook*”, apesar de apresentarem o sinal esperado, também se mostraram estatisticamente não significativas para explicar a ocorrência de uma crise de dívida pública na AE (*cf.* Quadro 13). Corroborando, assim, a robustez do resultado acima no que concerne ao contágio financeiro.

Para Arezki *et al.* (2011) as revisões futuras de *ratings* negativas estão associadas a *spillovers* negativos – “contágio” e, como podemos ver na Figura 5, o

⁸⁸ Os efeitos marginais só foram determinados para as variáveis estatisticamente significativas.

número de *outlooks* negativos é mais significativo após 2008. Assim, e uma vez que todos os episódios de crise se registaram após 2008, testamos novamente a variável “*outlook_comum*”, mas apenas para o período temporal de 2008 a 2015.

Figura 7: Número de *outlooks* negativos registados na AE-19, 1999-2015



Fonte: Elaboração própria com base nos dados recolhidos da agência de *rating* S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedidos em 14 de julho de 2017.

Considerando assim o período pós 2008, a qualidade globalmente da estimação melhora (*cf.* Quadro 13), havendo indícios de algum efeito de contágio financeiro, nomeadamente, no ano seguinte à alteração negativa do *outlook* num país importante na carteira de ativos de um credor principal da AE. Deste modo, estes resultados indiciam que um *outlook* negativo para um país pode aumentar a probabilidade de enfrentar uma crise de dívida soberana num outro, quando ambos partilham credores principais comuns.

Finalmente, replicamos a variável criada por Sumner e Berti (2017) para medir em geral, e não por canal específico, o efeito do contágio num EWS de *stress* orçamental. Inserimos no modelo a variável binária “*contagion*” que toma o valor 1 para os países da AE se, pelo menos, um dos Estados-Membros da AE, enfrentava um episódio de *stress* orçamental em *t*; 0, caso contrário. No entanto, ao contrário dos resultados obtidos pelos autores, esta variável não se apresentou significativa. Porém, o trabalho de Sumner e Berti (2017) inclui também países da UE e ainda nove países da OCDE.

O Quadro 13 sintetiza os resultados de todas as regressões acima utilizadas para testar a relevância do contágio na transmissão de uma crise de dívida soberana na AE,

tendo por base os diversos mecanismos de transmissão, *i.e.*, proximidade económica e física, ligações comerciais e financeiras.

Em jeito de conclusão, em termos de implicações políticas, uma vez que os EWS são concebidos para antecipar vulnerabilidades económicas, os modelos desenvolvidos neste trabalho (destaque para a Regressão III e VII) contribuem para esse fim porque, ao indiciar os seus determinantes, pretendem influenciar ações políticas que evitem as consequências adversas que os episódios de *stress* orçamental acarretam. Alertamos ainda para o impacto que as fragilidades económicas das economias problemáticas pode ter nas outras economias da AE via contágio “*wake-up call*”, uma vez que os mercados financeiros contribuem, em linha com o PEC, para reforçar a importância dos Estados soberanos assegurarem a sua disciplina orçamental (Bernoth e Erdogan, 2012).

Contudo, convém salientar que os EWS são apenas um ferramenta complementar ao serviço dos decisores de política, não substituindo, portanto, a importância da condução da PO de forma neutra e objetiva (Bussiere e Fratzscher, 2006).

Quadro 13: Resultados de estimação – Tipos de contágio⁸⁹

Variável/ Regressão	IV Contágio regional	V Contágio comercial	VI Contágio “wake-up call”, SO	VII Contágio “wake-up call”, spreads	VIII Contágio financeiro	IX Contágio financeiro, downgrade	X Contágio financeiro, outlook	XI Contágio financeiro, 2008-2015	XII Contágio geral
Constante	-12,0886* (-3,7852; 0,0002)	-12,1717* (-4,0430; 0,0001)	-12,3754* (-3,6185; 0,0003)	-11,4937* (-3,5584; 0,004)	-12,3115* (-3,7226; 0,0002)	-12,1605* (-4,0131; 0,0001)	-12,1773* (-3,9672; 0,0001)	-36,8651* (-4,0039; 0,0001)	-12,8529* (-4,5513; 0,0000)
SO estrutural primário	-0,0888*** (-1,9367; 0,0528)	-0,0861*** (-1,7939; 0,0728)	-0,0670 (-1,4257; 0,1540)	-0,0813 (-1,6052; 0,1084)	-0,0804*** (-1,7064; 0,0879)	-0,0819*** (-1,7643; 0,0777)	-0,0844*** (-1,8222; 0,0684)	-0,1553*** (-1,7441; 0,0811)	-0,0593 (-1,0019; 0,3164)
Dívida pública	0,0243** (2,2277; 0,0259)	0,0247** (2,4338; 0,0149)	0,0253*** (1,9056; 0,0567)	0,0280** (2,0738; 0,0381)	0,0260*** (1,9556; 0,0505)	0,0233** (2,1018; 0,0356)	0,0239** (2,1019; 0,0356)	0,0590 (1,6137; 0,1066)	0,0198*** (1,6544; 0,0980)
Taxa de juro de LP	0,5082* (2,8381; 0,0045)	0,5056* (2,7677; 0,0056)	0,5214* (2,7603; 0,0058)	0,3371*** (1,8373; 0,0662)	0,4794* (2,8958; 0,0038)	0,5211* (2,7515; 0,0059)	0,5118* (2,8497; 0,0044)	1,4314* (3,3227; 0,0009)	0,5290* (2,7295; 0,0063)
Taxa de inflação	0,2618 (1,5286; 0,1264)	0,2573 (1,4051; 0,1600)	0,2911*** (1,6998; 0,0892)	0,1567 (1,0545; 0,2917)	0,2952*** (1,9390; 0,0525)	0,2505*** (1,7143; 0,0865)	0,2656*** (1,7635; 0,0778)	0,8246** (2,5325; 0,0113)	0,2932*** (1,7084; 0,0876)
PLII	-0,0410* (-3,5287; 0,0004)	-0,0409* (-3,4469; 0,0006)	-0,0401* (-3,7730; 0,0002)	-0,0408* (-3,3696; 0,0008)	-0,0405* (-3,6068; 0,0003)	-0,0417* (-3,7149; 0,0002)	-0,0414* (-3,6826; 0,0002)	-0,1562* (-4,2259; 0,0000)	-0,0414* (-3,7677; 0,0002)
Taxa de desemprego	0,1140 (1,3642; 0,1725)	0,1180 (1,5522; 0,1206)	0,1151*** (1,8584; 0,0631)	0,1164*** (1,8190; 0,0689)	0,1657** (2,0896; 0,0367)	0,1108*** (1,6914; 0,0908)	0,1199*** (1,7244; 0,0846)	0,2995** (2,0671; 0,0387)	0,1003 (1,3911; 0,1642)
Efeito vizinhança	0,2973 (0,3220; 0,7474)								

⁸⁹ Os valores podem ser confirmados nos *outputs* de estimação expostos no Anexo L.

Efeito comércio		12,8456 (0,4744; 0,6352)							
Efeito “wake-up call”			0,0211 (0,6744; 0,5001)						
Efeito “wake-up call”				3,1728*** (1,8732; 0,0610)					
Efeito financeiro					-0,8924 (-1,0578; 0,2902)				
Efeito financeiro						0,3252 (0,5142; 0,6071)			
Efeito financeiro							0,1422 (0,2178; 0,8275)	-2,4088 (-1,0898; 0,2758)	
Efeito financeiro (-1)								3,3782*** (1,7391; 0,0820)	
Contágio geral									1,4865 (1,4847; 0,1376)
Nº observações	260	260	260	260	260	260	260	147	260

Notas: Valores entre parêntesis (*estatística-Z*; *p-value*). Estatisticamente significativos a 10% (***), 5% (**) e 1% (*).

4.2.3. Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crises de dívida pública

Para a avaliação do desempenho dos EWS de crises de dívida soberana estimados, e seguindo o prescrito pela literatura (*cf.* seção 2.2.2), utilizam-se: a matriz de confronto entre os valores efetivos e os valores preditos pelo modelo (*cf.* Quadro 1) e o erro total de especificação (*Total Misspecification Error*, TME). Além disso, analisamos duas medidas de qualidade de ajustamento: o coeficiente R^2 de *McFadden* (ou pseudo- R^2) e o *Akaike Information Criterion*.

Matrizes de confronto entre os valores observados e os valores preditos

Seguindo o estudo de Bussiere e Fratzscher (2006), para avaliarmos o desempenho dos EWS é necessário proceder à comparação entre a probabilidade estimada pelo EWS e a ocorrência efetiva de crises. Assim, e uma vez que a probabilidade estimada trata-se de uma variável contínua, teremos que determinar o valor de *cut-off*, *i.e.*, o limiar acima do qual a probabilidade estimada pelo modelo binário é interpretada como um sinal credível da ocorrência de uma crise. Quanto maior for o valor estabelecido para este limiar, maior o erro tipo I (*i.e.*, maior o número de crises que não são sinalizadas pelo modelo) e menor o erro tipo II (*i.e.*, menor o número de falsos alarmes).

Dado que não se conseguem minimizar os dois tipos de erro em simultâneo, e sendo o erro tipo II o menos relevante para os decisores de política, avalia-se o desempenho dos modelos com base no erro tipo I, adotando o mesmo limiar de probabilidade de Berg e Pattillo (1999), 25%. Assim, perante uma probabilidade de surgimento de uma crise superior a 25%, o modelo enviará um sinal de que um *stress* orçamental poderá ocorrer num horizonte temporal próximo.

Após determinado o *cut-off* iremos passar à avaliação do desempenho de cada modelo *logit* isoladamente, com o objetivo de encontrar o EWS que apresenta melhor previsão para o incumprimento soberano, através de indicadores como, *e.g.*, a percentagem de crises corretamente sinalizadas e a probabilidade de ocorrência de uma crise após um sinal.

Utilizando os dados obtidos pelas matrizes de confronto entre os valores efetivos e os valores preditos pelo modelo⁹⁰, calculamos os seguintes indicadores de desempenho:

Quadro 14: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – Matrizes de confronto

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
% de observações corretamente sinalizadas	95,5	94,0	95,0	95,0	94,6	95,0	94,6	95,8	94,6	95,4
% de crises corretamente sinalizadas	75,0	62,5	67,7	67,7	65,6	67,7	65,6	71,0	65,6	70,0
Prob. de ocorrência de uma crise dado um sinal	62,5	83,3	87,5	87,5	87,5	87,5	87,5	91,7	87,5	87,5
Prob. de ocorrência de uma crise sem um sinal	1,8	4,9	4,2	4,2	4,7	4,2	4,7	3,8	4,7	3,8

Fonte: Cálculos próprios com base nos *outputs* de estimação dos modelos.

A Regressão I, que inclui somente variáveis orçamentais para prever a ocorrência de uma crise de dívida soberana, apresenta uma probabilidade de ocorrer uma crise perante a emissão de alerta pelo modelo de 62,5%. No entanto, quando entramos em consideração apenas com as variáveis de natureza macroeconómica e competitiva (Regressão II), o desempenho do modelo para sinalizar antecipadamente um *stress* orçamental melhora, pois apresenta um maior poder preditivo quando comparado com o modelo que se restringe aos indicadores orçamentais – 83,3% contra 62,5%, respetivamente. Corroborando os resultados obtidos por Berti *et al.* (2012), *i.e.*, os determinantes não-orçamentais apresentam-se como melhores indicadores de *stress* orçamental do que as próprias variáveis orçamentais, o que reforça a importância de incluir este tipo de variáveis num modelo EWS de prevenção de crises de dívida pública. Porém, o desempenho do modelo EWS melhora com a junção, em simultâneo, dos dois grupos de variáveis explicativas – Regressão base (III), ou seja, a probabilidade de ocorrer uma crise perante a emissão de alerta pelo modelo aumenta para 87,5% (o valor mais alto obtido comparativamente com os dois modelos anteriores). A

⁹⁰ Os valores podem ser confirmados no Anexo M.

incorporação dos dois tipos de variáveis, orçamentais e não-orçamentais, melhora o poder de previsão do modelo, conforme já foi mostrado também por Berti *et al.* (2012), e mais tarde por De Cos *et al.* (2014). No entanto, no que concerne à percentagem de observações e de crises corretamente sinalizadas, a Regressão I é a que apresenta os valores mais elevados, 95,5% e 75%, respetivamente.

