



Determinantes, custos e sustentabilidade da dívida pública – uma aplicação para a União Europeia

por

Sara Isabel Dias Sanfins dos Santos

Tese de Mestrado em Economia

Orientada por

Vitor Carvalho

Ana Paula Ribeiro

Julho 2013

Nota biográfica

Sara Isabel Dias Sanfins dos Santos nasce a 4 de julho de 1983 em Matosinhos, cidade onde ainda reside.

Em 2001, ingressa na licenciatura bietápica em Contabilidade e Administração no Instituto Superior de Contabilidade e Administração do Porto (ISCAP).

Detentora do grau de Bacharel em Contabilidade e Administração, em 2005 é inscrita na Câmara dos Técnicos Oficiais de Contas (CTOC) – atual Ordem dos Técnicos Oficiais de Contas (OTOC).

Em 2008, licencia-se em Economia pela Faculdade de Economia do Porto (FEP).

No mesmo ano realiza um estágio profissional na Caixa Geral de Depósitos e em abril de 2009 integra a equipa executiva do Health Cluster Portugal – Associação do Pólo de Competitividade da Saúde, uma iniciativa no âmbito das Estratégias de Eficiência Coletiva do QREN, onde permanece até hoje como responsável pela área financeira.

Em paralelo com a atividade profissional, em 2010 ingressa no Mestrado em Economia na FEP, no âmbito do qual se insere a presente dissertação.

Agradecimentos

Abracei este projeto como mais um desafio e uma oportunidade na minha formação. Durante esta jornada tive muitas pequenas vitórias mas tive também momentos de desalento. Em todos esses momentos pude contar com palavras amigas, expressas ou ditas em silêncio, de reconhecimento e de motivação. E é por isso, que este trabalho não é só meu mas também de todos aqueles que de forma mais ou menos direta contribuíram para a sua conclusão.

Assim, quero começar por agradecer à minha mãe, pelo seu exemplo de coragem que todos os dias me inspira e pelo seu amor e apoio incondicional.

Quero agradecer ao meu irmão, por me ter incitado a ser mais disciplinada e ambiciosa.

Agradeço ao meu namorado pelo companheirismo e pelo carinho sempre presente.

Agradeço à minha família e amigos pela compreensão nos momentos em que estive mais ausente.

Quero agradecer aos meus orientadores, Professor Doutor Vitor Carvalho e Professora Doutora Ana Paula Ribeiro, pela motivação, disponibilidade, fácil acessibilidade e simpatia sempre presentes ao longo de todo este trabalho.

E por último, mas não menos importante, um muito OBRIGADO ao meu pai, que sempre iluminou o meu caminho e que, não me podendo dar um abraço apertado neste momento por já não estar entre nós, sei que onde ele está, está a olhar por e para mim e fá-lo com orgulho. Obrigado PAI.

Resumo

A recente crise de dívida pública que assolou Portugal exigindo o resgate financeiro por parte do que vulgarmente se designa por *Troika* (Comissão Europeia, Banco Central Europeu e Fundo Monetário Internacional), resgate ao qual outros países da União Europeia foram também submetidos, levantou a questão da sustentabilidade da dívida pública, suscitando o interesse em compreender os determinantes e causas da dívida pública elevada, bem como em desenvolver um modelo capaz de relacionar um conjunto de fatores com a probabilidade de ocorrência de crise de dívida soberana. Neste sentido, foi desenvolvido um modelo de escolha binária, aplicado a 17 países da União Europeia e que integra, para além das variáveis consideradas em Baldacci *et al.* (2011b) - variáveis fiscais básicas, estrutura da dívida pública e tendências de longo prazo -, uma variável que capta a dimensão política como determinante das crises orçamentais. A inclusão desta variável contribuiu positivamente para a capacidade preditiva do modelo, bem como para a qualidade do ajustamento, evidenciando que a proximidade das eleições aumenta a probabilidade de ocorrência de crise. Atentando nas restantes variáveis, é possível constatar que as variáveis fiscais e as variáveis relacionadas com a maturidade da dívida pública, com exceção da dívida pública de longo prazo, têm maior impacto na probabilidade de ocorrência de crise do que a variável que reflete a dimensão estrutural.

Palavras-chave: Défices orçamentais; Dívida pública; Sustentabilidade orçamental; Indicadores de *stress* orçamental; Modelos Logit

Códigos JEL: C25; E62; E66; H62; H63

Índice geral

Nota biográfica	i
Agradecimentos	ii
Resumo	iii
Índice geral.....	iv
Índice de quadros	vi
Índice de figuras	vii
1. Introdução	1
2. Determinantes do enviesamento deficitário do saldo orçamental e custos de dívida pública elevada.....	4
2.1. Determinantes do enviesamento deficitário do saldo orçamental	6
2.2. Custos associados a dívidas públicas elevadas	10
3. Dinâmica da dívida pública e testes de sustentabilidade: evidência empírica para a União Europeia	15
3.1 Decomposição da dinâmica da dívida pública	15
3.2 Testes de sustentabilidade orçamental	19
3.2.1 Teste de Bohn	20
3.2.2 Estacionaridade do saldo orçamental primário e da dívida pública.....	21
4. Indicadores de <i>stress</i> das finanças públicas – uma revisão de literatura	26
5. Avaliação da probabilidade de crise orçamental para os países da União Europeia	42
5.1. Um modelo Logit para análise de crises orçamentais	43
5.2. Análise de resultados.....	48
6. Conclusões	56
Referências bibliográficas.....	59
ANEXOS	63

Anexo A: Dinâmica da dívida pública – dados e fontes.....	63
Anexo B: Testes de sustentabilidade – dados e fontes.....	64
Anexo C: Modelo Logit aplicado à União Europeia – descrição de variáveis e fontes	65
Anexo D: Estimações do modelo Logit: <i>outputs</i> do EViews	67

Índice de quadros

Quadro 1: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1970-2011).....	16
Quadro 2: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1999-2011).....	17
Quadro 3: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1999-2006).....	18
Quadro 4: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 2007-2011).....	19
Quadro 5: Teste de Bohn.....	21
Quadro 6: Testes "Augmented Dickey-Fuller" (ADF) e "Phillips Perron" (PP) - dívida pública e saldo orçamental primário	23
Quadro 7: Resumo dos testes Bohn, ADF e PP	25
Quadro 8: Episódios de crise.....	46
Quadro 9: Especificações Logit para a probabilidade de crise de dívida pública.....	49
Quadro 10: Efeitos marginais - especificação IV.....	51

Índice de figuras

Figura 1: Dívida pública em percentagem do PIB, G7 - 1970-2011.....	4
Figura 2: Efeito " <i>snowball</i> " e a probabilidade de crise.....	52
Figura 3: Saldo orçamental primário e a probabilidade de crise.....	52
Figura 4: Dívida de curto prazo e a probabilidade de crise.....	53
Figura 5: Dívida de longo prazo e a probabilidade de crise.....	53
Figura 6: Alteração nas despesas com pensões e a probabilidade de crise.....	54
Figura 7: Proximidade das eleições e a probabilidade de crise.....	54

1. Introdução

Palavras como crise e austeridade são, nos dias que correm, das mais frequentes para caracterizar a conjuntura económica atual. Num efeito de “bola de neve”, começamos em 2007 com uma crise de crédito imobiliário nos EUA que, rapidamente, se alastrou à banca, tornando-se numa crise financeira e bancária internacional, passando a crise económica e orçamental, culminando em crises de dívida soberana, nomeadamente em algumas economias da Área do Euro e, particularmente, em Portugal.

De facto, a dívida pública portuguesa e os respetivos juros atingiram níveis nunca antes observados. Esta situação exigiu que as contas públicas fossem repensadas e que, em 2011, Portugal, à semelhança do que acontecera com a Grécia e com a Irlanda, recebesse assistência financeira por parte de um consórcio de credores, vulgarmente designado por *Troika* (Comissão Europeia, Banco Central Europeu e Fundo Monetário Internacional).

A exposição das dívidas soberanas a choques macroeconómicos e a forma como grande parte dos países, em especial os da Área do Euro, foram afetados, com maior ou menor intensidade, exigiu que as atenções se voltassem para a questão da sustentabilidade das finanças públicas. Esta necessidade advém, em grande medida, do facto de elevadas dívidas públicas condicionarem a utilização da política orçamental que, num quadro de uma união monetária, constitui o único instrumento de estabilização disponível no combate a choques macroeconómicos. Este e outros custos, bem como as motivações que conduzem ao enviesamento deficitário das contas públicas estão largamente documentados na literatura (e.g., Elmendorf e Mankiw, 1998, e Eslava, 2011).

Na literatura, os conceitos de sustentabilidade orçamental e solvabilidade orçamental surgem, por vezes, como se da mesma definição se tratasse. Embora ambos os conceitos estejam associados ao cumprimento da restrição orçamental intertemporal - o que, teoricamente, é verificado se o valor atualizado dos saldos orçamentais primários futuros for igual ao valor presente da dívida pública -, estes compreendem horizontes temporais diferentes. Assim, a sustentabilidade orçamental é perspectivada numa ótica de longo prazo e prende-se com a capacidade do governo financiar a sua dívida corrente e as despesas futuras, enquanto a solvabilidade orçamental está relacionada com

capacidade do governo cumprir as suas obrigações no curto prazo (European Commission, 2009).

Torna-se assim fundamental perceber e identificar fatores que direta ou indiretamente estão relacionados com a (in)sustentabilidade das finanças públicas e desenvolver instrumentos capazes de sinalizar a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana.

Tendo presente as causas e as consequências associadas a um comportamento que privilegia o desequilíbrio das contas públicas, e após o levantamento dos indicadores existentes para monitorizar/identificar situações que poderão desencadear uma crise de dívida pública, este trabalho pretende realizar uma avaliação empírica da sustentabilidade das contas públicas na Europa.

De facto, o levantamento efetuado permitiu constatar que a sustentabilidade das finanças públicas tem sido largamente pensada e explorada, contudo a análise de crises orçamentais numa ótica de sinalização antecipada não tem recebido a mesma atenção; é possível encontrar apenas algumas importantes referências na literatura como Ciarlone e Trebeschi (2005), Manasse e Roubini (2009), Baldacci *et al.* (2011a), Baldacci *et al.* (2011b) e Berti *et al.* (2012), na sua maioria assentes na aplicação da metodologia *Early Warning Systems* (EWS).

Posto isto, atentando nos indicadores mais recentes e partindo de Baldacci *et al.* (2011a e 2011b), este trabalho contribui também para a análise de crises de dívida pública, através da avaliação de como diferentes indicadores de *stress* das finanças públicas afetam a probabilidade de crise das finanças públicas. Relativamente a Baldacci *et al.* (2011a e 2011b), seguimos também a metodologia EWS mas através do recurso a um modelo Logit aplicado apenas a países da União Europeia (UE). O modelo permite assim i) aferir o contributo individual de cada indicador para a probabilidade de crise, em particular, ii) no contexto específico dos países da EU. Adicionalmente, incluímos um indicador de dimensão política (como em Manasse e Roubini, 2009) enquanto fator determinante das crises.

Neste sentido, após a introdução, no capítulo dois discutimos as principais causas para o enviesamento deficitário do saldo orçamental, bem como os principais custos associados a uma dívida pública elevada.

No terceiro capítulo é feita a análise da dinâmica da dívida pública para um conjunto de países da UE e apresentam-se testes econométricos simples para a aferição da sustentabilidade orçamental nesses países. A amostra é constituída por 17 países com dados, não balanceados, de 1970 a 2011.

O capítulo quatro compreende o levantamento dos indicadores de *stress* das finanças públicas recentemente desenvolvidos, metodologias utilizadas, evidência empírica e vantagens e limitações.

No capítulo cinco é desenvolvido um modelo de previsão de *stress* das finanças públicas, com base na metodologia EWS via Logit, mantendo a amostra de 17 países da União Europeia, mas para o período de 1999 a 2011.

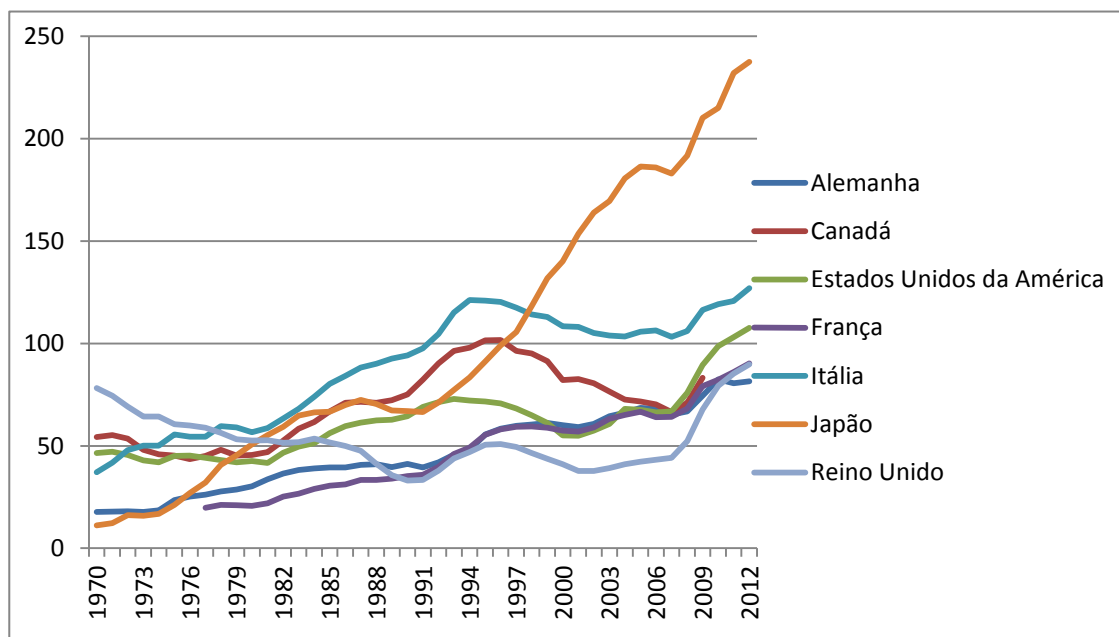
Por último são apresentadas as principais conclusões.

2. Determinantes do enviesamento deficitário do saldo orçamental e custos de dívida pública elevada

O comportamento recente da generalidade dos governos não tem sido pautado por critérios que privilegiem o equilíbrio das contas públicas, tendo os consecutivos défices orçamentais contribuído para um acumular de *stock* de dívida pública que, dados os elevados níveis históricos atingidos, tem justificado a pertinência da discussão sobre a sustentabilidade das finanças públicas.

Tomando como referência as economias do G7, como podemos verificar na Figura 1, o rácio da dívida pública sobre o PIB tem vindo a aumentar, agravando-se significativamente na sequência da crise financeira de 2007-2008.

Figura 1: Dívida pública em percentagem do PIB, G7 - 1970-2011



Fonte: European Commission, <http://ec.europa.eu/>, acedido em abril de 2013

A acumulação de dívida pública, intercalada com a apresentação e execução de programas de consolidação orçamental, nem sempre bem sucedidos, tem sido uma realidade nas principais economias mundiais desde os anos 70.