Desta forma, provamos que as vulnerabilidades orçamentais de um país da AE são antecipadas de forma mais eficaz quando se incorpora indicadores orçamentais e não-orçamentais em simultâneo num EWS, em linha com os resultados de Bruns e Poghosyan (2016). Este resultado implica que os decisores de política não restrinjam a sua atenção apenas às variáveis orçamentais na prevenção de crises de dívida soberana, mas sim complementar essa tarefa com variáveis de outras índoles, para conseguir atuar eficazmente na prevenção de um *stress* orçamental. Confrontando, assim, importantes estudos do FMI, concretamente Baldacci *et al.* (2011a, 2011b) que apenas incluem as variáveis orçamentais na análise e antecipação de um *stress* orçamental.

No que concerne à análise do contágio, como se pode confirmar no Quadro 14, os modelos apresentados – Regressões IV à X – apresentam desempenhos semelhantes entre eles nos diversos indicadores, com exceção do modelo VIII (contágio financeiro). Este último apresenta uma probabilidade de ocorrer uma crise de dívida soberana perante a emissão de um alerta pelo modelo superior à regressão base – 91,7% contra 87,5%, respetivamente. Além disso, a Regressão VIII apresenta a maior percentagem de observações corretamente sinalizadas quando comparando todos os modelos estimados, apresentando-se assim como o modelo com melhor desempenho, tendo em conta estes dois indicadores.

As matrizes de confronto entre os valores efetivos e os valores preditos pelo modelo indicam-nos ainda a percentagem de previsões erradamente classificadas pelo nosso modelo – a taxa aparente de erro. Porém, não se pode olhar “cegamente” para a taxa aparente de erro, é necessário fazer uma análise comparativa. Nesse sentido, iremos compará-la com o modelo padrão⁹¹, situação onde o modelo prevê que uma crise orçamental nunca ocorre ($Y = 0$), para dessa forma aferir corretamente a melhoria de previsão do nosso modelo.

⁹¹ O desempenho deste modelo é calculado automaticamente pelo programa e apresentado nos *outputs* das matrizes de confronto - coluna “*Constant Probability*”, ver Anexo M.

Quadro 15: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública
– Taxa aparente de erro⁹²

	Taxa aparente de erro (em %)		Melhoria (em pp)
	Nosso modelo	Modelo padrão	
Regressão I	4,53	7,77	3,24
Regressão II	5,97	8,96	2,99
Regressão III	5,00	9,23	4,23
Regressão IV	5,00	9,23	4,23
Regressão V	5,38	9,23	3,85
Regressão VI	5,00	9,23	4,23
Regressão VII	5,38	9,23	3,85
Regressão VIII	4,23	9,23	5,00
Regressão IX	5,38	9,23	3,85
Regressão X	4,62	9,23	4,61

A Regressão VIII, que incorpora a variável “*comum_outlook*”, é a que apresenta uma taxa aparente de erro mais baixa, bem como a maior diminuição registada na percentagem de previsões incorretas face ao modelo padrão – 5,00 pp. No entanto, salientar que todos os modelos criados melhoram expressivamente a qualidade de sinalização de episódios de crise de dívida soberana, pois diminuem a proporção de observações mal classificadas.

Erro total de especificação (TME)

Para comparar a performance destes quatro modelos econométricos utilizamos também o TME que representa a soma dos erros tipo I e tipo II, para um dado *cut-off*. Mantendo o *cut-off* de 25%, o modelo com menor TME exhibe maior poder de sinalização (De Cos *et al.*, 2014).

Novamente, a Regressão VIII, para além de apresentar melhor capacidade para prever uma crise de dívida soberana após a emissão de um sinal – 91,7%, exhibe a menor proporção de falsos alarmes e o TME mais baixo de todas as especificações – ver Quadro 16, o que reflete o seu bom poder de sinalização de episódios de crise de dívida pública.

⁹² Os valores podem ser confirmados no Anexo M.

Quadro 16: Desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – TME (%)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Erro tipo I (a)	37,50	16,67	12,50	12,50	12,50	12,50	12,50	8,33	12,50	12,50
Erro tipo II (b)	1,75	4,92	4,24	4,24	4,66	4,24	4,66	3,81	4,66	3,81
TME (c = a + b)	39,25	21,58	16,74	16,74	17,16	16,74	17,16	12,15	17,16	16,31

Fonte: Cálculos próprios com base nos *outputs* de estimação dos modelos.

Para Hemming *et al.* (2003) a importância de incluir variáveis de cariz orçamental num EWS prende-se, essencialmente, com a redução que se verifica no envio de falsos sinais, e se confirmarmos o modelo que apresenta um valor mais elevado de falsos alarmes, valor que corresponde ao erro tipo II, é o que é constituído apenas por variáveis não-orçamentais, ou seja, a regressão II.

Medidas de qualidade de ajustamento

O coeficiente R^2 de *McFadden* (ou pseudo- R^2) é um indicador da qualidade de ajustamento do modelo, que assume valores entre 0 e 1. No entanto, apesar do seu valor não apresentar uma interpretação imediata, quanto maior for, melhor será a qualidade de ajustamento do modelo, logo melhor é o poder explicativo do EWS. Relativamente ao *Akaike Information Criterion*, este apresenta-se também como uma medida da qualidade de ajustamento do modelo, mas neste caso o melhor modelo é o que apresenta o menor valor. Este critério pode ajudar na seleção do melhor modelo.

A utilização em simultâneo de variáveis orçamentais e não-orçamentais num EWS de crises de dívida pública (Regressão III) melhora significativamente a qualidade de ajustamento geral do modelo, segundo os critérios do R^2 de *McFadden* (um dos maiores valores) e *Akaike information criterion* (um dos menores valores), quando comparando com as Regressões I e II. No entanto, esta regressão logística não é a que apresenta melhor desempenho em ambos os indicadores, mas sim a Regressão VII, que incorpora a variável binária “*dum_spread*” para avaliar o contágio “*wake-up call*”.

Quadro 17: Avaliação do desempenho dos modelos EWS de crise de dívida pública – Medidas de qualidade de ajustamento⁹³

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
<i>McFadden R²</i>	43%	50%	63%	63%	63%	63%	66%	64%	63%	63%
<i>Akaike info criterion</i>	34%	33%	28%	29%	29%	29%	27%	28%	29%	29%

⁹³ Estes valores podem ser confirmados nos *outputs* de estimação dos respetivos modelos no Anexo L.

5. Conclusões

A passada crise de dívida soberana da AE teve sempre como caso de destaque a Grécia. No entanto, outros países da AE enfrentaram igualmente episódios de *stress* orçamental num curto espaço de tempo, desde logo devido à acumulação excessiva de desequilíbrios orçamentais (Gerling *et al.*, 2017).

Os desequilíbrios internos e externos que marcaram este período colocam em causa a credibilidade do PEC na manutenção da sustentabilidade orçamental, mas também a capacidade da UEM como um todo em prevenir episódios de *stress* orçamental. Tais acontecimentos apresentaram-se como o primeiro desafio que a AE teve de enfrentar desde a sua criação, em 1999, e suscitaram, desde logo, o interesse na literatura para os modelos EWS. Ademais, o “medo” de que os problemas da Grécia se estendessem às economias altamente endividadas da AE, tais como Portugal e Irlanda⁹⁴, motivou o estudo do contributo dos possíveis efeitos de contágio para ampliar o risco de incumprimento soberano entre as economias da AE.

Neste contexto, e dada a relevância da prevenção dos riscos orçamentais e de evitar os custos do incumprimento soberano, desenvolvemos um EWS de crises de dívida soberana para atual AE, entre 1999 e 2015, assente na metodologia dos modelos de escolha binária, bem como na definição de *stress* orçamental desenvolvida por Gerling *et al.* (2017). Os modelos desenvolvidos apresentados incluem variáveis que medem o efeito de contágio juntamente com outros determinantes frequentemente utilizados na literatura, *i.e.*, fatores de natureza orçamental e não-orçamental. Tanto quanto sabemos, não existe nenhum estudo que analise o impacto que o efeito contágio, entre países da AE com e sem crise, tem na probabilidade de um país enfrentar uma crise de dívida soberana. Nesse sentido, este trabalho contribui para a literatura, essencialmente, em três vertentes: i) ao nível da prevenção de crises orçamentais na AE; ii) na conceção de modelos EWS que incorporam o risco de contágio; e iii) na identificação de indicadores que meçam o contágio para o risco de incumprimento soberano tendo por base os mecanismos de transmissão expostos na literatura.

O presente estudo pretende também contribuir para a promoção de atuações eficazes por parte dos decisores de política na prevenção de crises de dívida soberana.

⁹⁴ Ver Kalbaska e Gatkowski (2012).

Esta temática é fulcral na AE, uma vez que a descentralização das políticas orçamentais acentua a importância da disciplina e da coordenação na condução da mesma entre os Estados-Membros, de forma a evitar que os problemas de alguns países desencadeiem *spillovers* negativos sobre os restantes.

Com base numa análise gráfica exploratória, concluímos que os períodos que antecedem uma crise, quando comparados com os períodos de tranquilidade, são marcados por: i) deterioração do SO; ii) aumento do rácio da dívida pública; iii) agravamento da PLII; iv) aumento da taxa de desemprego; v) instabilidade da taxa de inflação; e vi) aumento do custo do serviço da dívida pública a 10 anos. Numa análise mais detalhada ao comportamento das taxas de juro da dívida pública no longo-prazo, e tal como mostrou Pragidis *et al.* (2015), concluímos pela existência do efeito “*flight-to-quality*” na AE, uma vez que, após 2010, a taxa de juro da dívida pública de países como a Grécia, Irlanda e Portugal assistiram a um aumento, enquanto países como Alemanha e França diminuía o custo da sua dívida pública.

A aplicação com recurso a um modelo EWS identifica um conjunto de indicadores – orçamentais (SO estrutural primário, dívida pública e taxa de juro da dívida pública a 10 anos), de cariz competitivo e macroeconómico (PLII, taxa de inflação e taxa de desemprego) – robusto e estatisticamente significativo para explicar a ocorrência de uma crise de dívida pública na AE-19. Estes resultados corroboram a importância de incluir determinantes orçamentais e não-orçamentais em modelos de prevenção de crises de dívida pública, em linha com, *e.g.*, Berti *et al.* (2012), De Cos *et al.* (2014), Bruns e Poghosyan (2016) e Sumner e Berti (2017). Em termos quantitativos, o determinante que apresenta uma maior influência marginal na probabilidade de ocorrência de um *stress* orçamental é a taxa de juro da dívida-pública a longo-prazo: um aumento em 1 pp na taxa de juro de longo prazo aumenta a probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida orçamental em 12,64%.

Relativamente às variáveis de contágio, criadas como *proxies* dos canais de transmissão de contágio regional, comercial e financeiro, estas não se apresentaram estatisticamente significativas para explicar a transmissibilidade de crises de dívida soberana entre países da AE. No entanto, relativamente ao contágio financeiro, quando considerado apenas o período de 2008 a 2015, os resultados indicam que um *outlook* negativo para um país da AE pode aumentar a probabilidade de enfrentar uma crise de

dívida soberana num outro Estado-Membro, quando ambos partilham credores principais comuns. Quanto ao contágio “*wake-up call*” via mercados financeiros, este afigura-se estatisticamente significativo para explicar a ocorrência de uma crise de dívida soberana: quando uma economia da AE enfrenta um episódio de *stress* orçamental, os investidores ficam mais sensíveis aos fundamentos económicos das outras economias da UEM com risco soberano semelhante. Concretizando, estima-se que a probabilidade de um país enfrentar uma crise de dívida soberana aumenta 9,2% quando apresenta um *spread* de dívida pública igual ou superior ao *spread* médio dos países em crise da AE.

Perante o exposto, os resultados obtidos colocam em causa a conceção de que “*maior integração implica maior contágio*” (Forbes, 2012, p. 21, nossa tradução) na transmissão de crises de dívida soberana, em linha com Dungey e Gajurel (2014). Apesar de alguma evidência do papel do contágio via proximidade económica e do contágio financeiro (no período de crise) na AE para aumentar a probabilidade de enfrentar um *stress* orçamental, a sua ocorrência depende, fundamentalmente, das vulnerabilidades intrínsecas de cada país.

O grande desafio deste trabalho foi o de criar variáveis adequadas para captar os efeitos de contágio, dada a dificuldade na mensuração dos diferentes canais de transmissão teóricos do contágio ao risco soberano. Como limitações principais elencam-se o número reduzido de episódios de crise de dívida soberana, bem como o curto período temporal da amostra, uma vez que os EWS baseados em modelos de escolha binária exigem longas séries de dados (Comissão Europeia, 2017).

Assim, esta investigação pode ser estendida por três vias: i) alargamento do período temporal analisado e/ou da amostra de países considerada; ii) adoção de uma metodologia distinta, *e.g.*, *Extreme Bound Analysis*, seguindo o estudo recente de Bruns e Poghosyan (2016); e/ou iii) utilizar a abordagem dos modelos binários, mas numa dimensão multinomial, com o intuito de evitar, de forma mais eficaz, o enviesamento “pós-crise” (ver Ciarlone e Trebeschi, 2005).

Apêndices

Apêndice A: Decomposição da equação da dinâmica da dívida⁹⁵

Começando por isolar as despesas com o serviço da dívida pública na restrição orçamental de curto-prazo do governo obtêm-se a seguinte expressão:

$$\begin{aligned}D_t &= D_{t-1} - SO_t + AJ_t \Leftrightarrow \\D_t - D_{t-1} &= (G_t - R_t) + AJ_t \Leftrightarrow \\D_t - D_{t-1} &= GP_t + i_t D_{t-1} - R_t + AJ_t \Leftrightarrow \\D_t &= -(R_t - GP_t) + (1 + i_t)D_{t-1} + AJ_t\end{aligned}$$

De seguida, dividimos ambas as partes da equação pelo PIB nominal, depois subtraímos a dívida pública em $t-1$, e após uns reajustes obtemos a seguinte equação da dinâmica da dívida pública:

$$\begin{aligned}\frac{D_t}{Y_t} &= -\frac{SP_t}{Y_t} + \frac{(1 + i_t)D_{t-1}}{(1 + g_t)Y_t} + \frac{AJ_t}{Y_t} \Leftrightarrow \\\Delta d_t &= -sop_t + \frac{(i_t - g_t)}{(1 + g_t)}d_{t-1} + aj_t\end{aligned}$$

Em que:

D_t e D_{t-1} refere-se ao valor da dívida pública em t e em $t-1$, respetivamente,

SO_t é o saldo orçamental em t ,

G_t é o valor dos gastos públicos em t ,

R_t é o valor da receita pública em t ,

GP_t são os gastos primários públicos⁹⁶ em t ,

AJ_t refere-se ao montante de ajustamentos défice-dívida em t ,

SP_t refere-se ao valor do saldo orçamental primário em t ,

Y_t é o PIB nominal em t ,

d_t representa o rácio da dívida pública expresso em percentagem do PIB em t ,

i_t é taxa de juro nominal implícita da dívida pública em t ,

g_t é taxa de variação do PIB nominal em t ,

sop_t é o saldo orçamental primário expresso em percentagem do PIB em t ,

aj_t são os ajustamentos défice-dívida expressos em percentagem do PIB em t .

⁹⁵ Esta derivação seguiu o trabalho desenvolvido por Amador *et al.* (2016).

⁹⁶ Os gastos primários são obtidos retirando aos gastos públicos os gastos com o serviço da dívida.

Referências bibliográficas

Afonso, A., P. M. Gomes e P. Rother (2007), “What “Hides” Behind Sovereign Debt Ratings?”, European Central Bank Working Paper Series, Nº 711, janeiro.

Aizenman, J., M. Hutchison e Y. Jinjark (2013), “What is the Risk of European Sovereign Debt Defaults? Fiscal Space, CDS Spreads and Market Pricing of Risk”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 34, pp. 37-59.

Alesina, A., F. R. Campante e G. Tabellini (2008), “Why is Fiscal Policy often Procyclical?”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, Nº 5, pp. 1006-1036.

Alessi, L. e C. Detken (2011), “Quasi Real Time Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/Bust Cycles: A Role for Global Liquidity”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 27, Nº 3, pp. 520-533.

Amador, J., C. Braz, M. M. Campos, S. Sazedj e L. Wemans (2016), “Public Debt Sustainability: Methodologies and Debates in European Institutions”, Banco de Portugal Occasional Papers, Nº 1, setembro.

Arezki, R., B. Candelon e A. N. R. Sy (2011), “Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers: Evidence from the European Debt Crisis”, International Monetary Fund Working Paper, WP/11/68, março.

Arghyrou, M. G. e A. Kontonikas (2012), “The EMU Sovereign-Debt Crisis: Fundamentals, Expectations and Contagion”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 22, Nº 4, pp. 658-677.

Asonuma, T. (2016), "Serial Sovereign Defaults and Debt Restructurings", International Monetary Fund Working Paper, WP/16/65, março.

Baldacci, E., I. Petrova, N. Belhocine, G. Dobrescu e S. Mazraani (2011a), “Assessing Fiscal Stress”, International Monetary Fund Working Paper, WP/11/100, maio.

Baldacci, E., J. McHugh e I. Petrova (2011b), “Measuring Fiscal Vulnerability and Fiscal Stress: A Proposed Set of Indicators”, International Monetary Fund Working Paper, WP/11/94, abril.

Bassanetti, A., C. Cottarelli e A. Presbitero (2016), “Lost and Found: Market Access and Public Debt Dynamics”, International Monetary Fund Working Paper, WP/16/253, dezembro.

BCE (2012), “Analysing Government Debt Sustainability in the Euro Area”, European Central Bank Monthly Bulletin, abril, pp. 55-69.

BCE (2014), “Early Warning Indicators for Fiscal Stress in European Budgetary Surveillance”, European Central Bank Monthly Bulletin, novembro, pp. 91-105.

Beirne, J. e M. Fratzscher (2013), “The Pricing of Sovereign Risk and Contagion during the European Sovereign Debt Crisis”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 34, pp. 60-82.

Berg, A. e C. Pattillo (1999), “Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative”, *Journal of international Money and Finance*, Vol. 18, Nº 4, pp. 561-586.

Berg, A., E. Borensztein e C. Pattillo (2005), “Assessing Early Warning Systems: How have They Worked in Practice?”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 52, Nº 3, pp. 462-502.

Bergman, U. M., M. M. Hutchison e S. E. H. Jensen (2016), “Promoting Sustainable Public Finances in the European Union: The Role of Fiscal Rules and Government Efficiency”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 44, pp. 1-19.

Bernoth, K. e B. Erdogan (2012), “Sovereign Bond Yield Spreads: A Time-Varying Coefficient Approach”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, Nº 3, pp. 639-656.

Bernoth, K., J. von Hagen e L. Schuknecht (2012), “Sovereign Risk Premiums in the European Government Bond Market”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, Nº 5, pp. 975-995.

Berti, K., M. Salto e M. Lequien (2012), “An Early-Detection Index of Fiscal Stress for EU Countries”, *European Commission, European Economy Economic Papers*, Nº 475.

Bolton, P. e O. Jeanne (2011), “Sovereign Default Risk and Bank Fragility in Financially Integrated Economies”, *International Monetary Fund Economic Review*, Vol. 59, Nº 2, pp. 162-194.

Borensztein, E. e U. Panizza (2009), “The Costs of Sovereign Default”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 56, Nº 4, pp. 683-741.

Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2ª edição. Cambridge: Cambridge University Press.

Bruns, M. e T. Poghosyan (2016), “Leading Indicators of Fiscal Distress: Evidence from the Extreme Bound Analysis”, International Monetary Fund Working Paper, WP/16/28, fevereiro.

Bussiere, M. e M. Fratzscher (2006), “Towards a New Early Warning System of Financial Crises”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, Nº 6, pp. 953-973.

Caporin, M., L. Pelizzon, F. Ravazzolo e R. Rigobon (2013), “Measuring Sovereign Contagion in Europe”, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Nº 18741, janeiro.

Chakrabarti, A. e H. Zeaiter (2014), “The Determinants of Sovereign Default: A Sensitivity Analysis”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 33, pp. 300-318.

Ciarlone, A. e G. Trebeschi (2005), “Designing an Early Warning System for Debt Crises”, *Emerging Markets Review*, Vol. 6, pp. 376-395.

Comissão Europeia (2011), *Quarterly Report on the Euro Area*, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Vol. 10, Nº 3.

Comissão Europeia (2012a), “Scoreboard for the Surveillance of Macroeconomic Imbalances”, *European Economy Occasional Papers*, Nº 92.

Comissão Europeia (2012b), *Fiscal Sustainability Report*, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, European Economy Nº 8|2012.

Comissão Europeia (2017), “Debt Sustainability Monitor 2016”, *European Economy Institutional Paper*, Nº 47, European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

Correa R. e Sapriza H. (2014), “Sovereign Debt Crises”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Nº 1104, maio.

Davis, E. P. e D. Karim (2008), “Comparing Early Warning Systems for Banking Crises”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 4, Nº 2, pp. 89-120.

De Cos, P. H., G. B. Koester, E. Moral-Benito e C. Nickel (2014), “Signalling Fiscal Stress in the Euro Area: A Country-Specific Early Warning System”, European Central Bank Working Paper Series, Nº 1712, agosto.

De Grauwe, P. (2012), “The Governance of a Fragile Eurozone”, *Australian Economic Review*, Vol. 45, Nº 3, pp. 255-268.

De Grauwe, P. e Y. Ji (2013) “Self-fulfilling Crises in the Eurozone: An Empirical Test”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 34, pp. 15-36.

De Paoli, B., G. Hoggarth e V. Saporta (2006), “Costs of sovereign default”, Bank of England Financial Stability Paper N° 1, julho.

De Paoli, B., G. Hoggarth e V. Saporta (2009), “Output Costs of Sovereign Crises: Some Empirical Estimates”, Bank of England Working Paper, N° 362, fevereiro.

De Santis, R. A. (2012), “The Euro Area Sovereign Debt Crisis: Safe Haven, Credit Rating Agencies and the Spread of the Fever from Greece, Ireland and Portugal”, European Central Bank Working Paper Series, N° 1419, fevereiro.

Dufrénot, G., K. Gente e F. Monsia (2016), “Macroeconomic Imbalances, Financial Stress and Fiscal Vulnerability in the Euro Area before the Debt Crises: A Market View”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 67, pp. 123-146.

Dungey, M. e D. Gajurel (2014), “Equity Market Contagion during the Global Financial Crisis: Evidence from the World’s Eight Largest Economies”, *Economic Systems*, Vol. 38, N° 2, pp. 161-177.

Eichengreen, B., A. Rose e C. Wyplosz (1996), “Contagious Currency Crises: First Tests”, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 98, N° 4, pp. 463-484.

Equiza-Goñi, J. (2016), “Government Debt Maturity and Debt Dynamics in Euro Area Countries”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 49, pp. 292-311.

Forbes, K. (2012), “The “Big C”: Identifying Contagion”, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, N° 18465, outubro.

Forbes, K. J. e R. Rigobon (2002), “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, *The Journal of Finance*, Vol. LVII, N° 5, pp. 2223-2261.

Furceri, D. e A. Zdzienicka (2012), “How Costly are Debt Crises?”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, N° 4, pp. 726-742.