Com base na Figura 1, é notório que para a maioria dos países, com a exceção do Reino Unido, as décadas de 70 e 80, foram caracterizadas pelo aumento, mais ou menos acentuado, do rácio da dívida pública no PIB. Para esta tendência contribuíram a queda do sistema de Bretton Woods, o subsequente aumento da instabilidade nos mercados internacionais, bem como os choques petrolíferos de 1973 e 1978-79, que estiveram na origem de um significativo abrandamento do crescimento económico e de aumentos significativos no desemprego. A tudo isto acresce um aumento das taxas de juro enfrentadas pelas economias avançadas, fazendo aumentar o diferencial entre as taxas de juro nominais e a taxa de crescimento nominal do PIB, contribuindo também para o agravamento do rácio da dívida pública no PIB.

Em paralelo e de forma crescente, a partir dos anos 70 foram levadas a cabo um conjunto de reformas estruturais, colocando no centro das prioridades o desenvolvimento do Estado Social, aumentando a despesa pública com saúde, educação e segurança social, o que também contribuiu para o aumento do rácio da dívida pública no PIB.

Em contra ciclo, durante a década de 70 e parte da década de 80 esteve o Reino Unido que, governado pelo partido conservador britânico (tendo como primeira ministra Margaret Thatcher de 1979-1990), adotou políticas no sentido da diminuição da intervenção do estado, privilegiando as privatizações de empresas estatais, eliminando o salário mínimo, entre outras medidas, reduzindo o Estado Social.

O início dos anos 90 marca um novo período de deterioração das finanças públicas nas principais economias mundiais. Seja determinado por políticas expansionistas de combate a recessões, como foi o caso do Japão, seja por questões internas, como foi o caso, por exemplo, da Alemanha na sequência do processo de reunificação, na primeira metade dos anos 90 o rácio da dívida pública no PIB atinge picos históricos nestas economias.

A 2ª metade dos anos 90 é caracterizada, nos países do G7, por um esforço generalizado de implementação de planos de consolidação orçamental, o qual é bem sucedido na maior parte dos casos. Simultaneamente, assiste-se a um esforço de consolidação orçamental na generalidade das economias europeias, na sequência do processo de

integração económica e monetária da Europa e da necessidade de cumprir os critérios orçamentais do tratado de Maastricht.

A exceção a este processo de estabilização e diminuição da dívida pública é o caso do Japão, onde assistimos a um crescimento exponencial do rácio da dívida pública no PIB durante mais de uma década. Este comportamento deveu-se fundamentalmente às baixas taxas de crescimento do PIB observadas (a “década perdida”), bem como às reduzidas taxas de crescimento da população (diminuindo a população ativa) e elevada percentagem de população dependente, pressionando as prestações sociais.

Um novo e significativo agravamento do rácio da dívida pública no PIB acontece na sequência da crise financeira despoletada em 2007-08 e da grande recessão que se seguiu nas principais economias industrializadas, o que determina, atualmente, uma crescente preocupação com a sustentabilidade das finanças públicas.¹

Esta discussão em torno da sustentabilidade das finanças públicas torna-se particularmente relevante quando, em algumas economias da Área do Euro, a crise financeira e económica de 2007-09 se transforma numa crise da dívida soberana, obrigando algumas delas a solicitar a implementação de programas de ajuda externa.

No contexto de uma união monetária como a Área do Euro, esta questão é particularmente pertinente pois a política orçamental constitui o único instrumento de estabilização conjuntural passível de ser utilizado pelas autoridades de política económica de cada país. O excessivo endividamento do setor público limita a ação de estabilização macroeconómica e impõe ainda outros custos de bem-estar.

2.1. Determinantes do enviesamento deficitário do saldo orçamental

Face ao exposto, a questão que se coloca é: porquê que os governos incorrem, consecutivamente, em défices? Porque é que se assiste a um enviesamento deficitário da política orçamental, gerando processos cumulativos de dívida pública?

A política orçamental, tal como outras políticas de estabilização conjuntural, devia ser, por definição, contra-cíclica (*leaning against the wind*): em períodos recessivos,

¹ Para uma análise mais pormenorizada ver, por exemplo, Alesina *et al.* (1998) e Mauro (2011).

devíamos assistir a um agravamento dos défices orçamentais, que seriam compensados em fases expansionistas do ciclo, permitindo um processo orçamental equilibrado. A própria lógica do funcionamento dos estabilizadores automáticos contribui para este equilíbrio, uma vez que nas fases negativas do ciclo, devido ao aumento das transferências e à redução das receitas, existe uma deterioração automática das finanças públicas, compensada pelo aumento das receitas e a diminuição das transferências que tendem a ocorrer em expansão.

Uma das principais explicações para o enviesamento deficitário assenta na ideia de que existem ciclos político-económicos, ou seja, de que existem ciclos que resultam do comportamento dos governos. A partir de 1970, altura em que se verifica um aumento do rácio da dívida pública no PIB na maioria das economias avançadas (Figura 1), surgem os modelos teóricos seminais sobre ciclos político-económicos que, embora baseados em diversos pressupostos, giram em torno de duas questões centrais: a existência, ou não, de uma curva de Phillips de curto prazo explorável (*trade-off* entre inflação e desemprego) e a existência, ou não, de funções utilidade homogéneas dos eleitores. Assim, destacam-se: i) o modelo oportunista de Nordhaus (1975), de acordo com o qual os governos podem explorar a curva de Phillips, ou seja, podem manipular a inflação e o desemprego, tendo como objetivo maximizar o número de votos - o modelo baseia-se no pressuposto de que os eleitores formam expectativas adaptativas quando avaliam o comportamento do governo; ii) o modelo partidário de Hibbs (1977), segundo o qual existe uma curva de Phillips explorável e os eleitores e os partidos tem preferências diferentes entre inflação e desemprego (contrariamente ao modelo de Nordhaus, 1975), sendo a ação dos políticos orientada no sentido da captação dos votos dos eleitores com as mesmas preferências; iii) o modelo partidário de Alesina (1987) e Tabellini e Alesina (1990) que assume a racionalidade dos eleitores e justifica a ocorrência dos ciclos através da incerteza eleitoral, estando a sua magnitude dependente do distanciamento entre as taxas de inflação-objetivo dos partidos; iv) o modelo de Rogoff e Siebert (1988) que relativamente a i) diverge na racionalidade dos eleitores e assume a existência de assimetria de informação entre os eleitores e os candidatos, procurando estes últimos sinalizar, antes das eleições, a sua competência, sendo esta avaliada pelo baixo desemprego e baixa inflação.

Seguindo esta linha de orientação foram recentemente desenvolvidos alguns trabalhos que evidenciam o comportamento dos governos como causa do enviesamento deficitário, apontando como principais explicações a assimetria de informação (Calmfors e Lewis, 2011), a impaciência dos eleitores e dos políticos (Rogoff e Bertelsmann, 2010) e, conseqüentemente, a penalização das gerações futuras (Calmfors e Lewis, 2011), a competição eleitoral (Alt e Lassen, 2006; Eslava, 2011) e a fragmentação dos governos (Velasco, 1997; Hagen, 2005).

O conhecimento que os eleitores têm, quer da situação orçamental do país, quer das políticas adotadas, é manifestamente menor que o dos políticos, possibilitando assim a estes últimos a utilização dessa vantagem da forma que consideram mais conveniente. Deste modo, e com o objetivo de serem reeleitos, os governos têm margem para a manipulação dos seus eleitores, não tendo por isso incentivo à redução da despesa nem ao aumento dos impostos. Também as previsões excessivamente optimistas quanto às receitas futuras podem levar a défices excessivos, uma vez que são realizadas num cenário de incerteza e de informação incompleta, não se verificando à *posteriori* os montantes de impostos estimados (Calmfors e Lewis, 2011).

À informação imperfeita associa-se a impaciência quer dos políticos quer dos eleitores (Rogoff e Bertelsmann, 2010). No primeiro caso a impaciência resulta do desejo de se manterem no governo e de adotarem por isso um comportamento que seja “mais popular” e portanto mais despesista; no segundo caso, a informação incompleta do orçamento leva a que os eleitores valorizem a despesa pública no imediato e subestimem os custos futuros relacionados com os programas despesistas adotados no presente, penalizando as gerações futuras. As gerações futuras são penalizadas, diretamente, porque a redução dos impostos no presente é compensada pelo seu aumento no futuro e, indiretamente, porque o aumento da dívida pública pode desacelerar a acumulação de capital e o crescimento potencial (Calmfors e Lewis, 2011).

A competição eleitoral com base na heterogeneidade dos políticos e das suas preferências é outra das razões apontadas para a ocorrência de défices orçamentais. De acordo com Tabellini e Alesina (1990) e Alt e Lassen (2006), os défices são tanto maiores quanto maior o distanciamento entre os partidos ao nível das suas preferências

(têm categorias de despesas diferentes) e quanto maior for a probabilidade do governo ser substituído. Os custos incorridos no presente impõem a diminuição dos custos ou o aumento das receitas no futuro, pelo que quanto maior a probabilidade do governo ser substituído maior o incentivo ao despesismo não só para conseguir ser eleito mas também com vista a dificultar a ação dos sucessores com diferentes preferências (Eslava, 2011).

Outra das razões para a ocorrência do enviesamento deficitário baseia-se na teoria da “*common pool*” e está relacionada com a fragmentação dos governos - que advém, em certa medida, da heterogeneidade entre os grupos de eleitores - uma vez que os representantes dos diferentes grupos tenderão a afetar a maior parcela possível do orçamento às despesas das suas preferências. Assim, quanto maiores forem as diferenças entre os grupos que participam na elaboração do orçamento, maior será o valor do défice, pois enquanto os benefícios dos projetos que vão de encontro a cada grupo são percebidos apenas por esse grupo, os custos são partilhados por todos, pressionando o orçamento (Velasco, 1997; Hagen, 2005).

Para além das razões político-económicas que resultam de conflito de interesses entre, por um lado, o objetivo dos governos em serem reeleitos e o bem-estar social e, por outro, a distribuição entre grupos de eleitores e entre políticos de partidos diferentes, outra das explicações para o enviesamento deficitário está relacionada com o fenómeno do “alisamento” do consumo.

Omitindo a possibilidade de monetização da dívida pública, a despesa pública pode ser financiada através da receita pública, nomeadamente os impostos, ou através da emissão de dívida pública. De acordo com o princípio da “Equivalência Ricardiana” sob determinadas condições, o que realmente tem impacto na economia (na procura agregada, na taxa de juro real, no investimento privado) é o montante de despesa pública realizado, sendo indiferente que o seu financiamento seja feito através de impostos ou através de emissão de dívida pública. A razão pela qual a emissão de dívida pública não tem impacto na economia resulta do facto dos consumidores, face à necessidade de amortização da dívida, preverem o aumento dos impostos no futuro, privilegiando a poupança através da compra de títulos de dívida pública; uma vez que o aumento da poupança privada é no mesmo montante do défice orçamental (redução da

poupança pública), a taxa de juro mantém-se inalterada, não afetando a riqueza do setor privado, não havendo redução do *stock* de capital nem deterioração das contas externas (Barro, 1974). Neste sentido, de forma a suavizarem a distorção das taxas de imposto ao longo do tempo – resultante da necessidade de amortização da dívida – e de forma a manterem relativamente constante o rendimento disponível das famílias, os governos incorrem frequentemente em défices, usando a dívida pública como forma de financiamento do seu consumo (Barro, 1979).

Apresentadas as principais razões da ocorrência de um enviesamento deficitário na condução da política orçamental, importa agora conhecer as consequências que advêm de um cenário de dívida pública elevada.

2.2. Custos associados a dívidas públicas elevadas

Concebida como uma política de gestão da procura, a política orçamental discricionária, atuando contra-ciclicamente, permite atenuar os efeitos conjunturais quando, perante choques na economia, a ação isolada dos estabilizadores automáticos (como as transferências e os impostos) não é suficiente.

No que concerne à condução e implementação da política orçamental esta é da responsabilidade do governo. Neste sentido, se por um lado a liberdade dos governos na utilização da política orçamental traz vantagens no sentido da complementaridade aos estabilizadores automáticos, por outro, sendo exercida de forma inapropriada, pode resultar numa sucessão de défices orçamentais e conseqüentemente num acumular de dívida pública que tem efeitos perversos para a economia.

No caso de uma união monetária, e em particular da Área do Euro, a condução da política orçamental requer especial atenção, porquanto, uma vez que a política monetária é da competência do Banco Central Europeu (BCE), a política orçamental constitui o único instrumento à disposição dos governos para promover a estabilização macroeconómica; além disso, a partilha de uma moeda única induz à propagação de efeitos entre as economias pertencentes à União Económica e Monetária (UEM). Neste sentido, embora a política orçamental seja da competência dos governos, é importante o controlo e a monitorização das finanças públicas, razão pela qual foi criado em 1997 o

Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC), tendo sido implementadas regras, como a determinação dos limites máximos dos rácios do saldo orçamental e da dívida pública sobre o PIB em 3% e 60%, respetivamente.

Face ao exposto, torna-se portanto fundamental avaliar e perceber quais as consequências que advêm de um cenário de dívida pública elevada. Uma das relações mais frequentemente sugerida é o impacto negativo, embora não linear, da dívida pública no crescimento económico via acumulação de capital e produtividade, contemplando vários mecanismos de propagação (Barro, 1995; Elmendorf e Mankiw, 1998; Moss e Chiang, 2003; Cordella *et al.*, 2005, Baldacci e Kumar, 2010; Kumar e Woo, 2010).

De facto, um dos determinantes da capacidade produtiva de um país é o *stock* de capital físico que possui. Por conseguinte, a diminuição deste *stock* terá implicações no crescimento económico. Em Kumar e Woo (2010), e para uma amostra de 38 economias avançadas e em desenvolvimento, entre 1970 e 2007, é sugerida uma relação inversa entre o nível inicial de dívida pública e o crescimento económico subsequente, com particular ênfase na possibilidade de não linearidade desta relação. Esta conclusão advém do facto de apenas se ter observado um impacto negativo significativo no crescimento económico nos casos em que a dívida pública excedia 90% do PIB. Este impacto refletiu um abrandamento no crescimento da produtividade do fator trabalho, devido à diminuição do investimento e do ritmo de crescimento do *stock* de capital por trabalhador.

Neste contexto, e estritamente ligado à redução do investimento, um dos custos mais frequentemente referenciado é o aumento das taxas de juro de longo prazo (Elmendorf e Mankiw, 1998; Baldacci e Kumar, 2010). De acordo com o modelo *Keynesiano*, no curto prazo, uma política orçamental expansionista, por exemplo, via aumento dos gastos públicos – conducente ao agravamento do saldo orçamental e da dívida pública – leva ao aumento da procura agregada, e conseqüentemente ao aumento do PIB. Porém, este impacto origina simultaneamente um aumento da taxa de juro (na sequência de um aumento da procura de moeda) afetando negativamente o investimento e o consumo do setor privado, assistindo-se ao chamado efeito *crowding out* interno: o aumento no

produto, diretamente gerado pelo aumento da despesa pública, é atenuado por um impacto negativo na despesa do setor privado originado pelo aumento da taxa de juro.

Numa dinâmica de longo prazo, uma das explicações para o aumento das taxas de juro provém do modelo neoclássico, do qual resulta que os défices orçamentais (tudo o resto constante) levam a uma diminuição da poupança nacional e a um aumento da procura agregada, conduzindo a um excesso de oferta de dívida pública e conseqüentemente a um aumento das taxas de juro reais (Elmendorf e Mankiw, 1998).

Acresce que, para este efeito sobre as taxas de juro de mercado também contribui o eventual aumento das taxas de juro da dívida pública, que servem de referência às taxas suportadas pelo setor privado, resultante do facto do consecutivo acumular de *stock* de dívida pública poder originar uma deterioração do *rating* do país, gerando pressões para o aumento do prémio risco a ele associado (Baldacci e Kumar, 2010).

O aumento das taxas de juro aliado à afetação de verbas ao serviço da dívida pública cria um outro problema associado ao investimento, uma vez que o *stock* de capital físico da economia irá assumir valores inferiores aos que registaria caso não houvesse sucessivos desequilíbrios das contas públicas. Esta diminuição no *stock* de capital físico torna a economia mais mão-de-obra intensiva e condiciona a produtividade do fator trabalho que, nestes termos, será mais baixa, refletindo-se nos salários reais que também serão mais baixos (Elmendorf e Mankiw, 1998).

Como consequência do aumento das taxas de juro, assiste-se a um acréscimo do diferencial das taxas de juro entre países, levando à entrada de capitais no país deficitário, em busca de melhor remuneração. Conseqüentemente, num país em regime de câmbios flexíveis há lugar à apreciação da moeda nacional e redução da competitividade externa; não havendo alteração da taxa de câmbio, o simples facto de haver um aumento dos gastos públicos, originaria um aumento da procura que não seria totalmente satisfeita internamente, aumentando as importações (agravando o saldo externo). Ou seja, a acumulação de dívida pública também poderá estar na base de uma deterioração das contas externas, podendo gerar uma situação conhecida por “défices gémeos”: défices simultâneos das contas públicas e das contas externas. Esta situação estará na origem de uma transferência de riqueza para o exterior (Loureiro, 2008).

Note-se que, no caso particular de um país com moeda própria, a transferência de riqueza para o exterior pode levar a que os estrangeiros queiram aplicar as divisas no país deficitário – onde estas têm circulação legal – comprando diversos ativos. Esta passagem de posse dos ativos do país deficitário para o estrangeiro, levam a que grande parte da remuneração desses ativos, como rendas e juros, sejam transferidos para o exterior, diminuindo o rendimento nacional (Loureiro, 2008).

Outra das variáveis afetadas pela ocorrência de défices orçamentais sucessivos é a inflação (Sargent e Wallace, 1981; Barro, 1995), como resultado da pressão exercida pelo aumento da procura agregada no ritmo de crescimento dos preços. A inflação pode ainda resultar do facto do défice público ser financiado através de empréstimos obtidos junto do Banco Central, o que originaria logo de imediato um aumento da oferta de moeda e, a acontecer sistematicamente, inflação (Cochrane, 2010).

Face à dinâmica do mercado financeiro e bancário, e à ligação existente entre o setor público e o setor bancário, a possibilidade de incumprimento, na sequência dos elevados níveis de dívida pública, pode levar ao colapso do sistema financeiro. De facto, níveis elevados de dívida pública exigem medidas severas para a sua regularização, razão pela qual os governos adiam a decisão de declararem publicamente o incumprimento, face à austeridade que este traria. A acontecer, esta situação teria impacto no mercado financeiro, pois levaria de imediato à queda da cotação dos títulos de dívida pública e à queda do mercado acionista; a falta de confiança levaria à transferência de fundos para o exterior (com impacto no mercado de câmbios, se fosse o caso) e à intervenção do Banco Central para evitar esta saída de fundos, aumentando assim as taxas de juro. Acresce ainda que, grande parte dos ativos dos bancos são títulos de dívida pública, pelo que estes perderiam valor; a quebra nos resultados do setor bancário contribuiria para o risco sistémico de falta de confiança no sistema financeiro e o acesso ao crédito seria dificultado para repor limites de solvência e de liquidez aceitáveis. Por último, no contexto de uma união monetária, a eminência da propagação destes efeitos às restantes economias poderia por em causa a sustentabilidade da própria união (Loureiro, 2008).

A ocorrência sistemática de défices orçamentais permite às gerações atuais beneficiarem de despesa pública que apenas parcialmente financiam, enquanto as gerações futuras terão que pagar impostos superiores à despesa de que serão beneficiários de forma a

serem gerados excedentes orçamentais para regularizarem a dívida pública acumulada – cria-se, portanto, um problema de equidade intergeracional. Neste sentido, surge a distorção da taxa de imposto futura como consequência da necessidade do cumprimento da restrição orçamental intertemporal (Dotsey, 1994), desincentivando o investimento, uma vez que se formam expectativas relativas ao impacto negativo da distorção da taxa de imposto no lucro, penalizando desta forma a formação de capital (e consequentemente o crescimento económico). De notar, que na questão da equidade intergeracional deve ser tida em conta a natureza das despesas, isto é, se a despesa que contribui para o aumento da dívida pública for despesa corrente, deste ponto de vista, esta é de facto penalizadora para as gerações futuras; contudo, se estivermos perante despesas de investimento, a questão coloca-se de uma outra forma pois as gerações futuras também beneficiarão.

Por fim, associado ao aumento da dívida pública está a questão da afetação de recursos que, por força do endividamento, são canalizados para o serviço da dívida em detrimento de serem aplicados em áreas comumente consideradas fundamentais como a saúde e a educação (Moss e Chiang, 2003). Para além das implicações sociais que a desajustada afetação de recursos acarreta, são de realçar as implicações no crescimento económico do país, para o qual também contribui o *stock* de capital humano (Figueiredo *et al.*, 2005).

3. Dinâmica da dívida pública e testes de sustentabilidade: evidência empírica para a União Europeia

3.1 Decomposição da dinâmica da dívida pública

A análise do comportamento da dívida pública (DP) exige a decomposição nas variáveis que contribuem para a sua dinâmica. Por definição, a equação da dinâmica da dívida pública, em termos nominais, pode ser representada por:

$$DP_t = DP_{t-1} \cdot (1 + i_t) - SOP_t + SF_t \quad (3.1)$$

em que:

DP_t é a dívida pública no momento t ;

i_t é a taxa de juro nominal implícita, e consiste na taxa de juro paga, calculada como percentagem sobre a dívida pública no final do período $t-1$;

SOP_t é o saldo orçamental primário no momento t ;

SF_t é o ajustamento *stock-fluxo*.

De forma a evidenciar o contributo do défice orçamental primário, da taxa de juro e da taxa de crescimento nominal do Produto Interno Bruto (PIB), esta equação pode ser reescrita como:

$$\frac{DP_t}{Y_t} - \frac{DP_{t-1}}{Y_{t-1}} = -\frac{SOP_t}{Y_t} + \frac{DP_{t-1}}{Y_{t-1}} \cdot \frac{(i_t - y_t)}{1 + y_t} + \frac{SF_t}{Y_t} \quad (3.2)$$

em que, Y_t é o valor do PIB no período t e y_t é a taxa de crescimento nominal do PIB.

Para concretizar, realizou-se uma análise para o período de 1970 a 2011 (e, nos anos mais recentes, para os subperíodos 1999-2006 e 2007-2011) para uma amostra de 17 países da União Europeia, nomeadamente: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Polónia, Portugal, Reino Unido e Suécia. Foram recolhidos os dados anuais de cada uma das variáveis para os países da amostra. Seguidamente, para cada país, foi calculado o valor médio de cada variável, com exceção da variável “Variação do rácio

da DP no PIB” para a qual foi calculada a variação anual e só depois a variação média. De salientar que entre 1970 e 2011 existem algumas lacunas para as variáveis usadas na expressão (3.2), não existindo dados para todos os anos para a totalidade dos países.²

Uma nota final para referir que a definição de dívida pública utilizada nesta análise da dinâmica da dívida pública engloba todas as obrigações financeiras do governo, seguindo a definição da OCDE apresentada em <http://www.oecd.org/eco/sources-and-methods>.

Quadro 1: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1970-2011)

Países	Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Taxa de juro de longo prazo dos títulos DP	Taxa de crescimento nominal do PIB	Varição do rácio da DP no PIB
Alemanha	0,32	4,79	3,29	2,47
Áustria	0,32	6,47	5,33	1,58
Bélgica	1,59	7,48	6,27	0,99
Dinamarca	4,28	7,94	5,09	0,46
Espanha	-0,13	5,25	5,49	0,64
Estónia	0,35	7,72	9,01	-0,09
Finlândia	3,84	8,22	6,82	1,34
França	-0,67	7,55	5,85	2,09
Grécia	-0,45	6,95	5,81	4,25
Holanda	1,31	6,73	5,97	0,24
Irlanda	-2,20	5,00	6,12	3,96
Itália	0,58	9,47	7,14	0,96
Luxemburgo	2,04	3,92	5,87	0,59
Polónia	-1,92	7,07	7,80	1,49
Portugal	-1,72	5,30	4,22	3,18
Reino Unido	-0,39	8,74	6,79	0,69
Suécia	2,16	5,36	4,16	-1,30

Atentando no período 1970-2011 é possível constatar que, na maioria dos países, parece existir uma preocupação com a sustentabilidade das finanças públicas, uma vez que apresentam rácios do saldo orçamental primário no PIB (SOP/PIB) positivos. A Alemanha, a Áustria, a Bélgica, a Dinamarca, a Finlândia, a Holanda e a Itália mesmo apresentando rácios do SO/PIB positivos, viram o rácio da dívida pública no PIB (DP/PIB) aumentar ao devido ao efeito “*snowball*” (diferença entre a taxa de juro dos títulos de dívida pública e taxa de crescimento nominal do PIB). No caso da Suécia, o

² Os Quadros A1 e A2, no Anexo A, apresentam as fontes utilizadas e os dados disponíveis.

efeito “*snowball*” foi de tal forma atenuado pela existência de um rácio SOP/PIB positivo, que registou uma diminuição do rácio da DP/PIB.

Em contraponto, a Irlanda apresentou um diferencial positivo entre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de juro dos títulos da dívida pública, porém a existência de défices orçamentais sucessivos resultou numa diminuição do rácio da DP/PIB.

No caso da Espanha e da Polónia, é possível constatar que a variação no rácio da DP/PIB se deveu, fundamentalmente, aos sucessivos défices e que, a ligeira diferença (positiva) entre a taxa de crescimento nominal do PIB e a taxa de juro, não foi suficiente para anular o impacto do rácio do SOP/PIB na variação do rácio da DP/PIB. Por seu lado, a Grécia, a França e Portugal, registaram não só défices orçamentais, como também taxas de juro superiores às taxas de crescimento nominal do PIB, resultando num aumento do rácio da DP/PIB.

Quadro 2: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1999-2011)

Países	Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Taxa de juro de longo prazo dos títulos DP	Taxa de crescimento nominal do PIB	Variação do rácio da DP no PIB
Alemanha	0,68	3,95	2,92	1,91
Áustria	0,85	4,22	3,92	0,91
Bélgica	3,44	4,34	3,94	-1,60
Dinamarca	3,83	4,18	3,19	-0,82
Espanha	-0,14	4,47	5,22	-0,01
Estónia	0,39	7,27	8,51	0,00
Finlândia	4,37	4,15	4,06	-0,31
França	-0,88	4,14	3,18	2,28
Grécia	-1,45	6,02	5,01	5,50
Holanda	1,14	4,11	3,88	-0,42
Irlanda	-2,20	5,00	6,12	3,96
Itália	1,98	4,58	2,94	-0,93
Luxemburgo	2,04	3,92	5,87	0,59
Polónia	-1,92	7,07	7,80	1,49
Portugal	-2,05	5,00	3,55	4,19
Reino Unido	-1,32	4,46	2,19	3,49
Suécia	3,11	4,13	4,18	-2,56

Focando agora o período de 1999-2011, destacam-se a Bélgica, Dinamarca, Finlândia, Itália, Holanda e Suécia que viram o rácio da sua DP/PIB diminuir, como resultado do esforço de consolidação, apresentando rácios do SOP/PIB positivos. Já a França,

Grécia, Portugal e Reino Unido viram o rácio da DP/PIB aumentar como resultado dos seus rácios do SOP/PIB negativos e do efeito “*snowball*”.

Por seu lado, a Irlanda e a Polónia apesar de registarem um diferencial (negativo) entre a taxa de juro e a taxa de crescimento nominal do PIB, viram o rácio da DP/PIB aumentar, como resultado dos rácios de SOP/PIB negativos.

Quadro 3: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 1999-2006)

Países	Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Taxa de juro de longo prazo dos títulos DP	Taxa de crescimento nominal do PIB	Variação do rácio da DP no PIB
Alemanha	0,47	4,32	2,85	0,94
Áustria	1,35	4,47	4,23	-0,18
Bélgica	5,11	4,50	4,24	-3,93
Dinamarca	5,06	4,56	4,11	-3,89
Espanha	2,57	4,47	6,94	-3,65
Estónia	0,70	7,41	10,61	-0,25
Finlândia	5,83	4,45	4,80	-1,95
França	0,18	4,41	3,86	0,10
Grécia	0,65	4,88	7,45	2,30
Holanda	2,36	4,41	4,60	-3,28
Irlanda	3,25	4,44	9,74	-4,20
Itália	2,46	4,58	3,83	-1,88
Luxemburgo	2,54	3,95	7,27	-0,59
Polónia	-1,46	7,81	7,80	1,40
Portugal	-1,40	4,53	4,72	1,78
Reino Unido	0,98	4,83	3,23	-0,81
Suécia	3,58	4,61	4,62	-3,51

No período 1999-2006, pré-crise, a grande maioria dos países, com a exceção da Alemanha, França, Grécia, Polónia e Portugal, viu o rácio da DP/PIB diminuir, resultado de um grande esforço de consolidação, tendo-se registado *superávits* primários. No caso da Polónia e Portugal, o aumento do rácio da DP/PIB deveu-se ao comportamento deficitário do saldo orçamental primário, enquanto para a Alemanha e França, foi o efeito “*snowball*” que teve um maior contributo para o aumento do rácio da DP/PIB.