Gelos, R. G., R. Sahay e G. Sandleris (2004), “Sovereign Borrowing by Developing Countries: What Determines Market Access?”, International Monetary Fund Working Paper, WP/04/221, novembro.

Gerling, K., P. Medas, T. Poghosyan, J. Farah-Yacoub e Y. Xu (2017), “Fiscal Crises”, International Monetary Fund Working Paper, WP/17/86, janeiro.

Giordano, R., M. Pericoli e P. Tommasino (2013), “Pure or Wake-up-Call Contagion? Another Look at the EMU Sovereign Debt Crisis”, *International Finance*, Vol. 16, Nº 2, pp. 131-160.

Glick, R. e A. K. Rose (1999), “Contagion and Trade: Why are Currency Crises Regional?”, *Journal of international Money and Finance*, Vol. 18, Nº 4, pp. 603-617.

Gómez-Puig, M. e S. Sosvilla-Rivero (2014), “Causality and Contagion in EMU Sovereign Debt Markets”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 33, pp. 12-27.

Gómez-Puig, M. e S. Sosvilla-Rivero (2016), “Causes and Hazards of the Euro Area Sovereign Debt Crisis: Pure and Fundamentals-Based Contagion”, *Economic Modelling*, Vol. 56, pp. 133-147.

Gorea, D. e D. Radev (2014), “The Euro Area Sovereign Debt Crisis: Can Contagion Spread from the Periphery to the Core?”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 30, pp. 78-100.

Grant, E. (2016), “Exposure to International Crises: Trade vs. Financial Contagion”, Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, Nº 280, agosto.

Greene, W. H. (2012), *Econometric Analysis*, 7ª edição. England: Pearson.

Haile, F. e S. Pozo (2008), “Currency Crisis Contagion and the Identification of Transmission Channels”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 17, pp. 572-588.

Hemming, R., M. Kell e A. Schimmelpfennig (2003), “Fiscal Vulnerability and Financial Crises in Emerging Market Economies”, *International Monetary Fund Occasional Papers*, Nº 218.

Hernández, L. F. e R. O. Valdés (2001), “What Drives Contagion: Trade, Neighborhood, or Financial Links?”, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 10, Nº 3, pp. 203-218.

Herndon, T., M. Ash e R. Pollin (2013), “Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff”, *Cambridge Journal of Economics*, Nº 38, pp. 257-279.

Hu, H., J. Prokop e H. M. Trautwein (2016), “Sovereign Risk Spillover Effects and the Role of Systemically Important Financial Institutions: Evidence from the

European Debt Crisis”, Center for Transnational Studies (ZenTra) Working Papers, N° 69/2016, novembro.

Huart, F. (2013), “Is Fiscal Policy Procyclical in the Euro Area?”, *German Economic Review*, Vol. 14, N° 1, pp. 73-88.

Kalbaska, A. e M. Gatkowski (2012), “Eurozone Sovereign Contagion: Evidence from the CDS Market (2005–2010)”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 83, pp. 657– 673.

Kaminsky, G. L. e C. M. Reinhart (1999), “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, *The American Economic Review*, Vol. 89, N° 3, pp. 473-500.

Kaminsky, G. L., C. M. Reinhart e C. A. Végh (2003), “The Unholy Trinity of Financial Contagion”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, N° 4, pp. 51-74.

Kaminsky, G., S. Lizondo e C. M. Reinhart (1998), “Leading Indicators of Currency Crises”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 45, N° 1, pp. 1-48.

Lane, P. R. (2012), “The European Sovereign Debt Crisis”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, N° 3, pp. 49-67.

Lo Duca, M. e T. A. Peltonen (2013), “Assessing Systemic Risks and Predicting Systemic Events”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, N° 7, pp. 2183-2195.

Long, J. S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, 7ª edição. Thousand Oaks: SAGE.

Ludwig, A. (2014), “A Unified Approach to Investigate Pure and Wake-up-call Contagion: Evidence from the Eurozone's First Financial Crisis”, *Journal of International Money and Finance*, N° 48, pp. 125-146.

Mabbett, D. e W. Schelkle (2014), “Searching Under the Lamp-Post: the Evolution of Fiscal Surveillance”, London School of Economics 'Europe in Question' Discussion Paper, N° 75/2014, maio.

Manasse, P. e N. Roubini (2009), ““Rules of Thumb” for Sovereign Debt Crises”, *Journal of International Economics*, Vol. 78, N° 2, pp. 192–205.

Manasse, P., N. Roubini e A. Schimmelpfennig (2003), “Predicting Sovereign Debt Crises”, International Monetary Fund Working Paper, WP/03/221, novembro.

Mendes de Oliveira, M., L. D. Santos e N. Fortuna (2011), *Econometria*, Lisboa: Escolar Editora.

Metiu, N. (2012), “Sovereign Risk Contagion in the Eurozone”, *Economics Letters*, Vol. 117, pp. 35–38.

Mink, M. e J. de Haan (2013), “Contagion during the Greek Sovereign Debt Crisis”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 34, pp. 102-113.

Papadopoulos, S., P. Stavroulias e T. Sager (2016), “Systemic Early Warning Systems for EU15 Based on the 2008 Crisis”, Bank of Greece Working Paper, N° 202, janeiro.

Pescatori, A. e A. N. R. Sy (2007), “Are Debt Crises Adequately Defined?”, *IMF Staff Papers*, Vol. 54, N° 2, pp. 306-337.

Pragidis, I. C., G. P. Aielli, D. Chionis e P. Schizas (2015), “Contagion Effects during Financial Crisis: Evidence from the Greek Sovereign Bonds Market”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 18, pp. 127-138.

Reinhart, C. M. (2002), “Default, Currency Crises, and Sovereign Credit Ratings”, *The World Bank Economic Review*, Vol. 16, N° 2, pp. 151-170.

Reinhart, C. M. e K. S. Rogoff (2010), “Growth in a Time of Debt”, *American Economic Review*, Vol. 100, N° 2, pp. 573-578.

Reinhart, C. M. e K. S. Rogoff (2013), “Banking Crises: an Equal Opportunity Menace”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, N° 11, pp. 4557-4573.

Stähler, N. (2013), “Recent Developments in Quantitative Models of Sovereign Default”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27, N° 4, pp. 605-633.

Suh, S. (2015), “Measuring Sovereign Risk Contagion in the Eurozone”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 45-65.

Sumner, S. P. e K. Berti (2017), “A Complementary Tool to Monitor Fiscal Stress in European Economies”, Discussion Paper N° 49, European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs, junho.

Tagkalakis, A. O. (2014), “Financial Stability Indicators and Public Debt Developments”, Bank of Greece Working Paper, N° 179, maio.

van Aarle, B. (2013), “Surveillance and Control of Fiscal Consolidation on a Supranational Level”, European Commission WWW for Europe Project, Working Paper N° 46, novembro.

van Ewijk, C., J. Lukkezen e H. Rojas-Romagosa (2013), "Early Warning Indicators for Debt Sustainability", CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis Policy Brief, N° 2013/08, outubro.

Wyplosz, C. (1997), "EMU: Why and how it might happen", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1, N° 4, pp. 3-21.

Yue, V. Z. (2010), "Sovereign Default and Debt Renegotiation", *Journal of International Economics*, Vol. 80, N° 2, pp. 176-187.

Webgrafia

Comissão Europeia, https://ec.europa.eu/info/index_en.

Standard and Poor's, <http://www.standardandpoors.com>.

Anexos

Anexo A: Amostra de países

Aqui expomos os países que constituem a nossa amostra, que representam os 19 atuais países que compõem a AE. Acrescentamos uma coluna com o ano de adesão de cada país à UEM, sendo que apenas 11 dos países estão na sua origem (1999).

Quadro A1: Países da amostra e data de adesão à UEM

País – Código do país	Ano de adesão à UEM
Alemanha – DE	1999
Áustria – AT	1999
Bélgica – BE	1999
Chipre – CY	2008
Eslováquia – SK	2009
Eslovénia – SI	2007
Espanha – ES	1999
Estónia – EE	2011
Finlândia – FI	1999
França – FR	1999
Grécia – EL	2001
Holanda – NL	1999
Irlanda – IE	1999
Itália – IT	1999
Letónia – LV	2014
Lituânia – LT	2015
Luxemburgo – LU	1999
Malta – MT	2008
Portugal – PT	1999

Fonte: CE (https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/euro-area/what-euro-area_en).
Acedido em 5 de abril de 2017.

Anexo B: Análise do (in)cumprimento dos limiares numéricos estabelecidos na versão original do PEC aos 19 atuais países da AE, 1999-2015.

O Quadro A2 que se segue apresenta o comportamento dos países da AE, durante 16 anos, em relação ao cumprimento dos limiares numéricos estabelecidos no PEC. Recordando, na sua versão inicial, o PEC estabelece as seguintes regras, com o objetivo de haver uma maior coordenação das políticas orçamentais a nível nacional⁹⁷:

- i) Todos os Estados-Membros da UE não podem apresentar um défice orçamental que ultrapasse os 3% do PIB;
- ii) Adicionalmente, não podem ainda apresentar um rácio da dívida pública no PIB superior a 60% do PIB.⁹⁸

Quadro A2: Análise do cumprimento dos limiares numéricos estabelecidos na versão original do PEC pelos países da UEM

Países da AE	Ano(s) de violação do limiar da dívida	Média do excedente de incumprimento ⁹⁹	Ano(s) de violação do limiar do défice	Média do excedente de incumprimento
Alemanha	2003 a 2015	11,11	2001 a 2005; 2009 a 2010	-0,67
Áustria	1999 a 2015	13,04	2004; 2009 e 2010	-1,93
Bélgica	1999 a 2015	24,89	2009 a 2014	-0,98
Chipre	2003 a 2005; 2011 a 2015	21,42	1999; 2002 a 2004; 2009 a 2014	-2,30
Eslováquia	—	—	1999 a 2002; 2006; 2009 a 2012	-3,81
Eslovénia	2013 a 2015	18,35	2000 e 2001; 2009 a 2014	-3,29
Espanha	1999; 2011 a 2015	25,27	2008 a 2015	-4,88
Estónia	—	—	1999	-0,30

⁹⁷ Informação acedida no dia 3 de junho de 2017 no site da CE através da seguinte ligação: https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/economic-and-fiscal-policy-coordination/eu-economic-governance-monitoring-prevention-correction/stability-and-growth-pact_en.

⁹⁸ Cada país pode apresentar um rácio que exceda o valor de referência, no entanto este têm de verificar uma trajetória decrescente e aproximar-se do limiar dos 60% do PIB.

⁹⁹ O excedente de incumprimento é o excesso acima do limiar estabelecido no PEC, no caso da dívida corresponde ao valor da dívida pública acima dos 60% do PIB (*e.g.*, perante uma dívida pública de 76%, o excedente de incumprimento considerado é de 16%), e no caso do SO corresponde ao valor do défice superior a 3% do PIB.

Finlândia	2015	3,53	2014	-0,20
França	2003 a 2015	17,94	2002 a 2005; 2008 a 2015	-1,36
Grécia	1999 a 2015	68,40	1999 a 2015	-4,95
Holanda	2011 a 2015	5,77	2009 a 2012	-1,65
Irlanda	2009 a 2015	37,20	2008 a 2014	-8,84
Itália	1999 a 2015	51,15	2001 a 2006; 2009 a 2011	-0,83
Letónia	–	–	1999; 2008 a 2011	-2,82
Lituânia	–	–	2000 e 2001; 2008 a 2012	-2,40
Luxemburgo	–	–	–	–
Malta	1999 a 2015	5,90	1999 a 2004; 2009 e 2010;2012	-2,15
Portugal	2004 a 2015	35,39	2000 a 2006; 2008 a 2015	-2,78

Fonte: Cálculos próprios com base nos dados obtidos no Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>) e na AMECO (http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm), acedidos em 19 de março de 2017.