Quadro 4: Dinâmica da dívida pública (valores médios, 2007-2011)

Países	Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Taxa de juro de longo prazo dos títulos DP	Taxa de crescimento nominal do PIB	Varição do rácio da DP no PIB
Alemanha	1,02	3,35	3,02	3,47
Áustria	0,07	3,83	3,42	2,65
Bélgica	0,77	4,07	3,46	2,14
Dinamarca	1,86	3,56	1,70	4,11
Espanha	-4,46	4,47	2,46	5,82
Estónia	-0,10	6,98	5,14	0,40
Finlândia	2,04	3,67	2,87	2,31
França	-2,57	3,72	2,09	5,77
Grécia	-4,81	7,86	1,09	10,60
Holanda	-0,80	3,64	2,72	4,16
Irlanda	-10,91	5,88	0,32	17,02
Itália	1,20	4,59	1,51	0,59
Luxemburgo	1,25	3,88	3,62	2,47
Polónia	-2,66	5,88	7,79	1,63
Portugal	-3,09	5,76	1,68	8,06
Reino Unido	-5,01	3,87	0,51	10,38
Suécia	2,35	3,36	3,48	-1,03

No período 2007-2011, todos os países, com a exceção da Suécia, viram o rácio da DP/PIB aumentar, independentemente do comportamento ao nível do rácio do SOP/PIB, tendo-se verificado para todos os países com a exceção da Polónia (e da Suécia), taxas de crescimento nominal do PIB inferiores às taxas de juro dos títulos de dívida pública. Destacam-se, enquanto deficitários e por evidenciarem um significativo efeito “*snowball*”, com o conseqüente agravamento do rácio da DP/PIB, a Espanha, a França, a Grécia, a Irlanda, Portugal e o Reino Unido.

3.2 Testes de sustentabilidade orçamental

Como vimos na secção anterior, o período 1970-2011 foi caracterizado por um agravamento da dívida pública para a maioria dos países europeus (ver Quadro 1). No entanto, este agravamento não nos permite concluir se a dívida pública destes países estará a traçar um caminho conducente à insustentabilidade. Para tentar responder a esta questão, propomos realizar nesta seção testes de estacionariedade aplicados ao défice orçamental primário e à dívida pública - “Augmented Dickey-Fuller” e “Phillips

Perron” - e o teste proposto por Bohn (1995, 1998, 2005), que avalia a resposta do saldo orçamental primário à evolução da dívida pública, segundo, por exemplo, Polito e Wickens (2012), mantendo a amostra anterior para os dados dos países, entre 1970-2011.

3.2.1 Teste de Bohn

O teste proposto por Bohn tem como objetivo analisar a sustentabilidade orçamental, com base na reação do rácio do saldo orçamental primário no PIB ao comportamento do rácio da dívida pública no PIB:

$$\frac{SOP_t}{PIB_t} = \eta \frac{DP_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

De acordo com este teste, para que haja sustentabilidade orçamental é necessário que o coeficiente η seja positivo e estatisticamente significativo, implicando que o saldo orçamental primário no PIB aumente à medida que o rácio da dívida pública no PIB também aumenta. No Quadro 5 apresentam-se as estimativas do parâmetro η , as estatísticas- t respetivas, e a indicação de evidência de sustentabilidade orçamental pela presença de (*).³

³ O Quadro B1, no Anexo B, apresenta os dados utilizados e as respetivas fontes.

Quadro 5: Teste de Bohn

Países	η	<i>t</i> -statistic
Alemanha	0,0064	0,8501
Áustria	0,0070 ***	1,9331
Bélgica	0,0207 *	4,3802
Dinamarca	0,0650 *	7,9193
Espanha	-0,0008	-0,0516
Estónia	0,0480	1,1059
Finlândia	0,0700 *	3,9467
França	-0,0134	-3,0789
Grécia	-0,0061	-0,6892
Holanda	0,0189 *	4,2238
Irlanda	-0,0763	-1,5359
Itália	0,0087 ***	1,7376
Luxemburgo	0,1163 **	2,3380
Polónia	-0,0319	-4,0004
Portugal	-0,0253	-3,2876
Reino Unido	-0,0091	-0,9382
Suécia	0,0310 **	2,8620

Nota: Valores positivos e estatisticamente significativos a 1% (*), 5% (**) e 10% (***).

Neste sentido, e de acordo com a estimação realizada, o coeficiente é positivo e estatisticamente significativo, e portanto há sustentabilidade orçamental, nos casos da Áustria, da Bélgica, da Dinamarca, da Finlândia, da Holanda, da Itália, do Luxemburgo e da Suécia. O coeficiente de ajustamento, isto é, de correção da dívida pelo saldo orçamental primário é maior para o Luxemburgo ($\eta = 0,116$), Finlândia ($\eta = 0,070$) e Dinamarca ($\eta = 0,065$). O coeficiente é negativo e estatisticamente significativo, e portanto estamos perante uma situação de insustentabilidade forte, no caso da França, da Polónia e de Portugal, para um nível de significância de 1%. Para os restantes países (Alemanha, Espanha, Estónia, Grécia, Irlanda e Reino Unido), o coeficiente não é estatisticamente diferente de zero, sugerindo não haver uma dependência significativa entre as variáveis.

3.2.2 Estacionaridade do saldo orçamental primário e da dívida pública

De forma a analisarmos a estacionariedade dos rácios da dívida pública sobre o PIB e do saldo orçamental primário sobre o PIB e, por conseguinte, aferir da sustentabilidade dos mesmos, realizamos o teste de raiz unitária, em particular o teste “Augmented Dickey-Fuller”(ADF) e o teste “Phillips Perron” (PP). Se as séries forem não

estacionárias, isso significa que os choques têm efeitos permanentes sobre as mesmas, não havendo lugar à convergência para os valores iniciais, prévios aos choques: insustentabilidade.

O teste “Dickey-Fuller” (DF) possibilita a utilização de três especificações distintas (Gujarati, 1995), a saber: com termo constante (3.4), sem termo constante (3.5) e com termo constante e tendência (3.6). Assim:

$$Y_t = c + \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.4)$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.5)$$

$$Y_t = c + \rho Y_{t-1} + \lambda T + \mu_t \quad (3.6)$$

Em que $-1 \leq \rho \leq 1$, T é a tendência e μ_t uma perturbação aleatória.

Com base em Polito e Wickens (2012), adotou-se a especificação com termo constante (3.4).

A equação (3.4) pode ser transformada em:

$$Y_t - Y_{t-1} = c + \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.7)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = c + (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.8)$$

$$\Delta Y_t = c + (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.9)$$

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.10)$$

O teste DF testa a hipótese nula $H0: \delta=0$. Se $\delta=0$, então $\rho=1$, logo a série é não-estacionária (Gujarati, 1995). Alternativamente, a série é estacionária se $H1: \delta<0$ ($\rho<1$). Se $\delta>0$ ($\rho>1$), a série é explosiva, isto é, a sua dinâmica é auto-alimentada, independentemente dos choques. Por exemplo, no caso da dívida pública isso significa que, mesmo verificando-se equilíbrio orçamental primário, a dívida pública cresce continuamente devido ao efeito “*snowball*” decorrente de um crescimento económico aquém do custo do serviço da dívida. Para realizar o teste “Dickey-Fuller aumentado” (ADF), acrescentamos a (3.10) os valores desfasados da variável dependente, ΔY_t , de forma a obter estimativas não enviesadas de δ na presença de correlação nos termos de perturbação:

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (3.11)$$

O teste ADF também testa a hipótese nula $H_0: \delta=0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \delta < 0$ ($\rho < 1$).

O teste “Phillips Perron” (PP) assume que existe correlação entre os termos de perturbação, mas não tem em consideração o desfasamento da variável dependente, adotando um método estatístico não paramétrico (Gujarati, 1995).⁴

O Quadro 6 mostra o resultado dos testes ADF e PP para a dívida pública e saldo orçamental primário, em particular a estatística-*t* associada ao coeficiente δ e dado o número de desfasamentos da variável dependente (no caso do teste ADF). O número de desfasamentos da variável dependente foi determinado de acordo com o critério de informação de Schwarz (SIC). A presença de (*) indica que há evidência empírica a favor da sustentabilidade das contas públicas, i.e., que “ H_0 : a série exhibe raiz unitária” é rejeitada para um nível de significância inferior ou igual a 10%.

Quadro 6: Testes "Augmented Dickey-Fuller" (ADF) e "Phillips Perron" (PP) - dívida pública e saldo orçamental primário

Países	Dívida pública		Saldo orçamental primário	
	ADF	PP	ADF	PP
Alemanha	-1,7191	-0,7192	-4,5386 *	-4,4792 *
Áustria	-3,0923 **	-1,0854	-3,7745 *	-3,5749 **
Bélgica	-1,9177	-1,4928	-1,5949	-1,4491
Dinamarca	-2,0151	-1,8938	-3,5469 **	-1,9326
Espanha	-2,1216	-1,8383	-1,9639	-0,8134
Estónia	-2,8922 ***	-2,4197	-4,4629 *	-6,3864 *
Finlândia	-1,9081	-1,2272	-3,2146 **	-2,3343
França	0,5589	2,2581	-3,2146 **	-2,4354
Grécia	2,4564	1,8568	-1,6732	-1,6732
Holanda	-1,5620	-1,4928	-3,3787 **	-3,4384 **
Irlanda	-1,3386	0,0726	-1,6724	-1,6846
Itália	-2,2230	-2,2230	-1,4316	-1,4316
Luxemburgo	-0,6441	-0,5259	-2,9184 ***	-2,2874
Polónia	-0,6073	-0,6651	-2,5222	-2,5222
Portugal	5,2302	4,9743	-2,8761 ***	-2,7642 ***
Reino Unido	-0,6516	-0,7876	-3,2378 **	-2,6695 ***
Suécia	-2,3456	-1,7774	-2,6879 ***	-2,9419 ***

Nota: Valores negativos e, em módulo, acima dos valores críticos a 1% (*), 5% (**) e 10% (***).

⁴ O Quadro B2, no Anexo B, apresenta os dados utilizados e as respetivas fontes.

Para o rácio da dívida pública no PIB, de acordo com o teste ADF e com o teste PP, para a maioria dos países existe evidência estatística suficiente para concluir pela não rejeição da hipótese nula, ou seja, para concluir que para estes países o rácio da dívida pública no PIB é não estacionário.

O rácio da dívida pública no PIB é também não estacionário no caso da Áustria e da Estónia de acordo com o teste PP. No entanto, para um nível de significância de 5% no caso da Áustria e de 10% no caso da Estónia, existe evidência estatística suficiente para concluir pela rejeição da hipótese nula, ou seja, para concluir que o rácio da dívida pública no PIB é estacionário de acordo com o teste ADF.

No que respeita ao rácio do saldo orçamental primário no PIB, de acordo com os testes ADF e PP, para a Bélgica, Espanha, Grécia, Irlanda, Itália e Polónia existe evidência estatística suficiente para concluir pela não rejeição da hipótese nula, ou seja, para concluir que o rácio do saldo orçamental primário no PIB é não estacionário. No caso da Alemanha, Áustria, Estónia, Holanda, Portugal, Reino Unido e Suécia os testes ADF e PP aplicado ao rácio do saldo orçamental primário no PIB, apresentam evidência estatística suficiente para concluir pela rejeição da hipótese nula, ou seja, para concluir que o rácio do saldo orçamental primário no PIB é estacionário. Para a Dinamarca, Finlândia, França e Luxemburgo, apenas o teste ADF permite concluir pela evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, ou seja, para concluir que o rácio do saldo orçamental primário no PIB é estacionário.

Os testes realizados tinham como principal objetivo aferir da sustentabilidade dos rácios da dívida pública e do saldo orçamental primário no PIB. Em termos gerais, os resultados são pró-sustentabilidade se o rácio da dívida pública no PIB e o rácio do saldo orçamental primário no PIB forem estacionários (testes ADF e PP) e se o rácio do saldo orçamental primário no PIB reagir positivamente ao rácio da dívida pública no PIB observado no período anterior (teste de Bohn).

O Quadro 7 resume os resultados obtidos.

Quadro 7: Resumo dos testes Bohn, ADF e PP

Países	Bohn	Dívida Pública		Saldo Orçamental Primário	
		ADF	PP	ADF	PP
Alemanha	I	I	I	S	S
Áustria	S	S	I	S	S
Bélgica	S	I	I	I	I
Dinamarca	S	I	I	S	I
Espanha	I	I	I	I	I
Estónia	I	S	I	S	S
Finlândia	S	I	I	S	I
França	I	I	I	S	I
Grécia	I	I	I	I	I
Holanda	S	I	I	S	S
Irlanda	I	I	I	I	I
Itália	S	I	I	I	I
Luxemburgo	S	I	I	S	I
Polónia	I	I	I	I	I
Portugal	I	I	I	S	S
Reino Unido	I	I	I	S	S
Suécia	S	I	I	S	S

Notas: 1) Considerou-se um nível de significância igual ou inferior a 10%.

2) Teste segundo o qual os resultados deram pró-sustentabilidade (S) e teste segundo qual os resultados deram insustentabilidade (I).

De acordo com o Quadro 7 podemos constatar que os resultados divergem consoante o teste realizado, com a exceção de Espanha, Grécia, Irlanda e Polónia para os quais todos os testes realizados evidenciam insustentabilidade orçamental.

4. Indicadores de *stress* das finanças públicas – uma revisão de literatura

No capítulo anterior recolhemos evidência de agravamento do rácio da dívida pública no PIB para a maioria dos países da União Europeia entre 1970 e 2011 e, particularmente, entre 2007 e 2011. Apresentámos também os resultados da aplicação de três testes para aferir da sustentabilidade das contas públicas. De facto, os resultados obtidos não são robustos, não permitindo aferir inequivocamente sobre a condição de sustentabilidade das contas públicas para a maioria dos países da amostra. Adicionalmente, estes resultados são facilmente criticados pela simplicidade dos testes, nomeadamente pela limitação associada ao número de variáveis consideradas - incluindo apenas a dívida pública e o saldo orçamental primário - e porque não permitem a identificação dos fatores determinantes, bem como da sua importância relativa, para a insustentabilidade orçamental.

Neste contexto, nos últimos anos foram desenvolvidos indicadores de sustentabilidade orçamental que, para além da dívida pública e do saldo orçamental primário, consideram variáveis monetárias - *e.g.*, a taxa de inflação e a taxa de juro -, tendências de longo prazo - *e.g.*, os custos esperados com o envelhecimento da população -, bem como fatores políticos - *e.g.*, o número de anos que faltam até ao próximo momento eleitoral. Estes indicadores compósitos são designados na literatura como indicadores de *stress* orçamental (*fiscal stress*).

A noção de indicador de *stress* das finanças públicas está associada à capacidade de uma variável ou de um conjunto de variáveis sinalizar a existência de problemas de sustentabilidade e/ou solvabilidade orçamental. Neste sentido, os períodos de *stress* orçamental correspondem a períodos durante os quais o governo incorre num risco acrescido de incumprimento, e que resultam do acumular de desequilíbrios entre receitas e despesas, pondo em causa a resposta face às suas obrigações.

A discussão em torno dos indicadores de *stress* das finanças públicas reúne metodologias e variáveis distintas, porém existem princípios e conceitos comuns e amplamente utilizados que importam clarificar.

Na literatura, os conceitos de sustentabilidade orçamental e solvabilidade orçamental surgem, por vezes, como se da mesma definição se tratasse. Embora ambos os conceitos estejam associados ao cumprimento da restrição orçamental intertemporal - o que, teoricamente é verificado se o valor atualizado dos saldos orçamentais primários futuros for igual ao valor presente da dívida pública - compreendem horizontes temporais diferentes. Assim, a sustentabilidade orçamental é perspetivada numa ótica de longo prazo e prende-se com a capacidade do governo financiar a sua dívida corrente e as despesas futuras, enquanto a solvabilidade orçamental está relacionada com capacidade do governo cumprir as suas obrigações no curto prazo (European Commission, 2009).

Num levantamento, que se pretende abrangente embora particularmente focado nos indicadores recentemente desenvolvidos, recuamos a 2005, data a partir da qual é possível perceber a evolução das metodologias adotadas e das próprias variáveis utilizadas na definição dos indicadores de *stress* orçamental.

A European Commission (2009) utiliza dois indicadores para análise da sustentabilidade das finanças públicas, o *S1* e o *S2*. O *S1* traduz o ajustamento necessário no atual saldo orçamental primário para que o rácio da dívida pública no PIB seja de 60% em 2060; por seu lado, o *S2* traduz o ajustamento necessário no atual saldo orçamental primário para que a restrição orçamental intertemporal, num horizonte temporal infinito, seja cumprida. A derivação destes indicadores tem como grandes *inputs* a dívida pública, o saldo orçamental primário e os custos esperados com o envelhecimento da população. Os indicadores *S1* e *S2* são constituídos por três componentes: i) a diferença entre o saldo orçamental primário que estabiliza a dívida e o valor inicial do saldo orçamental primário, ou seja, o ajustamento necessário, dado o nível inicial do saldo orçamental primário (*IBP*); ii) o ajustamento necessário para que o rácio da dívida pública no PIB seja de 60% em 2060 (*DR*) e iii) a intervenção necessária face às alterações da despesa pública no longo prazo como sejam, as despesas adicionais com o envelhecimento da população ou com a reforma dos sistemas de proteção social para reduzir custos no horizonte temporal considerado (*LTC*). Assim, temos:

$$S1 = IBP + DR + LTC \quad (4.1)$$

$$S2 = IBP + LTC \quad (4.2)$$

O cálculo dos indicadores SI e $S2$ é feito com base no pressuposto de que o rácio da despesa pública no PIB, com exceção das despesas relacionadas com o envelhecimento da população e com o serviço da dívida pública, se mantém constante no período considerado. No que se refere à componente DR , esta vai aumentar ou diminuir o valor do indicador SI consoante o país em análise apresente níveis de dívida pública acima ou abaixo de 60% do PIB, ou seja, se o país tem um rácio de dívida pública no PIB superior (inferior) a 60%, esta componente tem valor positivo (negativo), pelo que vai aumentar (diminuir) o valor do indicador. No caso do indicador $S2$ o valor de DR é zero, uma vez que o objetivo é cumprir a restrição orçamental intertemporal num horizonte infinito. Os indicadores SI e $S2$ traduzem a amplitude do ajustamento necessário para garantir a sustentabilidade orçamental, o que significa que se assumirem um valor negativo a restrição orçamental intertemporal está a ser cumprida, enquanto se o valor for positivo terá que ser feito um ajustamento que será tanto maior, quanto maior for o valor do indicador.

Com o objetivo de avaliar a posição orçamental de um país, Polito e Wickens (2011) desenvolvem um índice, denominado Índice de Postura Orçamental (*Fiscal Stance Index – FSI*), que agrega dois conjuntos de variáveis, permitindo incorporar, por um lado, a componente da restrição orçamental intertemporal e, por outro, a componente relacionada com o ciclo económico.

O FSI baseia-se na comparação entre o nível desejado do rácio da dívida pública sobre o PIB em determinado momento no futuro e a previsão do nível do rácio da dívida pública no PIB obtido através de um modelo de previsão VAR sujeito à restrição orçamental e que inclui as seguintes variáveis: o PIB, a taxa de inflação, a taxa de juro de longo prazo, a taxa de juro de curto prazo, o rácio da dívida pública no PIB, o rácio da despesa pública no PIB e o rácio das receitas públicas no PIB. Para cada variável foi calculada a correspondente média ponderada (pelo PIB nominal de cada país). Assim, o Índice de Postura Orçamental, no período t para o momento $t+n$, representa-se por:

$$FSI(t, n) = \exp \left[(1 + \rho)^{-n} \ln(b_{t+n}^*) - \ln(b_t) - E_t \sum_{s=1}^n (1 + \rho)^{-s} k_{t+s} \right]$$

$$= \exp \{ (1 + \rho)^{-n} \cdot [\ln(b_{t+n}^*) - E_t \ln(b_{t+n})] \} \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 1 \quad (4.3)$$

Em que:

$$k_t = c + \frac{g}{b} \ln(g_t) - \frac{v}{b} \ln(v_t) + (1 + \rho)p_t \quad (4.4)$$

b_{t+n}^* é o rácio desejado da dívida pública sobre o PIB no momento $t+n$;

b_t é o rácio da dívida pública sobre o PIB;

g_t é o rácio das despesas sobre o PIB;

v_t é o rácio das receitas sobre o PIB.

Através deste índice, é possível analisar a posição orçamental de cada país através da decomposição do próprio nas suas componentes. Se o *FSI* for igual à unidade significa que o país se encontra numa posição orçamental apropriada; se for superior a 1 significa que o governo tem margem para aumentar o rácio da dívida pública sobre o PIB; e se for inferior à unidade significa que o governo deve agir no sentido de diminuir o rácio da dívida pública sobre o PIB.

Este índice foi desenvolvido com base numa amostra de 14 países da União Europeia (UE) e os Estados Unidos da América (EUA) durante o período de 1970 – 2011 (com exceção de Portugal, cujos dados estavam apenas disponíveis a partir de 1977), sendo a OCDE a fonte dos dados estatísticos. A informação resultante deste índice depende não só do nível de dívida desejada mas também do horizonte temporal considerado. Neste trabalho, os autores consideraram um horizonte temporal de um ano e usaram o valor corrente do rácio de dívida pública sobre o PIB como o nível desejado. Os resultados de Polito e Wickens (2011) mostram que todos os países sofreram variações da sua posição orçamental ao longo do período em análise, sendo que a maioria apresentou melhorias nos períodos pré-crisis financeiras e deterioração após as mesmas. Observou-se que, no geral, as despesas variam mais do que as receitas, sendo as primeiras as que mais contribuem para a determinação da posição orçamental. Os países cuja posição orçamental mais se degradou com a recente crise foram: a Dinamarca, a Finlândia, a Grécia, a Irlanda, a Espanha, o Reino Unido e os EUA. Note-se que, o ajustamento necessário para que o rácio da dívida sobre o PIB voltasse aos níveis de 2007 diminui à medida que aumenta o prazo adotado. Assim, e considerando um prazo de cinco anos, a Alemanha, a Dinamarca, a Finlândia, a Grécia, a Irlanda e o Reino Unido teriam que diminuir o respetivo rácio em mais do que quatro pontos percentuais.

Para os decisores políticos é crucial dispor de informação que reflita uma imagem verdadeira e apropriada das finanças públicas, sendo igualmente importante ter um mecanismo capaz de sinalizar atempadamente a possibilidade de ocorrência de uma crise. Neste contexto, surge um outro tipo de abordagem através dos *Early Warning Systems* (EWS), que constituem modelos através dos quais é possível não só identificar as vulnerabilidades das economias, mas também sinalizar antecipadamente a eminência de uma crise.

Na literatura, a metodologia dos EWS tem sido aplicada fundamentalmente a crises cambiais, bancárias e financeiras, tendo o interesse neste tipo de sistemas de alerta sido estimulado pela crise financeira do México (1994-95) e, muito particularmente, pela crise financeira de 1997-98 no este-sudeste asiático, pela surpresa que causaram. Com base em certos indicadores, como a taxa de câmbio, o saldo da balança corrente, as reservas cambiais detidas pelos bancos centrais, variáveis referentes aos balanços dos setores empresariais e financeiros, entre outras, este tipo de modelos pretende identificar atempadamente países vulneráveis a este tipo de crises.⁵ As aplicações deste tipo de metodologia a crises de dívida soberana são bastante mais escassas e recentes, sendo possível encontrar cinco importantes referências na literatura: Ciarlone e Trebeschi (2005), Manasse e Roubini (2009), Baldacci *et al.* (2011a), Baldacci *et al.* (2011b) e Berti *et al.* (2012).

Em Ciarlone e Trebeschi (2005) é desenhado um EWS para crises de dívida pública através de um modelo multinominal que permite distinguir entre três regimes: período tranquilo, período de crise e período de ajustamento.

Neste estudo, é considerado que uma economia se encontra numa crise de finanças públicas caso se encontre em pelo menos uma de cinco condições: i) declarou publicamente o atraso nos pagamentos relacionados com a sua dívida pública ou externa; ii) falhou o pagamento de juros e/ou de capital relacionados com as suas obrigações externas para com os credores institucionais e comerciais, num montante que ultrapassa 5% da percentagem de serviço da dívida pago no final do ano; iii) acumulou dívidas ao nível dos juros e/ou do capital relacionados com as suas

⁵ Para uma análise mais pormenorizada sobre a aplicação da metodologia dos EWS a crises financeiras ver, por exemplo, Kaminsky *et al.* (1998), Berg *et al.* (2000), Perrelli *et al.* (2002), e, mais recentemente, Frankel e Saravelos (2010) e Babecky *et al.* (2011).

obrigações externas para com os credores institucionais e comerciais, que ultrapassam 5% do total da dívida externa exigível no final do ano; iv) assinou um acordo de reestruturação da dívida com um credor institucional e/ou comercial; v) recebeu um pacote de assistência do FMI que excede 100% da quota.

Foram utilizadas 28 variáveis macroeconómicas relacionadas com a sustentabilidade da dívida pública, mais concretamente, variáveis que permitem medir o peso do endividamento externo, o montante de recursos destinados ao seu serviço, a capacidade de atração de reservas internacionais, as condições monetárias e financeiras externas e os fluxos líquidos de capital. Para cada uma destas 28 variáveis foi analisado o seu comportamento em torno do período de crise. Para isso, foi definido o período t como sendo o período de crise, ou seja, o período no qual o indicador assume pela primeira vez o valor 1, sinalizando a existência de “crise”; definindo-se ainda um intervalo que compreende este período t e que vai de $t-3$ a $t+3$. De seguida procedeu-se ao cálculo da média da variável no período tranquilo, bem como ao cálculo da média da variável observada nos períodos de crise e nos períodos antes e depois da crise, possibilitando assim a comparação e análise da evolução da variável. Baseado num modelo de escolha binária Logit, este trabalho é desenvolvido em torno de duas especificações diferentes:

- a) um modelo binominal, que permite distinguir entre a economia “entrar” (que corresponde ao 1º ano de crise) e “estar” (corresponde aos anos subsequentes até ao fim do episódio de crise) em crise de dívida pública;
- b) um modelo multinominal que permite distinguir entre “entrar em crise” e “período de ajustamento”.

A primeira especificação do modelo compreendeu três fases: i) aplicação do modelo às 28 variáveis e exclusão de todas as que não se revelaram significativas para “entrar” ou “estar” em crise, bem como aquelas que, tendo significância estatística deram um sinal contra-intuitivo; ii) agrupamento, de acordo com a sua natureza, das variáveis selecionadas na fase i) e aplicação do modelo a cada um desses grupos, eliminando-se as variáveis que não se revelaram significativas e que não deram o sinal correto; iii) aplicação de um Logit às variáveis que passaram a fase i) e ii), tendo-se excluído uma vez mais as variáveis que se revelaram estatisticamente não significativas. Findo este processo, restaram apenas 6 variáveis: o rácio dos pagamentos dos juros da dívida

externa sobre as reservas internacionais, o grau de abertura ao comércio internacional, a taxa de crescimento das exportações, os rácios da dívida externa total e dívida de curto prazo em relação ao PIB e o rácio de reservas internacionais sobre o total da dívida externa.

Na segunda especificação, o modelo foi estimado, inicialmente, usando as seis variáveis identificadas como tendo significância estatística no modelo binominal; de seguida, o modelo foi estimado, utilizando também variáveis que, ou aparecem na literatura como sendo relevantes ou se mostraram de interesse na análise feita inicialmente aquando do estudo do comportamento das variáveis. Esta última especificação tem uma vantagem relativamente à primeira pois permite ter mais do que dois regimes e desta forma permite distinguir explicitamente entre “entrar em crise” e período de “ajustamento”. Assim temos: período de “crise” quando um país não sinalizou crise nos últimos 2 anos mas irá enfrentar problemas no ano a seguir; período “tranquilo” quando uma economia nunca experienciou uma “crise” ou saiu de uma no período $t-1$; todos os restantes casos são fases de “ajustamento”.

Ambas as especificações foram aplicadas a uma amostra de 28 economias emergentes com um significativo acesso ao mercado, entre 1980 e 2002, tendo-se verificado que as medidas do nível de dívida externa, de reservas internacionais, do serviço da dívida, bem como o grau de abertura de uma economia são relevantes para aferir da probabilidade de uma economia enfrentar problemas.

Numa outra perspetiva, surge o estudo de Manasse e Roubini (2009), através do qual se pretende, por um lado, compreender quais as condições económicas e políticas associadas à ocorrência de uma crise de dívida soberana e, por outro lado, encontrar limiares para os indicadores de vulnerabilidade que permitam sinalizar o risco de um país enfrentar um cenário de crise da dívida pública.

O método utilizado é o CART (*Classification and Regression Tree*) que, de forma muito resumida, consiste num algoritmo que identifica as características com uma relação mais estrita com os fenómenos de “crise” e “não crise”, assentando numa árvore de decisão, em que perante cada nó há lugar a uma resposta “sim” ou “não” quanto à observância de determinada variável. Foi considerado que um país estava em “crise de dívida” quando se encontrava nas condições compreendidas na definição usada pela

Standard & Poor's (um governo que não cumpre as suas obrigações externas nas datas fixadas), ou se tinha recebido um empréstimo do Fundo Monetário Internacional que excedia 100% da respetiva quota. Salientou-se ainda a heterogeneidade do comportamento dos governos perante questões de insolvência, liquidez e diversos riscos macroeconómicos, e a consequente implicação desta na caracterização da crise.

Os limiares dos indicadores relacionados com a ocorrência de crise foram determinados através de um método binário e regressivo e com base nas observações que permitiam, minimizando os erros, dividir entre “crise” e “não crise”. A partir de um conjunto inicial de cinquenta variáveis possíveis, os autores selecionaram apenas dez - que consideraram suficientes para o sucesso da classificação e da previsão -, as quais podiam constar mais que uma vez ao longo da árvore de decisão e que, portanto, podiam assumir valores diferentes em cada nó consoante a posição ocupada na árvore. As dez variáveis selecionadas foram: i) rácio da dívida externa sobre o PIB; ii) rácio da dívida externa de curto prazo sobre as reservas; iii) crescimento real do PIB; iv) rácio da dívida pública externa sobre as receitas orçamentais; v) taxa de inflação; vi) número de anos até à próxima eleição presidencial; vii) rácio da dívida de curto prazo sobre as reservas em moeda estrangeira; viii) necessidade de financiamento externo; ix) sobrevalorização da taxa de câmbio; e x) volatilidade da taxa de câmbio. De notar que este é um processo dinâmico e que o limiar encontrado para cada variável não deve ser avaliado isoladamente, pois a observância de “crise” ou “não crise” resulta do acumular dos valores encontrados para as diversas variáveis.

Por exemplo, o modelo sinaliza um fenómeno de crise se o país apresentar um rácio da dívida externa sobre o PIB superior a 50% e uma taxa de inflação superior a 10,47% tendo-se verificado que tal era verdade para 66,8% dos casos da amostra.

Esta metodologia permitiu derivar endogenamente os principais fatores relacionados com a vulnerabilidade da dívida soberana e os limiares associados ao risco de ocorrência de crises. Para tal, foram usadas observações de 47 economias emergentes durante o período de 1970 a 2002, permitindo a classificação das crises de dívida soberana em três tipos: (i) episódios de insolvência; (ii) episódios de fraca liquidez; e (iii) episódios relacionados com choques no PIB e nas taxas de câmbio. Os autores constataram que a natureza das crises de dívida soberana sofreu alterações nos anos

noventa, com as questões da solvabilidade orçamental e da economia política a terem maior relevância, bem como a tornar-se mais pertinente a vulnerabilidade aos choques de liquidez e de apreciação cambial.

Um dos estudos mais recentes é o de Baldacci *et al.* (2011a), onde são propostos dois índices que permitem avaliar o risco de incumprimento, transmitindo sinais antecipados da possibilidade de ocorrência de uma crise orçamental: o índice de vulnerabilidade orçamental, que condensa um conjunto de indicadores orçamentais e, a partir de valores históricos definidos pela média a 10 anos das variáveis e respetivos desvios, afere o nível de vulnerabilidade orçamental, aqui entendida como estabilidade; e o índice de *stress* orçamental, que avalia a suscetibilidade de um país à ocorrência de “eventos extremos”, tais como crises de dívida pública e grandes flutuações das taxas de juro.

Neste sentido, foram determinados os fatores que influenciam o cenário orçamental de referência e que podem ser divididos em três grupos: i) as variáveis orçamentais básicas (que aferem da consistência da dinâmica da dívida pública com a solvência orçamental), que englobam o rácio da dívida pública no PIB, o rácio do saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo no PIB e a diferença entre as projeções da taxa de juro nominal da dívida pública e da taxa de crescimento nominal do PIB; ii) as tendências orçamentais de longo prazo (que traduzem o impacto das tendências demográficas e económicas de longo prazo na solvabilidade), aferidas pelas despesas futuras com saúde e pensões, a taxa de fertilidade atual e a capacidade dos governos suportarem uma população mais envelhecida; e iii) a estrutura dos ativos e passivos dos governos (que refletem o impacto da exposição da composição dos ativos e passivos do governo na perceção da sua solvabilidade, avaliados pela natureza e maturidade), como sejam as necessidades de financiamento, a percentagem de dívida pública que é de curto prazo e a percentagem de dívida pública detida por não-residentes.

No que respeita ao índice de vulnerabilidade orçamental, este é composto por um conjunto de indicadores que são *standardizados* (z_t^i), através de uma fórmula que incorpora o valor do indicador (x_t^i), a média dos últimos dez anos (μ) - calculada separadamente para as economias avançadas e em desenvolvimento - e o desvio padrão (σ):

$$z_t^i = \frac{x_t^i - \mu}{\sigma} \quad (4.5)$$

Para cada um dos três grupos de indicadores referidos anteriormente, é calculada a média simples dos z_t^i , sendo estes transformados para o cálculo do índice de cada grupo numa distribuição normal de 0 a 10. Numa escala de 0 a 10, valores do índice próximos do limite superior indicam um elevado grau de vulnerabilidade, enquanto valores próximos de 5 revelam uma vulnerabilidade dita “normal”.

Por seu lado, o índice de *stress* orçamental é calculado em três fases:

- i) definição de crise orçamental, onde é determinado que deve ser observada pelo menos uma de quatro condições: a) incumprimento ou reestruturação da dívida pública; b) financiamento pelo FMI em montante superior a 100% da respetiva quota; c) taxa de inflação muito elevada; e d) oscilações acentuadas nas taxas de juro da dívida soberana;
- ii) avaliação da capacidade de sinalização das variáveis tendo em consideração os valores críticos estimados através de um método não paramétrico. O poder de sinalização é dado por:

$$w_i = \frac{(1-z_i)}{z_i} \quad (4.6)$$

Em que z_i é a soma dos erros tipo I ($FP(C)$) - quando o modelo sinaliza erradamente “crise”- e tipo II ($FN(C)$) – quando não sinaliza “crise” mas ela ocorre.

- iii) cálculo do índice, com base no número de indicadores que excedem os limites, ponderados pelo seu poder de sinalização de períodos de crises (separadamente para economias avançadas e em desenvolvimento).

A estimação dos limiares críticos (C) é feita estabelecendo-se para cada indicador um valor ótimo que baliza os períodos de crise e de “não crise”, e que resulta do acomodar de dois tipos de erros estatísticos. Se a variável exceder esses limites, o modelo envia um sinal da ocorrência de uma futura crise. O valor de C é aquele que minimiza $TME(C)$, que consiste na soma de erros tipo I ($FP(C)$) e tipo II ($FN(C)$), e é expresso por:

$$TME(C) = \frac{FN(C)}{N_c} + \frac{FP(C)}{N_{NC}} \quad (4.7)$$

Em que:

N_c é o número total de crises observadas;

N_{NC} é o número total de eventos de “não crise” observados.

Os índices de vulnerabilidade orçamental e de *stress* orçamental foram calculados separadamente para economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Foi também calculado um índice combinado, usando a média simples dos dois índices anteriores, para os três grupos de indicadores definidos.

Empiricamente, constatou-se que o risco de incumprimento é significativamente maior nas economias avançadas do que nas economias em desenvolvimento, em parte devido ao envelhecimento da população nas economias mais maduras. De notar que, nas economias em desenvolvimento, o risco de incumprimento é atualmente maior do que antes da crise financeira e económica de 2008-09, o que reflete, entre outros, riscos associados às taxas de câmbio e aos níveis de dívida elevados. Em 2010, houve uma ligeira redução do risco de incumprimento para as economias avançadas - apesar do risco associado às variáveis orçamentais básicas permanecer elevado, refletindo um aumento da dívida pública - e um aumento do risco orçamental para as economias emergentes. No que respeita ao risco de solvabilidade relacionado com pressões orçamentais de longo prazo, este é elevado e acima do “normal” nas economias avançadas pressionando a solvabilidade das economias em desenvolvimento.

Em Baldacci *et al.* (2011b) é retomado o trabalho de Baldacci *et al.* (2011a). Considerando os mesmos indicadores e a mesma definição de “crise”, é desenvolvido um índice compósito para sinalizar a existência de problemas de sustentabilidade orçamental (em economias desenvolvidas e em desenvolvimento) utilizando o método de “sinalização” (“*signaling*”) proposto por Kaminsky *et al.* (1998) e através do qual são: i) identificados os indicadores relacionados com os fenómenos de crise; ii) determinados individualmente os limiares críticos a partir dos quais é sugerida a possibilidade de ocorrência de crise; e iii) agregados num índice composto, através da média ponderada pelo seu poder previsional.

A determinação dos limiares críticos procura balancear os dois tipos de erros estatísticos apresentados por Baldacci *et al.* (2011a), uma vez que os autores detetaram que quando o valor utilizado é muito baixo, aumenta o número de sinais de eventos de crise detetados pelo modelo - erros de tipo II diminuem - mas aumenta também o número de sinais errados – erros de tipo I aumentam. Ao contrário de Baldacci *et al.* (2011a), o

valor crítico (C) não foi calculado através da minimização dos erros tipo I e II, mas sim através da maximização do rácio “signal-to-noise” ($SNR(C)$), que consiste no rácio da percentagem das observações corretamente classificadas como “crise” sobre a percentagem de observações de “não crise” incorretamente classificadas como “crise”:

$$SNR(C) = \frac{TP(C)/N_C}{FP(C)/N_{NC}} \quad (4.8)$$

Em que:

$TP(C)$ é o número de observações corretamente classificadas como crise.

O índice de *stress* orçamental é calculado em dois momentos: i) cálculo de um índice para cada grupo de variáveis, onde para cada variável, ponderada pelo seu valor previsional, é assumido o valor 1 se ultrapassar o valor crítico; ii) é avaliado o poder previsional de cada índice calculado em i) e os indicadores são posteriormente agregados num índice, ponderados pelo seu próprio poder previsional e pelo do seu grupo. Este índice representa-se por:

$$\text{Índice de stress fiscal} = \sum_g w_g \sum_i w_{i,g} d_i \quad (4.9)$$

Onde:

$w_{i,g}$ é o peso de cada indicador i no grupo g ;

w_g é o peso do grupo;

d_i é uma variável dummy que assume o valor de 1 (ou 0), consoante o valor está acima (ou abaixo) do valor crítico.

Para o desenvolvimento do índice de *stress* orçamental utilizou-se uma amostra de 29 economias avançadas e 52 economias emergentes durante o período de 1995-2011, e foram calculados, separadamente, para os dois tipos de economias os limiares críticos.

Dada a abrangência do conceito de crise orçamental, foi identificado, comparativamente com outros estudos realizados, um maior número de eventos de *stress* para o período em causa. É possível verificar algumas diferenças relativamente aos fatores que sinalizam a possibilidade de ocorrência de *stress* orçamental. Decompondo o índice de *stress* orçamental constata-se que os indicadores de *stress* orçamental mais apropriados nas economias avançadas são os que estão relacionados com as necessidades de

financiamento e com os riscos de solvabilidade orçamental (variáveis fiscais de base e tendência de longo prazo), enquanto nas economias em desenvolvimento, estes correspondem aos riscos associados à estrutura e exposição da dívida pública aos mercados financeiros (natureza e maturidade dos ativos e passivos). Constatou-se ainda que a América do Norte e a Europa apresentam o maior risco de *stress* orçamental.

Berti *et al.* (2012) desenvolveram um indicador compósito tendo por base o trabalho de Baldacci *et al.* (2011b), usando a mesma definição de “crise”, os mesmos episódios de crise e aplicando a metodologia “*signaling approach*” a um conjunto de 44 países (33 países da União Europeia mais 9 economias avançadas). Este trabalho tem como elemento inovador, o facto de considerar, para além de variáveis orçamentais, variáveis financeiras e variáveis relacionadas com a competitividade. Os limiares críticos foram calculados para o índice compósito para dois subgrupos de variáveis, orçamentais e financeiras/competitividade, e para cada variável isoladamente. A determinação dos valores críticos é feita minimizando a soma dos erros tipo I e tipo II (Baldacci, 2011a) - uma vez que o número de erros produzido é menor do que usando o “*signal-to-noise*” (Baldacci, 2011b) -, e o valor que daqui resulta para cada variável para a totalidade dos países é considerado como um valor crítico absoluto.

O índice *SO*, para o país *j* no período *t*, é calculado pela soma ponderada das variáveis que ultrapassaram os valores críticos, e representa-se por:

$$SO_{jt} = \sum_{i=1}^n w_i d_{jt}^i = \sum_{i=1}^n \frac{z_i}{\sum_{k=1}^n h_{jt}^k \cdot z_k} d_{jt}^i \quad (4.10)$$

Em que:

n é o numero total de variáveis;

z_i é o poder de sinalização da variável;

d_{jt}ⁱ é uma variável dummy que assume o valor 1, se é emitido um sinal de “*fiscal stress*” pela variável *i*, para o país *j* no momento *t*; assume o valor 0, caso contrário;

h_{jt}^k ∈ {1,0} assume o valor 1 se a variável *k* for observável para o país *j* no período *t*.

Um dos principais resultados é a melhor performance das variáveis financeiras/competitividade, comparativamente com as variáveis orçamentais, na deteção antecipada de *stress* orçamental (o poder de sinalização é maior e o número de

episódios de *stress* orçamental perdidos é menor). Outro resultado a realçar é o desempenho do indicador compósito ser substancialmente melhor na sinalização de um episódio de *stress* orçamental do que quando as variáveis são consideradas isoladamente.

Vantagens e limitações

Num quadro de vantagens e limitações, podemos focar duas perspetivas: a metodologia utilizada e a pertinência da informação produzida.

Em Ciarlone e Trebeschi (2005), é o carácter abrangente da definição de crise utilizada que acarreta a principal desvantagem, comum a ambas as especificações do modelo, e que se prende com o elevado número de falsos alarmes lançados.

No caso dos indicadores *S1* e *S2*, desenvolvidos pela European Commission (2009), embora forneçam informação quanto ao ajustamento necessário, nenhum dos indicadores revela a forma como esse ajustamento deve ser feito, ou seja, se o ajustamento deverá ser feito através do aumento das receitas ou da redução das despesas.

Já a metodologia aplicada por Manasse e Roubini (2009), o CART, é questionada no que respeita ao poder previsionial do modelo, pois este é satisfatório para a amostra utilizada, mas insatisfatório “fora da amostra”. O modelo não é capaz de prever as crises dos anos 90 com base nos dados históricos, provavelmente devido à alteração da natureza das crises dos últimos anos. Não obstante, esta ferramenta pode ser usada para vigilância, prevenção e resolução de um cenário de crise.

Contudo, algumas características, como a capacidade de encontrar dependências, interações e de lidar com heterogeneidade, fazem do CART um método preferencial face aos, por exemplo, métodos paramétricos, capazes de trabalhar apenas uma estrutura dominante de dados; o CART permite utilizar múltiplas estruturas. Outra característica a favor deste método é não exigir especificações de busca, permitindo um certo distanciamento de teorias que defendam esta ou aquela variável como preferível em detrimento de outra. O CART, porém, apresenta algumas debilidades, como por exemplo, o facto de atribuir a todos os casos no mesmo nó a mesma probabilidade, não

conseguindo diferenciar a contribuição marginal da cada variável. Outro problema prende-se com a fraca dotação para identificar relações gerais entre as variáveis da amostra e com o facto de não haver assunções quanto à distribuição de probabilidades, o que leva a que os intervalos de confiança não sejam associados aos limiares.

Em Baldacci *et al.* (2011a, 2011b) e Berti *et al.* (2012), a utilização do método de *signaling* permite, por um lado, a simplicidade na agregação dos indicadores orçamentais num índice composto e, por outro, a possibilidade de acomodar as diferenças no tipo e horizonte temporal dos dados disponíveis para as variáveis utilizadas. Já em Polito e Wickens (2011) o método utilizado possibilita a decomposição do indicador nas suas componentes, identificando quais as variáveis orçamentais que requerem mais atenção e permitindo o aperfeiçoamento do indicador à medida que se obtém informação mais atualizada. Enquanto a principal limitação em Baldacci *et al.* (2011a, 2011b) e Berti *et al.* (2012) é a impossibilidade de se testar individualmente a significância estatística das variáveis estimadas, em Polito e Wickens (2011), para além da questão subjacente à definição de sustentabilidade orçamental, nomeadamente a forma como deverá ser avaliado e determinado o adequado rácio de dívida pública sobre o PIB, existe a questão da escolha das variáveis a incluir no modelo, mais concretamente a ausência da taxa de câmbio no caso de países com taxas de câmbio flexíveis e ainda a questão da utilização do VAR sem restrições que pode condicionar a qualidade das previsões do modelo.