Legenda: O traço “ – ” refere-se à ausência de incumprimento do critério ao longo de todo o período temporal considerado. Valores expressos em percentagem do PIB.

Nota: Evidenciar que esta análise não avalia o (in)cumprimento das regras do PEC, apenas tomou como referência os dois limiares numéricos do PEC.

Anexo C: Indicadores de sustentabilidade da dívida pública utilizados pela CE

Sustentabilidade no curto-prazo (CP)

Para analisar o risco de insustentabilidade orçamental num horizonte temporal de um ano, a CE utiliza o indicador composto de alerta prévio S0, desenvolvido no estudo de Berti *et al.* (2012). Este indicador de sustentabilidade agrega 28 variáveis de natureza orçamental, macro-financeira e competitiva (ver Quadro A3), e analisa o comportamento desses indicadores, através de limiares de risco determinados com base em episódios de *stress* orçamental passados, para evitar problemas de sustentabilidade orçamental no CP. Como veremos, a metodologia utilizada no indicador S0 – abordagem de sinalização –, é diferente da utilizada para os indicadores S1 e S2 (Comissão Europeia, 2012b).

Quadro A3 – Variáveis utilizadas no indicador de alerta de prévio S0

Variáveis orçamentais	Variáveis não orçamentais
SO	PLII
SO primário	Poupança líquida das famílias
SO ciclicamente ajustado	Dívida do setor privado
SO primário estrutural	Fluxo de crédito do setor privado
Dívida bruta	Alavancagem, instituições financeiras
Variação da dívida pública	Dívida de CP, instituições não financeiras
Dívida públicas de CP	Dívida de CP das famílias
Dívida líquida	Construção
Necessidades de financiamento brutas	Balança corrente
$i - g$	Alterações na taxa de câmbio real efetiva
Variação das despesas públicas	Alterações nos custos unitários nominais laborais
Variação nas despesas em consumo final	Curva <i>yield</i>
Rácio <i>Old-age dependency</i>	Crescimento real do PIB
Alteração da despesa pública projetada com o envelhecimento	PIB per capita

Fonte: Comissão Europeia (2012b).

Sustentabilidade no médio-prazo (MP) e longo-prazo (LP)

A MP, a CE conta com o auxílio do indicador S1 que indica o ajustamento orçamental necessário, ao nível do SO estrutural primário, de forma a atingir um rácio de dívida pública de 60% do PIB em 2030 (Comissão Europeia, 2012b). Esse ajustamento orçamental é decomposto em três componentes (Amador *et al.*, 2016): i) o

ajustamento decorrente da posição orçamental inicial; ii) o ajustamento exigido para se obter um rácio de dívida pública de 60% do PIB até 2030; e, por fim, iii) o ajustamento relacionado com as despesas adicionais referentes ao envelhecimento da população.

Em termos quantitativos: i) se o valor do indicador S1 for inferior a 0 o país enfrenta pouco risco de insustentabilidade a MP; ii) se o valor estiver entre 0 e 3 é atribuído um risco médio ao país; mas iii) para valores superiores a 3 estamos perante um alto risco de insustentabilidade orçamental a MP (Comissão Europeia, 2012b). Assim sendo, o ajustamento orçamental necessário será tanto maior, quanto maior for o valor do indicador S1.

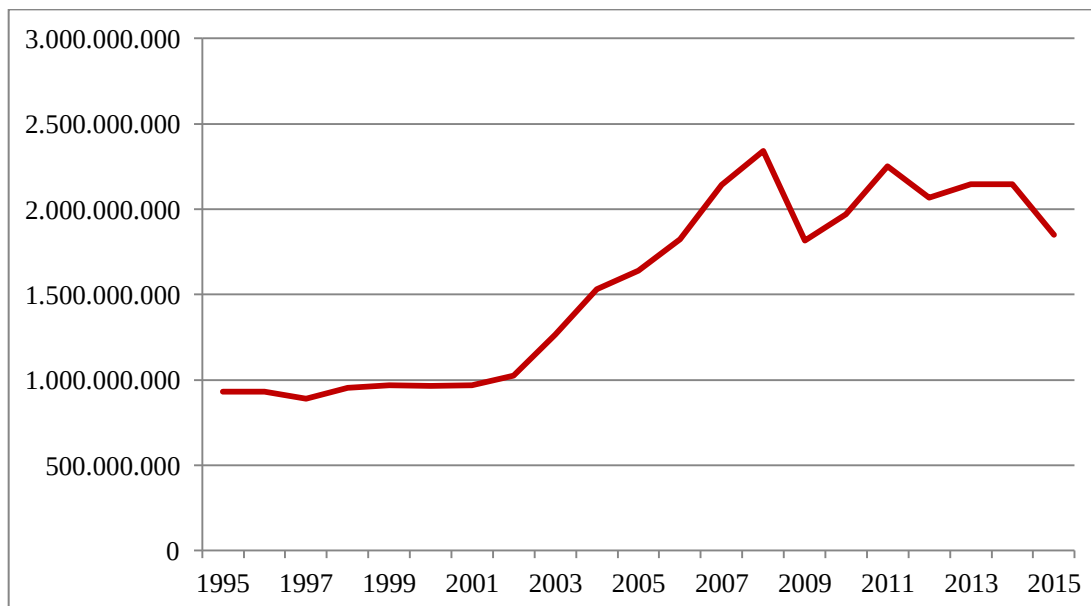
Por seu turno, o indicador S2 traduz o ajustamento do SO primário estrutural de um Estado soberano necessário para garantir o cumprimento da ROI, entrando em linha de conta com as despesas relacionadas com o envelhecimento da população (Amador *et al.*, 2016), por outras palavras, traduz o esforço orçamental necessário para garantir a estabilização da dívida pública em percentagem do PIB num horizonte temporal infinito (Comissão Europeia, 2012b). Assim, quanto maior for o valor do indicador S2 maior será o risco de insustentabilidade da dívida pública e, por conseguinte, maior o ajustamento orçamental exigido. Concretizando, se o valor do indicador de sustentabilidade S2 for: i) inferior a 2 o país apresenta baixo risco; ii) se encontrar-se entre 2 e 6, o risco é médio; mas, iii) se o valor do indicador for superior a 6 o país apresenta um alto risco de insustentabilidade orçamental no LP (Comissão Europeia, 2012b).

Anexo D: Evolução das exportações de produtos intra-AE, 1995-2015

No seguinte Quadro A4 observa-se o crescimento das exportações de produtos na AE, durante um horizonte temporal de 20 anos.

Quadro A4 – Evolução das exportações de produtos

(valores em milhares de dólares)



Fonte: Unctad (<http://unctad.org/en/Pages/statistics.aspx>). Acedido em 6 de junho de 2017.

Anexo E: Descrição das variáveis explicativas utilizadas no modelo EWS para crises de dívida pública e as respetivas fontes de extração dos dados

No Quadro A5 apresentamos a descrição das variáveis usadas, bem como as respetivas fontes. Além disso, a terceira coluna da tabela refere se estamos perante uma variável que consta do PDM da CE (ou não). As variáveis explicativas dividem-se em três grandes conjuntos: i) variáveis de natureza orçamental; ii) variáveis de natureza macroeconómica, financeira e competitiva; e, por fim, iii) variáveis que mensuram o impacto do contágio na probabilidade de surgimento de um *stress* orçamental na AE.

Quadro A5 – Descrição das variáveis explicativas do modelo EWS e fontes

Nome das variáveis (abreviação) ¹⁰⁰	Designação/Descrição das variáveis	Pertence ao PDM?	Fonte dos dados
Variáveis de natureza orçamental			
SO primário estrutural (prim_struc_balance)	Expresso em percentagem do PIB potencial	Não	AMECO
Dívida pública (pub_debt)	Expressa em percentagem do PIB	Sim	AMECO
Taxa de juro de longo prazo da dívida pública (long_term_bond)	Expressa em percentagem	Não	Eurostat ; AMECO
Variáveis de natureza macroeconómica e competitiva			
Taxa de inflação (inflation)	Taxa de variação média anual	Não	Eurostat
Posição de investimento internacional líquida (net_position)	Expressa em percentagem do PIB	Sim	Eurostat
Taxa de desemprego (unemployment)	Expressa em percentagem da população ativa	Sim	Eurostat
Variáveis que medem o contágio			
Efeito vizinhança (neighbors)	Variável <i>dummy</i>	Não	Criada pelos autores
Efeito comércio (trade_effect)	Índice ¹⁰¹	Não	Criada pelos autores
Efeito proximidade (near_SO)	Índice ¹⁰²	Não	Criada pelos autores

¹⁰⁰ A abreviação contida dentro dos parêntesis corresponde aos nomes das variáveis correspondentes utilizadas na estimação dos modelos econométricos, nesse sentido serão as abreviações que estão presentes nos *outputs* de estimação do *Eviews* presentes no Anexo L.

¹⁰¹ Os dados utilizados para a criação do índice de contágio comercial foram extraídos da UNCTADStat (<http://unctadstat.unctad.org/EN/Index.html>), acedidos em 6 de junho de 2017.

¹⁰² Os dados utilizados para a criação deste índice foram extraídos do Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), acedidos a 25 de abril de 2017.

Efeito “wake-up call” (dum_debt)	Variável <i>dummy</i>	Não	Criada pelos autores
Efeito financeiro (financial_comum)	Variável <i>dummy</i> ¹⁰³	Não	Criada pelos autores
Efeito financeiro (comum_downgrade)	Variável <i>dummy</i> ¹⁰⁴	Não	Criada pelos autores
Efeito financeiro (comum_outlook)	Variável <i>dummy</i> ¹⁰⁵	Não	Criada pelos autores
Contágio geral (contagion)	Variável <i>dummy</i>	Não	Sumner e Berti (2017)

De seguida, apresentamos uma descrição detalhada de cada uma das variáveis explicativas contidas Quadro A5:

- SO primário estrutural (expresso em percentagem do PIB potencial): obtido pela diferença entre o total das receitas públicas corrigidas das variações cíclicas e o total das despesas públicas excluindo o serviço da dívida e as variações cíclicas. Sendo que, estamos perante um défice orçamental quando o indicador apresenta um saldo negativo, caso contrário estamos perante um excedente orçamental do governo (saldo positivo).

- Dívida pública (expressa em percentagem do PIB): valor total da dívida pública bruta, em termos nominais, no final do respetivo período. Evidenciar que na estimação do nosso EWS utilizamos a dívida pública desfasada um período, o que significa que estamos a prever a ocorrência de uma crise de dívida pública em t com o valor acumulado da dívida pública em $t-1$.

- Taxa de juro de LP da dívida pública: representa a taxa de rentabilidade, no mercado secundário, das obrigações públicas com maturidade de 10 anos.

- Posição líquida de investimento internacional (expressa em percentagem do PIB): diferença entre os passivos e os ativos financeiros externos de uma economia. A PLII fornece uma visão da posição externa de um país, sendo que esta pode apresentar um valor positivo ou negativo, sendo credor ou devedor líquido, respetivamente. Evidenciar que na estimação do nosso EWS utilizamos a PLII desfasada um período, o

¹⁰³ Os dados utilizados para a criação desta variável binária foram recolhidos da base de dados SDW do BCE (<http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691115>), acedidos em 11 julho de 2017.

¹⁰⁴ O histórico dos *ratings* soberanos necessários para criar a variável binária foi recolhido da agência de *rating* S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedidos em 14 julho de 2017.

¹⁰⁵ O histórico dos *outlooks* soberanos necessários para criar a variável binária foi recolhido da agência de *rating* S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedidos em 14 julho de 2017.

que significa que estamos a prever a ocorrência de uma crise de dívida pública em t com o valor acumulado da PLII em $t-1$.

- Taxa de desemprego (expressa em termos da população ativa): representa a percentagem da população ativa que se encontra desempregada. As idades dos desempregados estão entre os 15 e 74 anos.

- Taxa de inflação: o BCE utiliza o índice harmonizado de preços ao consumidor para controlar a inflação na AE, bem como para assegurar o seu objetivo primordial de garantir a estabilidade dos preços, de acordo com o artigo 121º do Tratado de Funcionamento da UE.