A adoção da metodologia VAR, enquanto modelo estatístico, justifica-se e tem vantagens relativamente aos modelos estruturais, porquanto é de salientar: i) a sua autonomia face às teorias económicas, normalmente subjacentes aos modelos estruturais, característica principalmente relevante porque permite às agências oficiais tomarem decisões imparciais e independentes dos pressupostos, por vezes contraditórios, das várias teorias existentes; ii) a possibilidade de todos os modelos macroeconómicos poderem ser representados por modelos VAR, embora sujeitos a restrições; iii) a facilidade de aplicação empírica bem como a sua transparência e independência; e, por último, iv) a atualização do VAR, a cada momento que prevemos, permite-nos um melhor ajustamento dos dados. Contudo, existem alguns problemas no que respeita à utilização do VAR, como: i) a não utilização de restrições que permitiriam, no caso de estarem corretas, melhorar a eficiência das previsões (em Polito

e Wickens (2011) privilegiou-se a consistência, optando-se por não arriscar o enviesamento das previsões caso as restrições estivessem erradas) e ii) a utilização de dados brutos, mais concretamente dados não ajustados pelo ciclo, sendo a componente cíclica incorporada no modelo e não pelo ajustamento dos dados.

5. Avaliação da probabilidade de crise orçamental para os países da União Europeia

O trabalho desenvolvido nos capítulos anteriores permitiu, por um lado, fazer o levantamento dos determinantes e custos de uma dívida pública elevada e, por outro, perceber que uma análise simplificada da sustentabilidade da dívida pública não conduz a resultados inequívocos sobre a mesma.

Neste sentido, com base nos *outputs* dos capítulos anteriores, e depois de feita a revisão de literatura sobre os indicadores de *stress* existentes, foi possível construir um modelo que visa fundamentalmente identificar os principais determinantes de uma crise de dívida pública e aferir o seu impacto na probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida soberana.

Tendo presente que os trabalhos existentes sobre modelos de deteção de crises orçamentais em economias avançadas, como vimos na secção anterior, se baseiam, essencialmente, na metodologia de “*signaling approach*”, optámos por utilizar na nossa análise os modelos de escolha binária, Logit e Probit, que têm sido extensivamente aplicados na literatura de modelos de deteção de crises financeiras.⁶ Para esta opção também contribuiu o facto desta metodologia apresentar algumas vantagens relativamente à “*signaling approach*”, pois para além de considerar as correlações entre as variáveis, permite avaliar a significância estatística das mesmas e os seus efeitos marginais.

Neste capítulo, aplicaremos um modelo *Logit* a um painel de 17 países da União Europeia, para o período entre 1999 e 2011.⁷ Em termos gerais, a utilização de um modelo *Logit* permite avaliar o impacto de um conjunto de variáveis explicativas na probabilidade de ocorrência de um evento, que na nossa análise será a probabilidade de ocorrência de uma crise da dívida soberana.

⁶ Ver, por exemplo, Berg e Pattillo (1999) e Cihák e Schaeck (2010).

⁷ O mesmo definido para a aplicação do capítulo 3: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Polónia, Portugal, Reino Unido e Suécia.

5.1. Um modelo Logit para análise de crises orçamentais

O modelo desenvolvido no presente trabalho baseia-se na metodologia Logit, inserida no âmbito dos modelos de escolha binária, em que a variável dependente, Y , é uma variável qualitativa e assume o valor de 1 ou 0, consoante se observa uma crise ou não, e as variáveis independentes, X , são variáveis quantitativas e qualitativas.

Partindo do modelo de probabilidade linear (MPL), temos:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (5.1)$$

Em que:

Y_i é a variável explicada e assume o valor de 1 se ocorre “crise de dívida pública” num dado período para o país i e 0, caso contrário;

X_i é uma variável explicativa, por exemplo, o saldo orçamental primário observado num dado período para o país i ;

μ_i é um termo de perturbação aleatória.

Admitindo que $E(\mu_i) = 0$ (para obter estimadores não enviesados), temos:

$$E(Y_i|X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i \quad (5.2)$$

Assumindo que P_i é a probabilidade de $Y_i = 1$ e $(1 - P_i)$ é a probabilidade de $Y_i = 0$, temos, de acordo com a noção de valor esperado:

$$E(Y_i) = 0(1 - P_i) + 1(P_i) = P_i \quad (5.3)$$

Logo,

$$E(Y = 1|X_i, \beta) = \beta_1 + \beta_2 X_i = P_i \quad (5.4)$$

O que implica que $0 \leq E(Y_i|X_i) \leq 1$.

Esta especificação tem algumas limitações na estimação pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), mais concretamente: i) a não-normalidade dos termos de perturbação, uma vez que assim como Y_i , também μ_i apenas pode assumir 2 valores, seguindo portanto uma distribuição binomial; ii) a presença de heteroscedasticidade dos termos de perturbação, a qual torna os estimadores MQO não eficientes; iii) a não satisfação de que o valor esperado de Y seja positivo e inferior ou igual a 1; e iv) a impossibilidade de usar R^2 como medida do grau de ajuste. Acresce ainda que o MPL

pressupõe que P_i aumenta linearmente com X , não se mantendo no intervalo $[0,1]$ (Gujarati, 1995).

Para suprir esta última limitação, consideremos a função distribuição acumulada de uma variável aleatória, F , uma função contínua e estritamente crescente, que assume valores reais entre zero e um. É a escolha de F que determina o tipo de modelo binário (Logit, Probit...). No nosso caso, adotamos o modelo Logit, considerando portanto a função distribuição logística (acumulada), segundo a qual a probabilidade de ocorrência de crise é dada por:

$$P_i = E(Y = 1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_1+\beta_2 X_i)}} \quad (5.5)$$

E a probabilidade de não ocorrer crise ($1 - P_i$) é dada por:

$$1 - P_i = E(Y = 0|X_i) = \frac{1}{1+e^{(\beta_1+\beta_2 X_i)}} \quad (5.6)$$

Logo,

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{(\beta_1+\beta_2 X_i)}}{1+e^{-(\beta_1+\beta_2 X_i)}} = e^{(\beta_1+\beta_2 X_i)} \quad (5.7)$$

e

$$L_i = \ln \frac{P_i}{1-P_i} = \beta_1 + \beta_2 X_i \quad (5.8)$$

Para a estimação do modelo, usamos o programa econométrico EViews, e a representação do modelo acima usando a seguinte notação matricial (EViews 7 User's Guide II, Chapter 26):

$$P(y_i = 0|x_i, \beta) = F(-x_i' \beta) \quad (5.9)$$

e

$$P(y_i = 1|x_i, \beta) = 1 - F(-x_i' \beta) \quad (5.10)$$

em que $F(-x_i' \beta) = \frac{e^{-x_i' \beta}}{(1+e^{-x_i' \beta})}$ e x_i representa o vetor de variáveis explicativas, incluindo a constante.

A estimação dos coeficientes, tendo em conta as limitações apresentadas anteriormente, é feita através do método da máxima verosimilhança, cuja função é:

$$l(\beta) = \sum_{i=0}^n y_i \log(1 - F(-x_i' \beta)) + (1 - y_i) \log(F - (x_i' \beta)) \quad (5.11)$$

Em virtude da não linearidade das condições de primeira ordem da probabilidade, o EViews, utiliza, por defeito, a matriz das segundas derivadas para a interação e cálculo da matriz de covariâncias dos estimadores (*Quadratic hill climbing*). O método de *Huber/White* (QML) foi o escolhido para a computação das covariâncias robustas.

A interpretação dos coeficientes não é imediata, pois os coeficientes não devem ser entendidos como o efeito marginal na variável dependente. Já o sentido do impacto na variável dependente, resultado de uma alteração na variável independente, x_i , pode ser aferido diretamente pelo sinal do coeficiente, β_j . Um coeficiente positivo indica que um aumento na variável independente aumentará a probabilidade de resposta da variável dependente.

Neste modelo, o efeito marginal de x_i é dado por:

$$\frac{dE(y_i | x_i, \beta)}{dx_{i,j}} = f(-x_i' \beta) \beta_j \quad (5.12)$$

Em que $f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$ é a função densidade de F .

Escolhido o método de estimação, importa seleccionar e definir a variável explicada e as variáveis explicativas a considerar.

A variável dependente, Y , como referido anteriormente, representa a ocorrência de crise de dívida pública, assumindo o valor 1, se “ocorre uma crise de dívida pública” e o valor 0 se “não ocorre uma crise de dívida pública”. A definição de crise utilizada neste modelo tem por base o levantamento realizado no capítulo anterior, e está associada à observância de pelo menos uma das seguintes situações, como definido em Baldacci *et al.* (2011a, 2011b):

- i) incumprimento ou reestruturação da dívida pública (definição utilizada pela *Standard & Poor's*);
- ii) montante de financiamento pelo FMI superior a 100% da respetiva quota;
- iii) taxa de inflação muito elevada (superior a 35% por ano);

iv) elevadas taxas de juro da dívida soberana (*spreads* superiores a 1000 pontos base ou superiores a dois desvios padrão relativamente à média do país).

Com base nestes critérios, foram identificados 9 episódios de crise orçamental durante o período de 1999 a 2011, apresentados no Quadro 8. Dos 17 países da amostra apenas 4 observaram períodos de crise (Grécia, Irlanda, Polónia e Portugal), maioritariamente identificados pelos critérios ii) e iv) acima referidos.

Quadro 8: Episódios de crise

País (data)	Incumprimento (definição utilizada pela <i>Standard & Poor's</i>)	Financiamento superior a 100% quota FMI	Inflação superior a 35%	Taxas de juro da dívida soberana
Grécia (2010)		1		
Grécia (2011)	1			
Irlanda (2010)		1		
Irlanda (2011)				1
Polónia (2000)				1
Polónia (2009)		1		
Polónia (2010)		1		
Polónia (2011)		1		
Portugal (2011)		1		1

Quanto às variáveis explicativas, de forma a conjugar os contributos dos vários trabalhos existentes, foi selecionado um conjunto de variáveis que, tendo presente as limitações relativas à disponibilidade e qualidade da informação e ao número máximo de variáveis a incluir no modelo, permitisse abranger as várias dimensões (orçamental, política e estrutural).

Intuitivamente, para a análise da probabilidade de ocorrência de uma crise de dívida pública, afigura-se-nos como imperativo a inclusão de variáveis que – de forma mais compacta ou mais desagregada - integram a equação da dinâmica da dívida pública (3.2) e estão associadas às definições de solvabilidade e sustentabilidade orçamental que, como referido anteriormente, estão estritamente ligadas à restrição orçamental intertemporal (dimensão orçamental). De facto, estas variáveis, na sua totalidade ou em parte, surgem nos indicadores apresentados anteriormente, dos quais se destacam o *S1* e *S2* usado pela European Commission (2009) e o índice desenvolvido em Baldacci *et al.* (2011a, 2011b), pela forte incidência destas variáveis na sua composição.

Neste sentido, foram incluídas como variáveis independentes: a dívida pública, o saldo orçamental primário, a taxa de juro de longo prazo dos títulos de dívida pública e a taxa de crescimento nominal do Produto Interno Bruto (PIB). Esta inclusão foi feita com alguns ajustes, nomeadamente, a utilização do saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo (expresso em percentagem do PIB) de forma a excluir a componente cíclica e a utilização de uma variável que representa o chamado efeito “*snowball*”, dado pela diferença entre a taxa de juro nominal de longo prazo dos títulos de dívida pública e da taxa de crescimento nominal do PIB. A dívida pública (expressa em percentagem do PIB) integra o modelo decompondo-se em dívida pública de curto e de longo prazo (expressas em percentagem do PIB e desfasadas de um período).

Associada à noção de solvabilidade e de sustentabilidade está a capacidade do país cumprir as suas obrigações no curto e longo prazo, respetivamente. É portanto importante analisar a composição da dívida pública (daí a decomposição referida anteriormente), isto é, se é maioritariamente de curto ou longo prazo, aferindo assim da exposição/risco do país (Ciarlone e Trebeschi, 2005; Baldacci *et al.*, 2011a, 2011b).

A sustentabilidade das finanças públicas depende não só de despesas atuais mas também das tendências demográficas e sócio-económicas de longo prazo que pressionam o orçamento, isto é, de variáveis de dimensão estrutural (European Commission, 2009). Para esta pressão muito contribuem, principalmente no caso de economias avançadas, os gastos com o envelhecimento (Baldacci *et al.*, 2011a, 2011b). As projeções das despesas com pensões refletem os potenciais custos resultantes das alterações demográficas relacionadas com o envelhecimento da população. Neste sentido, foi introduzida no modelo, uma variável que representa a variação esperada nas pensões (expressa em percentagem do PIB), calculada com base na diferença entre a projeção a 30 anos e o valor histórico do ano, no período considerado (1999-2011).

Uma das causas frequentemente apontadas para a existência de dívida pública elevada relaciona-se com a ocorrência de ciclos político-económicos, sugerindo que existem ciclos que resultam do comportamento dos governos (Eslava, 2011). Para captar a dimensão política, considerou-se uma variável que representa a proximidade das eleições legislativas (Manasse e Roubini, 2009), mais concretamente o número de anos

que faltam até às próximas eleições legislativas (assumindo o valor zero, no ano das eleições).

Tendo presente que dos 17 países da União Europeia que constituem a amostra, apenas 13 pertencem à Área do Euro, que o país que evidenciou maior número de episódios de crise, a Polónia, tem moeda própria e que grande parte da sua dívida pública está em moeda estrangeira, pareceu-nos pertinente a inclusão de uma variável que traduzisse a possível relação entre o peso da dívida pública denominada em moeda externa e a probabilidade de ocorrência de crise (Ciarlone e Trebeschi, 2005). A depreciação/apreciação da moeda nacional implica um aumento/diminuição do valor da dívida quando avaliada em moeda doméstica, um fenómeno geralmente designado na literatura por “pecado original”. Neste sentido, optou-se pela inclusão de uma variável *dummy*, que assume o valor 1 para todas as observações da Polónia e o valor 0, para as restantes.

O Anexo C apresenta um resumo com a descrição de todas as variáveis, bem como todas as fontes dos dados utilizados na estimação do nosso modelo.

5.2. Análise de resultados

Após diversas interações, foi possível chegarmos a uma versão estabilizada do modelo (os *outputs* gerados pela aplicação econométrica EViews constam do Anexo D). Apresentam-se no Quadro 9 os resultados de quatro especificações, identificando os valores estimados dos coeficientes, os desvios padrão (entre parêntesis), o nível de significância evidenciado pela presença de (*), as medidas de qualidade do ajustamento e do poder preditivo das especificações utilizadas.