- Efeito vizinhança: variável binária que assume o valor 1 se o país “vizinho” do país i está em crise no momento t , caso contrário a variável assume o valor 0.

- Efeito comércio: índice de contágio através do comércio bilateral que analisa a exposição comercial do país i ao país j em crise no ano t .

- Efeito proximidade: índice de contágio através do SO que analisa a proximidade económica do país i ao país j em crise no ano t .

- Efeito “wake-up call”: variável binária que assume o valor 1 se o *spread* do país i face à Alemanha é maior ou igual ao *spread* médio da dívida pública do(s) país(es) j em crise no momento t , caso contrário a variável assume o valor 0.

- Efeito financeiro: variável binária que assume o valor 1 para os países da AE que apresentam credores financeiros da AE relevantes em comum com o(s) país(es) j em crise, no ano de crise, 0 caso contrário.

- Efeito financeiro (downgrade): variável binária que assume o valor 1 para os países da AE que apresentam credores principais em comum com os países da AE que assistiram a um *downgrade* do seu *rating* em t , 0 caso contrário.

- Efeito financeiro (outlook): variável binária que assume o valor 1 para os países da AE que apresentam credores principais em comum com os países da AE que verificam um *outlook* negativo em t , 0 caso contrário.

- Contágio geral: variável binária que toma o valor 1 para os países da AE, se pelo menos um dos Estados-Membros da UEM enfrenta um episódio de *stress* orçamental em t ; 0 no caso oposto.

Anexo F: Estatísticas descritivas das variáveis explicativas utilizadas nos EWS de crises de dívida soberana

Com base na nossa amostra de países da AE calculamos para cada uma das variáveis explicativas, utilizadas nas especificações econométricas, algumas estatísticas descritivas, entre o período de 1999 e 2015 – ver Quadro A6. Evidenciar que estamos perante um painel não-balanceado devido há falta de observações, para alguns países da AE, principalmente, nos anos iniciais da amostra, em algumas variáveis explicativas.

Quadro A6 – Estatísticas descritivas, 1999-2015

Variáveis	Obs	Média	σ	Min	Max
SO primário estrutural	323	-0,19	3,23	-28,21	8,90
Dívida pública	323	60,26	35,43	3,66	179,68
Taxa de juro de longo prazo da dívida pública	309	4,58	2,28	0,37	22,50
Posição de investimento internacional líquida	282	-33,64	50,25	-208,00	74,20
Taxa de desemprego	323	9,16	4,55	1,90	27,50
Taxa de inflação	323	2,44	2,13	-1,70	15,30

Legenda: σ refere-se ao desvio-padrão e Min e Max refere-se ao valor mínimo e máximo, respetivamente, verificando ao longo do período temporal selecionado.

Anexo G: Matrizes de correlação entre as variáveis explicativas utilizadas nos EWS para crises de dívida pública

Quadro A7 – Matriz de correlação das variáveis explicativas da Regressão base (III)

Correlation	UNEMPLOY...	PRIM_STRU...	PUB_DEBT	NET_POSITI...	INFLATION	LONG_TER...
UNEMPLOYMENT	1.000000					
PRIM_STRUC_BA...	-0.160530	1.000000				
PUB_DEBT	0.298120	0.045643	1.000000			
NET_POSITION	-0.561579	0.276567	-0.153421	1.000000		
INFLATION	-0.128840	-0.145517	-0.350597	0.011078	1.000000	
LONG_TERM_BO...	0.400769	-0.117816	0.084469	-0.416378	0.253575	1.000000

Quadro A8 – Matriz de correlação de todas as variáveis explicativas

Correlation	PRIM_STRU...	PUB_DEBT	TRADE_EFF...	UNEMPLOY...	NET_POSITI...	NEIGHBORS	NEAR_SO	LONG_TER...	INFLATION	FINANCIAL_...	DUM_SPRE...	CONTAGION	COMUM_OU...	COMUM_DO...
PRIM_STRUC_BA...	1.000000													
PUB_DEBT	0.045643	1.000000												
TRADE_EFFECT	-0.110321	-0.070935	1.000000											
UNEMPLOYMENT	-0.160530	0.298120	0.221217	1.000000										
NET_POSITION	0.276567	-0.153421	-0.188912	-0.561579	1.000000									
NEIGHBORS	0.048409	0.221935	0.570995	0.255053	-0.036175	1.000000								
NEAR_SO	-0.136686	0.110326	0.302088	0.114106	0.062779	0.406732	1.000000							
LONG_TERM_BO...	-0.117816	0.084469	0.102458	0.400769	-0.416378	0.054362	-0.157661	1.000000						
INFLATION	-0.145517	-0.350597	0.103027	-0.128840	0.011078	-0.051445	-0.169982	0.253575	1.000000					
FINANCIAL_COMUM	-0.031200	0.158937	0.376307	0.097678	0.105912	0.391838	0.535628	-0.268351	-0.156362	1.000000				
DUM_SPREAD	-0.063317	0.156745	0.254099	0.290148	-0.245837	0.227609	0.015737	0.467969	0.091297	0.084703	1.000000			
CONTAGION	-0.149402	0.269227	0.376081	0.195529	-0.073243	0.432445	0.620639	-0.210752	-0.278329	0.724238	0.174347	1.000000		
COMUM_OUTLOOK	-0.055987	0.140915	0.190340	0.101092	0.065031	0.235374	0.355016	-0.229642	-0.233038	0.568996	0.188470	0.572259	1.000000	
COMUM_DOWNG...	-0.047433	0.136815	0.106386	0.024470	0.128704	0.209854	0.321938	-0.282484	-0.141035	0.607776	0.056536	0.521867	0.656745	1.000000

Anexo H: *Spreads* médios das taxas de juro das obrigações soberanas a 10 anos dos países da AE face às obrigações alemãs, 1999-2015

Quadro A9 – *Spreads* médios das taxas de juro das obrigações soberanas a 10 anos

País	<i>Spreads</i> – 1999 a 2008	<i>Spreads</i> – 2009 a 2015
Áustria	0,2	0,5
Bélgica	0,2	0,9
Chipre	1,4	3,7
Eslováquia	1,4	1,5
Eslovénia	1,2	2,4
Espanha	0,2	2,2
Finlândia	0,1	0,3
França	0,1	0,6
Grécia	0,6	9,4
Holanda	0,1	0,3
Irlanda	0,2	3,0
Itália	0,3	2,1
Letónia	1,2	3,8
Lituânia	1,1	3,5
Luxemburgo	-0,2	0,3
Malta	0,8	1,6
Portugal	0,2	4,2

Fonte: Cálculos dos autores com base nos dados retirados do Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>), acedido a 21 de abril de 2017.

Legenda: Valores em pp.

Nota: Por falta de dados nos anos posteriores a 2010, excluímos a Estónia desta análise. Os seis países destacados na tabela correspondem aos países que enfrentaram pelo menos um episódio de *stress* orçamental, entre 1999 e 2015.

Anexo I: Credores financeiros dos países da AE

De seguida, apresentamos os principais credores dos países da AE – Quadro A10. Como foi referido anteriormente, os principais credores financeiros correspondem aos países da AE que apresentam créditos numa parcela igual ou superior a 10% do total de empréstimos concebidos a esse país. Destacar que toda análise assentou nos 19 países da AE, quer na ótica de devedor, quer na ótica de credor financeiro.

Quadro A10 – Principais credores financeiros dos países da AE, 2003¹⁰⁶-2015

Ano/País	Principais credores financeiros dos países da AE												
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Alemanha	ES; IT; NL	ES; IT; NL	AT; ES; IT; NL	AT; ES; IT; NL	AT; ES; IT; NL	AT; IT; NL	AT; IT; NL	AT; IT; NL	AT; IT; NL	AT; ES; IT; NL	AT; IT; NL	AT; BE; IT; NL	AT; BE; IT; NL
Áustria	ES; IT; NL	ES; IT; NL	CY; ES; IT; MT	ES; IT; MT	ES; IT	CY; IT	CY; ES; IT; NL; SI; SK	CY; ES; IT; MT; SK	ES; IT; MT; SK	DE	DE	DE	DE
Bélgica	IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	DE; ES; IT; NL	DE; ES; NL	DE; ES; IT; NL	DE; IT; NL
Chipre		DE	AT	AT	AT; DE	AT	AT	EL	EL	EL	EL	EL	EL
Eslováquia		DE; IT; NL	AT; DE; NL	AT; DE; NL	AT; NL	AT; NL	AT; NL	AT	AT; IT	AT; DE	AT; IT	AT; BE; DE	AT; BE; DE
Eslovénia		DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE
Espanha	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	DE; IT	DE; IT	BE; DE; IT	DE; IT

¹⁰⁶ Ano mais recente para o qual conseguimos obter dados.

Estónia		DE; FI	DE; FI	DE; FI	AT; FI	FI	AT; DE	AT; DE; LV	DE; LT; LV	AT; LT; LV	DE; LT; LV	DE; LV	FI; LV
Finlândia	ES	ES; LT; NL	ES; LT	AT; ES; IT	CY; ES; IT; LT	EE; ES; LT	AT; ES; LT	ES; LT	ES; LT; LV	DE; EE, ES; LT	DE; EE; ES	DE; ES; LV	BE; DE; EE; ES
França	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT; NL	ES; IT	ES; IT	DE; ES; IT	DE; ES; IT	DE; ES; IT	BE; DE; ES; IT
Grécia	IT; NL	IT; NL	CY; IT; NL	CY; IT; NL	CY; IT; NL	CY; NL	CY	CY	CY	CY; DE	CY; DE	CY; DE	CY; DE
Holanda	ES; IT	ES; IT	ES; IT	ES; IT	AT; ES; IT	ES; IT	AT; ES; IT	ES; IT; MT	AT; ES; IT; MT	DE	DE	BE; DE	BE; DE
Irlanda	IT; NL	ES; IT; NL	AT; IT; NL	ES; IT; NL	AT; IT; NL	AT; IT; NL	AT; IT; NL	IT	IT	DE; IT	DE; IT	BE; DE; IT	BE; DE; IT
Itália	ES; NL	ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	AT; ES; NL	DE; ES; NL	DE; ES	DE; ES; NL	DE; ES; NL
Letónia		DE; FI	AT; DE; FI	AT; DE; FI	AT; DE; FI	AT; DE; FI	AT; DE; EE	AT; DE; EE	AT; DE; EE; LT	AT; DE; CY; EE	AT; EE	EE; LT	EE; IT; LT
Lituânia		DE; FI	DE; FI	AT; DE; FI	AT; DE; FI	DE; EE; FI	AT; DE; EE	AT; EE; LV	EE; LV	EE; LV	FI	EE; LV	EE; LV
Luxemburgo	ES; IT; NL	IT; NL	AT; ES; IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	IT; NL	EL; IT; NL	EL; IT; NL	DE	DE	DE	DE
Malta		DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE	AT; DE; EL	AT; DE	AT; DE	AT; BE; DE	DE
Portugal	ES	ES	ES	ES	ES	ES	ES	ES	ES	DE; ES	DE; ES	BE; DE; ES	DE; ES

Fonte: Elaboração própria com base nos dados recolhidos da base de dados SDW do BCE (<http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691115>), acedidos em 11 julho de 2017.

Nota: Alemanha – DE; Áustria – AT; Bélgica – BE; Chipre – CY; Eslováquia – SK; Eslovénia – SI; Espanha – ES; Estónia – EE; Finlândia – FI; França – FR; Grécia – EL; Holanda – NL; Irlanda – IE; Itália – IT; Letónia – LV; Lituânia – LT; Luxemburgo – LU; Malta – MT e Portugal – PT.

Anexo J: Ratings de crédito - *Standard and Poor's* (S&P)

Segundo a S&P, o *rating* é uma opinião sobre a qualidade do crédito, *i.e.*, sobre a capacidade e vontade dos devedores em honrar as suas obrigações financeiras. Neste caso, os *ratings* são expressos por letras, de AAA (melhor classificação) a D (pior classificação), que traduzem o nível de risco de crédito atribuído pela agência de *rating*, *e.g.*, ao Estado soberano.¹⁰⁷

Quadro A11 – Ratings de crédito

Rating – S&P	
Grau de investimento	AAA
	AA+
	AA
	AA-
	A+
	A
	A-
	BBB+
	BBB
	BBB-
Grau especulativo	BB+
	BB
	BB-
	B+
	B
	B-
	CCC+
	CCC
	CCC-
	CC
	SD
	D

Fonte: S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedida em 25 de julho de 2017.

¹⁰⁷ Fonte: Página web “S&P Global Ratings Definitions”, presente no site da S&P, acedida no dia 25 de julho de 2017 através da seguinte ligação: http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/sourceId/504352.

Anexo K: Análise dos ratings e dos outlooks dos países da AE, 2003-2015

Os quadros que se seguem apresentam apenas os países da AE que assistiram um *downgrade* (Quadro A12) ou um *outlook* negativo (Quadro A13), durante o período analisado.

Quadro A12 - Países da AE que assistiram a uma descida do rating

País da AE	Ano do <i>downgrade</i>	Alteração verificada na notação financeira
Áustria	2012	AAA → AA+
Bélgica	2011	AA+ → AA
Chipre	2010 2011 2012	A+ → A A → BBB BBB → CCC+
Eslováquia	2012	A+ → A
Eslovénia	2011 2012 2013	AA → AA- AA- → A A → A-
Espanha	2009 2010 2011 2012	AAA → AA+ AA+ → AA AA → AA- AA- → BBB-
Estónia	2009	A → A-
Finlândia	2014	AAA → AA+
França	2012	AAA → AA+
Grécia	2004 2009 2010 2011 2015	A+ → A A → BBB+ BBB+ → BB+ BB+ → CC B → CCC+
Holanda	2013	AAA → AA+
Irlanda	2009 2012 2013	AAA → AA AA → A A → BBB+
Itália	2005 2006 2011 2012 2013 2014	AA → AA- AA- → A+ A+ → A A → BBB+ BBB+ → BBB BBB → BBB-
Letónia	2007 2008 2009	A- → BBB+ BBB+ → BBB- BBB- → BB
Lituânia	2008 2009	A → BBB+ BBB+ → BBB

Malta	2012 2013	A → A- A- → BBB+
Portugal	2005 2009 2010 2011 2012	AA → AA- AA- → A+ A+ → A- A- → BBB- BBB- → BB

Fonte: S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedido em 14 de julho de 2017.

Quadro A13 – Países da AE que registaram um *outlook* negativo

País	Ano
Áustria	2012
Bélgica	2010; 2012; 2013
França	2012; 2014; 2015
Itália	2003; 2005; 2012; 2013
Luxemburgo	2012
Holanda	2012
Finlândia	2012; 2015
Grécia	2011
Irlanda	2009; 2012
Malta	2012
Portugal	2004; 2009; 2012
Espanha	2010; 2012
Chipre	2012
Estónia	2007; 2008; 2009
Letónia	2007; 2009
Lituânia	2007; 2008; 2009
Eslovénia	2010

Fonte: S&P (http://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/home), acedido em 14 de julho de 2017.

Anexo L: Outputs de estimação dos modelos EWS de crises de dívida pública

Aqui apresentamos os *outputs* das estimações dos modelos obtidos no *Eviews* 8.

Regressão I: Modelo só com variáveis orçamentais

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 06/20/17 Time: 15:20
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 309 after adjustments
Convergence achieved after 5 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-8.930283	1.640386	-5.444012	0.0000
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.125933	0.040973	-3.073522	0.0021
PUB_DEBT(-1)	0.036644	0.011289	3.246141	0.0012
LONG_TERM_BOND	0.672416	0.152692	4.403748	0.0000
McFadden R-squared	0.427852	Mean dependent var		0.077670
S.D. dependent var	0.268086	S.E. of regression		0.195699
Akaike info criterion	0.338330	Sum squared resid		11.68094
Schwarz criterion	0.386658	Log likelihood		-48.27198
Hannan-Quinn criter.	0.357652	Deviance		96.54396
Restr. deviance	168.7395	Restr. log likelihood		-84.36975
LR statistic	72.19554	Avg. log likelihood		-0.156220
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	285	Total obs		309
Obs with Dep=1	24			

Regressão II: Modelo só com variáveis não-orçamentais

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 06/20/17 Time: 15:21
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 268 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-8.793574	1.498490	-5.868289	0.0000
INFLATION	0.279391	0.116413	2.399989	0.0164
NET_POSITION(-1)	-0.044024	0.011747	-3.747499	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.212410	0.068642	3.094449	0.0020
McFadden R-squared	0.496148	Mean dependent var		0.089552
S.D. dependent var	0.286073	S.E. of regression		0.218270
Akaike info criterion	0.333674	Sum squared resid		12.57747
Schwarz criterion	0.387271	Log likelihood		-40.71232
Hannan-Quinn criter.	0.355201	Deviance		81.42464
Restr. deviance	161.6043	Restr. log likelihood		-80.80217
LR statistic	80.17971	Avg. log likelihood		-0.151912
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	244	Total obs		268
Obs with Dep=1	24			

Regressão III: Modelo com variáveis orçamentais e não-orçamentais – Regressão base

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 06/20/17 Time: 15:22
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.17434	3.082379	-3.949657	0.0001
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.087033	0.047110	-1.847441	0.0647
PUB_DEBT(-1)	0.023920	0.011526	2.075303	0.0380
LONG_TERM_BOND	0.509009	0.175934	2.893174	0.0038
INFLATION	0.269415	0.155748	1.729814	0.0837
NET_POSITION(-1)	-0.041383	0.011285	-3.667011	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.125096	0.065952	1.896777	0.0579
McFadden R-squared	0.630061	Mean dependent var		0.092308
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression		0.169145
Akaike info criterion	0.281614	Sum squared resid		7.238376
Schwarz criterion	0.377478	Log likelihood		-29.60979
Hannan-Quinn criter.	0.320153	Deviance		59.21958
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood		-80.03963
LR statistic	100.8597	Avg. log likelihood		-0.113884
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs		260
Obs with Dep=1	24			

Regressão IV: Modelo com contágio via efeito vizinhança

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 06/20/17 Time: 15:22
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.08859	3.193607	-3.785248	0.0002
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.088827	0.045864	-1.936737	0.0528
PUB_DEBT(-1)	0.024269	0.010894	2.227662	0.0259
LONG_TERM_BOND	0.508245	0.179077	2.838138	0.0045
INFLATION	0.261821	0.171283	1.528588	0.1264
NET_POSITION(-1)	-0.041001	0.011620	-3.528658	0.0004
UNEMPLOYMENT	0.114026	0.083584	1.364200	0.1725
NEIGHBORS	0.297313	0.923198	0.322046	0.7474
McFadden R-squared	0.630946	Mean dependent var		0.092308
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression		0.171298
Akaike info criterion	0.288761	Sum squared resid		7.394440
Schwarz criterion	0.398321	Log likelihood		-29.53894
Hannan-Quinn criter.	0.332805	Deviance		59.07789
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood		-80.03963
LR statistic	101.0014	Avg. log likelihood		-0.113611
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs		260
Obs with Dep=1	24			

Regressão V: Modelo com contágio via canal comercial

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 08/09/17 Time: 14:18
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.17165	3.010563	-4.042979	0.0001
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.086084	0.047987	-1.793922	0.0728
PUB_DEBT(-1)	0.024739	0.010165	2.433804	0.0149
LONG_TERM_BOND	0.505600	0.182677	2.767723	0.0056
INFLATION	0.257344	0.183146	1.405128	0.1600
NET_POSITION(-1)	-0.040928	0.011874	-3.446946	0.0006
UNEMPLOYMENT	0.117994	0.076019	1.552154	0.1206
TRADE_EFFECT	12.84563	27.08014	0.474356	0.6352
McFadden R-squared	0.631957	Mean dependent var		0.092308
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression		0.172170
Akaike info criterion	0.288139	Sum squared resid		7.469931
Schwarz criterion	0.397698	Log likelihood		-29.45801
Hannan-Quinn criter.	0.332183	Deviance		58.91602
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood		-80.03963
LR statistic	101.1632	Avg. log likelihood		-0.113300
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs		260
Obs with Dep=1	24			

Regressão VI: Modelo com contágio “wake-up call”, SO

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 07/01/17 Time: 15:52
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.37539	3.420068	-3.618462	0.0003
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.067040	0.047023	-1.425662	0.1540
PUB_DEBT(-1)	0.025299	0.013276	1.905640	0.0567
LONG_TERM_BOND	0.521433	0.188902	2.760340	0.0058
INFLATION	0.291108	0.171263	1.699767	0.0892
NET_POSITION(-1)	-0.040954	0.010854	-3.773030	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.115093	0.061931	1.858424	0.0631
NEAR_SO	0.021065	0.031236	0.674361	0.5001
McFadden R-squared	0.631784	Mean dependent var		0.092308
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression		0.167684
Akaike info criterion	0.288245	Sum squared resid		7.085693
Schwarz criterion	0.397805	Log likelihood		-29.47189
Hannan-Quinn criter.	0.332290	Deviance		58.94377
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood		-80.03963
LR statistic	101.1355	Avg. log likelihood		-0.113353
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs		260
Obs with Dep=1	24			

Regressão VII: Modelo com contágio “wake-up call”, spread

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 07/16/17 Time: 09:47
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-11.49369	3.230052	-3.558361	0.0004
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.081336	0.050669	-1.605244	0.1084
PUB_DEBT(-1)	0.027966	0.013486	2.073756	0.0381
LONG_TERM_BOND	0.337095	0.183478	1.837250	0.0662
INFLATION	0.156652	0.148558	1.054486	0.2917
NET_POSITION(-1)	-0.040849	0.012123	-3.369555	0.0008
UNEMPLOYMENT	0.116357	0.063968	1.819006	0.0689
DUM_SPREAD	3.172790	1.693749	1.873235	0.0610
McFadden R-squared	0.664492	Mean dependent var	0.092308	
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression	0.164182	
Akaike info criterion	0.268107	Sum squared resid	6.792820	
Schwarz criterion	0.377667	Log likelihood	-26.85394	
Hannan-Quinn criter.	0.312152	Deviance	53.70788	
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood	-80.03963	
LR statistic	106.3714	Avg. log likelihood	-0.103284	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs	260	
Obs with Dep=1	24			

Regressão VIII: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de crise

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 08/07/17 Time: 11:09
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.31150	3.307202	-3.722633	0.0002
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.080369	0.047099	-1.706402	0.0879
PUB_DEBT(-1)	0.025986	0.013288	1.955580	0.0505
LONG_TERM_BOND	0.479416	0.165556	2.895789	0.0038
INFLATION	0.295182	0.152238	1.938951	0.0525
NET_POSITION(-1)	-0.040472	0.011221	-3.606838	0.0003
UNEMPLOYMENT	0.165718	0.079306	2.089611	0.0367
FINANCIAL_COMUM	-0.892401	0.843659	-1.057775	0.2902
McFadden R-squared	0.637500	Mean dependent var	0.092308	
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression	0.164911	
Akaike info criterion	0.284726	Sum squared resid	6.853264	
Schwarz criterion	0.394286	Log likelihood	-29.01440	
Hannan-Quinn criter.	0.328770	Deviance	58.02880	
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood	-80.03963	
LR statistic	102.0505	Avg. log likelihood	-0.111594	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs	260	
Obs with Dep=1	24			