Quadro 9: Especificações Logit para a probabilidade de crise de dívida pública

Variável	I	II	III	IV
Constante (c)	-5,2021* (1,0662)	-20,9206* (7,0108)	-27,8255* (8,1741)	-49,6279** (24,5219)
Efeito “snowball” (snowball)	0,0880 (0,0732)	0,2076*** (0,1174)	0,2232*** (0,1207)	0,5993** (0,2975)
Saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo, em percentagem do PIB (sopaj)	-0,2239* (0,0728)	-0,3981** (0,1686)	-0,4667** (0,2196)	-0,5804*** (0,3360)
Dívida pública, em percentagem do PIB, desfasada de um período (debt)	0,0217** (0,0108)			
Dívida pública de curto prazo, em percentagem do PIB, desfasada de um período (short)		0,3740** (0,1809)	0,6220* (0,2381)	1,1933*** (0,6593)
Dívida pública de longo prazo, em percentagem do PIB, desfasada de um período (long)		0,1247* (0,0426)	0,1489* (0,0428)	0,2810** (0,1353)
Dummy (pol)		12,5112* (4,0716)	17,6883* (5,2656)	33,0139** (16,2454)
Alteração nas pensões, em percentagem do PIB (pension)			0,3149* (0,1372)	0,5228** (0,2229)
Proximidade das eleições (electoral)				-1,5553** (0,7850)
Akaike info criterion	0,2777	0,1727	0,1807	0,1678
McFadden R-squared	0,2936	0,6561	0,6922	0,7548
Erros Tipo I (%)	0,4700	0,9500	1,0300	1,0300
Erros Tipo II (%)	77,7800	44,4400	33,3300	22,2200

Notas: 1) valores estatisticamente significativos a 1% (*), 5% (**) e 10% (***).

2) as designações das variáveis entre parêntesis correspondem às utilizadas nos *outputs* apresentados no Anexo D.

Face ao exposto o modelo seleccionado (especificação IV) pode ser traduzido por:

$$L_i = \ln \frac{P_i}{1-P_i} = -49,6279 + 0,5993 \textit{ snowball} - 0,5804 \textit{ sopaj} + 1,1933 \textit{ short} + 0,2810 \textit{ long} + 33,0139 \textit{ pol} + 0,5228 \textit{ pension} - 1,5553 \textit{ electoral} \quad (5.13)$$

Uma primeira leitura do Quadro 9, permite-nos concluir que:

- todas as variáveis, em qualquer uma das especificações, apresentam o sinal esperado, isto é, todas as variáveis aferem a probabilidade de ocorrência de crise, no sentido esperado de acordo com a teoria económica;
- em todas as especificações, todas as variáveis, com a exceção do efeito “*snowball*” na especificação I, são estatisticamente significativas a 10%, ou seja, para um nível de significância de 10% é possível rejeitar a hipótese nula $H_0: \beta_i = 0$, em detrimento da hipótese alternativa $H_1: \beta_i \neq 0$;
- a utilização conjunta de variáveis orçamentais básicas, variáveis referentes à maturidade da dívida pública, variáveis estruturais e variáveis políticas, melhora significativamente a qualidade do ajustamento, avaliada pelo critério McFadden R-squared e pelo Akaike info criterion (aumentou no primeiro caso e diminuiu no segundo), comparativamente à especificação que inclui apenas variáveis orçamentais (II);
- ligeiro aumento da percentagem de erros Tipo I (percentagem de episódios sinalizados “erradamente” como crise) e diminuição acentuada da percentagem de erros Tipo II (percentagem de episódios de crise não sinalizados pelo modelo) com a inclusão do conjunto alargado de variáveis comparativamente com a especificação II, isto é, usando a especificação IV observa-se um ligeiro aumento de “falsos alarmes” mas também um aumento do número de crises corretamente captadas pelo modelo;
- podemos concluir, pela significância do coeficiente associado à *dummy* relativa à Polónia, que este país tem uma probabilidade de ocorrência de crise substancialmente superior à dos restantes (sugerindo, por exemplo, uma relação positiva entre a probabilidade de crise e o facto de um país emitir dívida em moeda externa, ficando sujeito a choques cambiais).

Como referido anteriormente, os efeitos marginais não se obtêm diretamente pela leitura dos coeficientes. Neste sentido, foram calculados os efeitos marginais com base em (5.12), apresentando-se no Quadro 10 os resultados.⁸

⁸ A título de exemplo, o efeito marginal do “*snowball*” – 0,8619 - resulta da multiplicação do coeficiente associado (especificação IV, Quadro 9) - 0,5993 - pela média da série resultante da aplicação da função densidade (logística) à série do *forecast* do índice necessário para obter a probabilidade (gerado pela função Forecast-Index, EViews 7) - 0,0144 - e por 100.

Quadro 10: Efeitos marginais - especificação IV

Variável	Efeitos marginais (%)
Efeito “ <i>snowball</i> ” (snowball)	0,8619
Saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo, em percentagem do PIB (sopaj)	-0,8347
Dívida pública de curto prazo, em percentagem do PIB, desfasada de um período (short)	1,7163
Dívida pública de longo prazo, em percentagem do PIB, desfasada de um período (long)	0,4041
Alteração nas pensões, em percentagem do PIB (pension)	0,7520
Proximidade das eleições (electoral)	-2,2370

Relativamente à variável de dimensão política, e atentando nos resultados do Quadro 10, por cada ano de proximidade ao momento eleitoral, a probabilidade de crise aumenta em 2,24%.

Mantendo tudo o resto constante, um aumento de 1 ponto percentual no efeito “*snowball*” e de 1 ponto percentual no rácio da alteração das despesas em pensões no PIB, aumenta a probabilidade de crise em 0,86% e 0,75%, respetivamente.

A dívida pública exhibe uma relação positiva com a probabilidade de ocorrência de crise, sendo a sua maturidade uma particularidade a ter em conta, visto que, mantendo tudo o resto constante, o aumento de 1 ponto percentual no rácio da dívida pública de curto prazo no PIB aumenta em 1,72% a probabilidade de crise, sendo que nas mesmas condições, o aumento de 1 ponto percentual no rácio da dívida pública de longo prazo no PIB aumenta a probabilidade de ocorrência de crise em apenas 0,4%.

Por sua vez, o aumento de 1 ponto percentual no rácio do saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo no PIB provoca uma diminuição em 0,83% na probabilidade de ocorrência de crise.

As Figuras 2 a 7, que se seguem, relacionam as variáveis representadas no eixo das abcissas com a probabilidade de ocorrência de crise. Os cálculos foram realizados com base no pressuposto de que apenas a variável analisada em cada um dos gráficos se altera, e que todas as outras variáveis assumem o valor médio para o período considerado (1999-2011), com base na especificação IV.

Figura 2: Efeito "snowball" e a probabilidade de crise

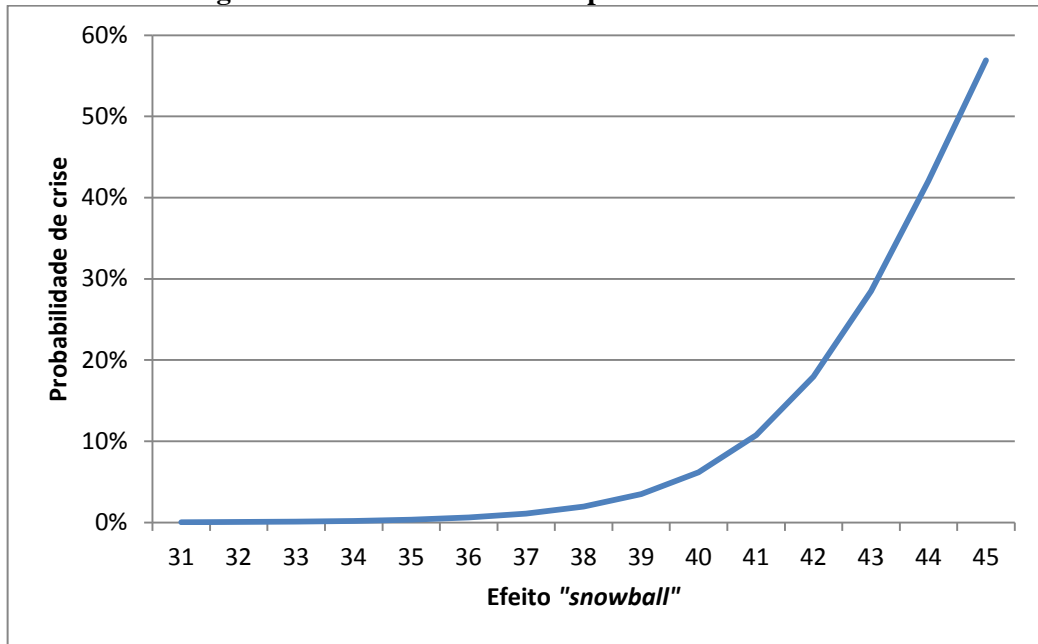


Figura 3: Saldo orçamental primário e a probabilidade de crise

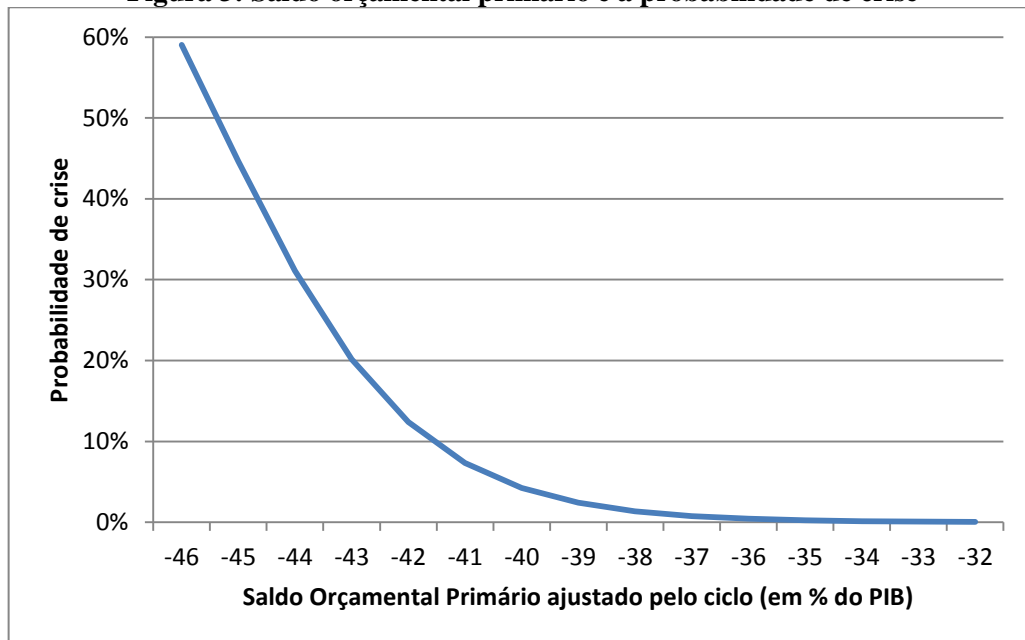


Figura 4: Dívida de curto prazo e a probabilidade de crise



Figura 5: Dívida de longo prazo e a probabilidade de crise

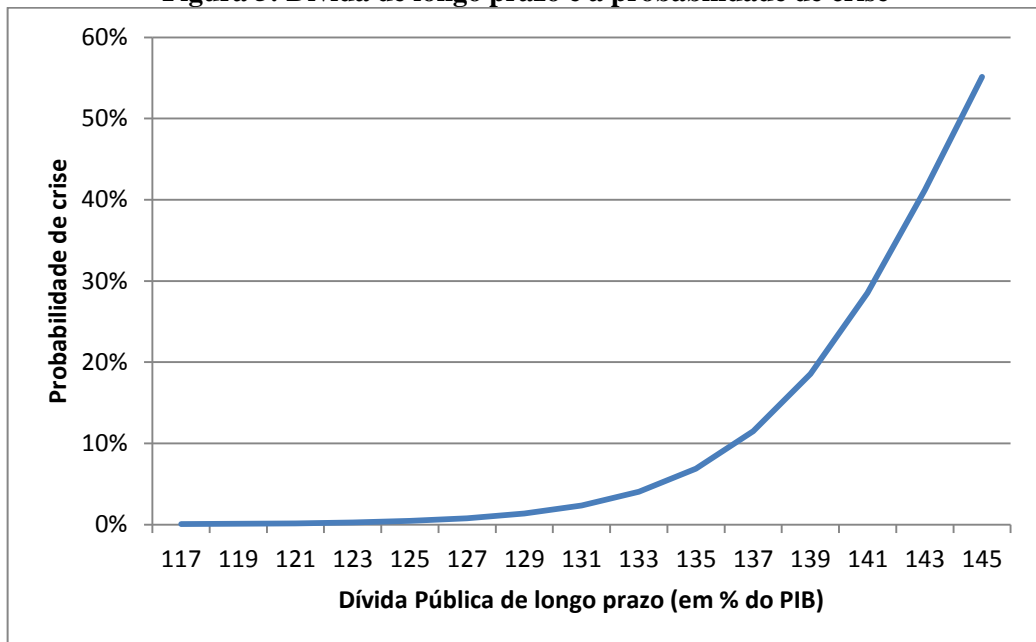


Figura 6: Alteração nas despesas com pensões e a probabilidade de crise

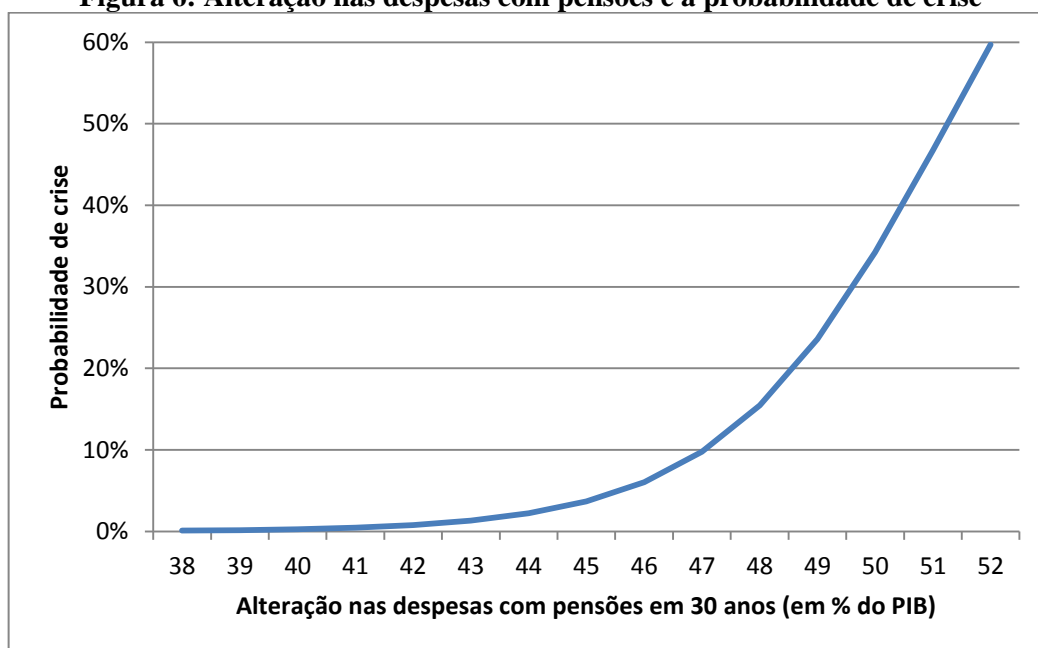