Regressão IX: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de *downgrade*

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 08/28/17 Time: 19:17
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.16048	3.030188	-4.013112	0.0001
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.081896	0.046419	-1.764263	0.0777
PUB_DEBT(-1)	0.023279	0.011076	2.101780	0.0356
LONG_TERM_BOND	0.521092	0.189381	2.751545	0.0059
INFLATION	0.250519	0.146139	1.714260	0.0865
NET_POSITION(-1)	-0.041690	0.011223	-3.714878	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.110844	0.065535	1.691381	0.0908
COMUM_DOWNGRADE	0.325175	0.632419	0.514177	0.6071
McFadden R-squared	0.631162	Mean dependent var	0.092308	
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression	0.169247	
Akaike info criterion	0.288628	Sum squared resid	7.218447	
Schwarz criterion	0.398188	Log likelihood	-29.52165	
Hannan-Quinn criter.	0.332672	Deviance	59.04331	
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood	-80.03963	
LR statistic	101.0359	Avg. log likelihood	-0.113545	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs	260	
Obs with Dep=1	24			

Regressão X: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de *outlook* negativo

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 08/06/17 Time: 06:58
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.17729	3.069520	-3.967166	0.0001
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.084400	0.046317	-1.822213	0.0684
PUB_DEBT(-1)	0.023899	0.011370	2.101900	0.0356
LONG_TERM_BOND	0.511782	0.179591	2.849709	0.0044
INFLATION	0.265553	0.150582	1.763502	0.0778
NET_POSITION(-1)	-0.041357	0.011230	-3.682598	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.119938	0.069552	1.724433	0.0846
COMUM_OUTLOOK	0.142191	0.652712	0.217846	0.8275
McFadden R-squared	0.630298	Mean dependent var	0.092308	
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression	0.169304	
Akaike info criterion	0.289160	Sum squared resid	7.223287	
Schwarz criterion	0.398720	Log likelihood	-29.59082	
Hannan-Quinn criter.	0.333205	Deviance	59.18165	
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood	-80.03963	
LR statistic	100.8976	Avg. log likelihood	-0.113811	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs	260	
Obs with Dep=1	24			

Regressão XI: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de *outlook* negativo - entre 2008 e 2015

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 08/05/17 Time: 20:14
Sample (adjusted): 2008 2015
Included observations: 147 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-36.86513	9.207259	-4.003920	0.0001
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.155252	0.089017	-1.744078	0.0811
PUB_DEBT(-1)	0.059903	0.037121	1.613711	0.1066
LONG_TERM_BOND	1.431394	0.430787	3.322742	0.0009
INFLATION	0.824635	0.325621	2.532501	0.0113
NET_POSITION(-1)	-0.156166	0.036954	-4.225922	0.0000
UNEMPLOYMENT	0.299466	0.144873	2.067099	0.0387
COMUM_OUTLOOK	-2.408805	2.210357	-1.089781	0.2758
COMUM_OUTLOOK(-1)	3.378187	1.942539	1.739058	0.0820
McFadden R-squared	0.844135	Mean dependent var	0.149660	
S.D. dependent var	0.357957	S.E. of regression	0.155375	
Akaike info criterion	0.254036	Sum squared resid	3.331525	
Schwarz criterion	0.437123	Log likelihood	-9.671621	
Hannan-Quinn criter.	0.328426	Deviance	19.34324	
Restr. deviance	124.1029	Restr. log likelihood	-62.05144	
LR statistic	104.7596	Avg. log likelihood	-0.065793	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	125	Total obs	147	
Obs with Dep=1	22			

Regressão XII: Modelo com a variável contágio do estudo de Sumner e Berti (2017)

Dependent Variable: FISCAL_STRESS
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 07/16/17 Time: 10:14
Sample (adjusted): 1999 2015
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-12.85293	2.824007	-4.551308	0.0000
PRIM_STRUC_BALAN...	-0.059263	0.059149	-1.001921	0.3164
PUB_DEBT(-1)	0.019808	0.011972	1.654440	0.0980
LONG_TERM_BOND	0.528961	0.193792	2.729524	0.0063
INFLATION	0.293220	0.171634	1.708404	0.0876
NET_POSITION(-1)	-0.041425	0.010995	-3.767734	0.0002
UNEMPLOYMENT	0.100339	0.072131	1.391072	0.1642
CONTAGION	1.486501	1.001241	1.484659	0.1376
McFadden R-squared	0.643050	Mean dependent var	0.092308	
S.D. dependent var	0.290018	S.E. of regression	0.172323	
Akaike info criterion	0.281309	Sum squared resid	7.483215	
Schwarz criterion	0.390868	Log likelihood	-28.57016	
Hannan-Quinn criter.	0.325353	Deviance	57.14032	
Restr. deviance	160.0793	Restr. log likelihood	-80.03963	
LR statistic	102.9389	Avg. log likelihood	-0.109885	
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	236	Total obs	260	
Obs with Dep=1	24			

Anexo M: Outputs das matrizes de confronto dos valores observados com os valores preditos

Regressão I: Modelo só com variáveis orçamentais

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ01

Date: 06/15/17 Time: 16:34

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	280	9	289	285	24	309
P(Dep=1)>C	5	15	20	0	0	0
Total	285	24	309	285	24	309
Correct	280	15	295	285	0	285
% Correct	98.25	62.50	95.47	100.00	0.00	92.23
% Incorrect	1.75	37.50	4.53	0.00	100.00	7.77
Total Gain*	-1.75	62.50	3.24			
Percent Gain**	NA	62.50	41.67			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	272.77	12.23	285.00	262.86	22.14	285.00
E(# of Dep=1)	12.23	11.77	24.00	22.14	1.86	24.00
Total	285.00	24.00	309.00	285.00	24.00	309.00
Correct	272.77	11.77	284.54	262.86	1.86	264.73
% Correct	95.71	49.05	92.09	92.23	7.77	85.67
% Incorrect	4.29	50.95	7.91	7.77	92.23	14.33
Total Gain*	3.48	41.28	6.41			
Percent Gain**	44.76	44.76	44.76			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão II: Modelo só com variáveis não-orçamentais

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ02

Date: 06/15/17 Time: 16:35

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	232	4	236	244	24	268
P(Dep=1)>C	12	20	32	0	0	0
Total	244	24	268	244	24	268
Correct	232	20	252	244	0	244
% Correct	95.08	83.33	94.03	100.00	0.00	91.04
% Incorrect	4.92	16.67	5.97	0.00	100.00	8.96
Total Gain*	-4.92	83.33	2.99			
Percent Gain**	NA	83.33	33.33			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	231.64	12.36	244.00	222.15	21.85	244.00
E(# of Dep=1)	12.36	11.64	24.00	21.85	2.15	24.00
Total	244.00	24.00	268.00	244.00	24.00	268.00
Correct	231.64	11.64	243.28	222.15	2.15	224.30
% Correct	94.93	48.50	90.78	91.04	8.96	83.69
% Incorrect	5.07	51.50	9.22	8.96	91.04	16.31
Total Gain*	3.89	39.54	7.08			
Percent Gain**	43.43	43.43	43.43			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão III: Modelo com variáveis orçamentais e não-orçamentais – Regressão base

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ03

Date: 06/15/17 Time: 16:36

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	226	3	229	236	24	260
P(Dep=1)>C	10	21	31	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	226	21	247	236	0	236
% Correct	95.76	87.50	95.00	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.24	12.50	5.00	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.24	87.50	4.23			
Percent Gain**	NA	87.50	45.83			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.01	7.99	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.99	16.01	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.01	16.01	244.02	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.61	66.70	93.85	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.39	33.30	6.15	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.84	57.47	10.61			
Percent Gain**	63.31	63.31	63.31			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão IV: Modelo com contágio via efeito vizinhança

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ10

Date: 08/09/17 Time: 16:55

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	226	3	229	236	24	260
P(Dep=1)>C	10	21	31	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	226	21	247	236	0	236
% Correct	95.76	87.50	95.00	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.24	12.50	5.00	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.24	87.50	4.23			
Percent Gain**	NA	87.50	45.83			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	227.95	8.05	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	8.05	15.95	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	227.95	15.95	243.90	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.59	66.46	93.81	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.41	33.54	6.19	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.82	57.23	10.56			
Percent Gain**	63.05	63.05	63.05			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão V: Modelo com contágio via canal comercial

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ11

Date: 08/09/17 Time: 16:58

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	225	3	228	236	24	260
P(Dep=1)>C	11	21	32	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	225	21	246	236	0	236
% Correct	95.34	87.50	94.62	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.66	12.50	5.38	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.66	87.50	3.85			
Percent Gain**	NA	87.50	41.67			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	227.91	8.09	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	8.09	15.91	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	227.91	15.91	243.83	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.57	66.31	93.78	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.43	33.69	6.22	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.80	57.08	10.54			
Percent Gain**	62.88	62.88	62.88			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão VI: Modelo com contágio “wake-up call”, SO

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ13

Date: 08/09/17 Time: 17:01

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	226	3	229	236	24	260
P(Dep=1)>C	10	21	31	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	226	21	247	236	0	236
% Correct	95.76	87.50	95.00	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.24	12.50	5.00	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.24	87.50	4.23			
Percent Gain**	NA	87.50	45.83			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.10	7.90	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.90	16.10	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.10	16.10	244.21	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.65	67.10	93.93	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.35	32.90	6.07	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.88	57.87	10.68			
Percent Gain**	63.75	63.75	63.75			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão VII: Modelo com variável do contágio “wake-up call”, spread

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ01_SPREAD

Date: 07/16/17 Time: 10:08

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	225	3	228	236	24	260
P(Dep=1)>C	11	21	32	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	225	21	246	236	0	236
% Correct	95.34	87.50	94.62	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.66	12.50	5.38	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.66	87.50	3.85			
Percent Gain**	NA	87.50	41.67			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.61	7.39	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.39	16.61	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.61	16.61	245.23	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.87	69.22	94.32	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.13	30.78	5.68	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	6.10	59.99	11.07			
Percent Gain**	66.09	66.09	66.09			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão VIII: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de crise

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ03

Date: 08/09/17 Time: 17:02

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	227	2	229	236	24	260
P(Dep=1)>C	9	22	31	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	227	22	249	236	0	236
% Correct	96.19	91.67	95.77	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	3.81	8.33	4.23	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-3.81	91.67	5.00			
Percent Gain**	NA	91.67	54.17			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.29	7.71	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.71	16.29	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.29	16.29	244.58	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.73	67.87	94.07	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.27	32.13	5.93	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.96	58.63	10.82			
Percent Gain**	64.60	64.60	64.60			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão IX: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de *downgrade*

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ08

Date: 08/09/17 Time: 17:07

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	225	3	228	236	24	260
P(Dep=1)>C	11	21	32	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	225	21	246	236	0	236
% Correct	95.34	87.50	94.62	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	4.66	12.50	5.38	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-4.66	87.50	3.85			
Percent Gain**	NA	87.50	41.67			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.05	7.95	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.95	16.05	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.05	16.05	244.09	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.63	66.86	93.88	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.37	33.14	6.12	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.86	57.63	10.64			
Percent Gain**	63.49	63.49	63.49			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Regressão X: Modelo com contágio via canal financeiro, anos de *outlook* negativo

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ09

Date: 08/09/17 Time: 17:04

Success cutoff: C = 0.25

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	227	3	230	236	24	260
P(Dep=1)>C	9	21	30	0	0	0
Total	236	24	260	236	24	260
Correct	227	21	248	236	0	236
% Correct	96.19	87.50	95.38	100.00	0.00	90.77
% Incorrect	3.81	12.50	4.62	0.00	100.00	9.23
Total Gain*	-3.81	87.50	4.62			
Percent Gain**	NA	87.50	50.00			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	228.02	7.98	236.00	214.22	21.78	236.00
E(# of Dep=1)	7.98	16.02	24.00	21.78	2.22	24.00
Total	236.00	24.00	260.00	236.00	24.00	260.00
Correct	228.02	16.02	244.04	214.22	2.22	216.43
% Correct	96.62	66.75	93.86	90.77	9.23	83.24
% Incorrect	3.38	33.25	6.14	9.23	90.77	16.76
Total Gain*	5.85	57.52	10.62			
Percent Gain**	63.37	63.37	63.37			

*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

**Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation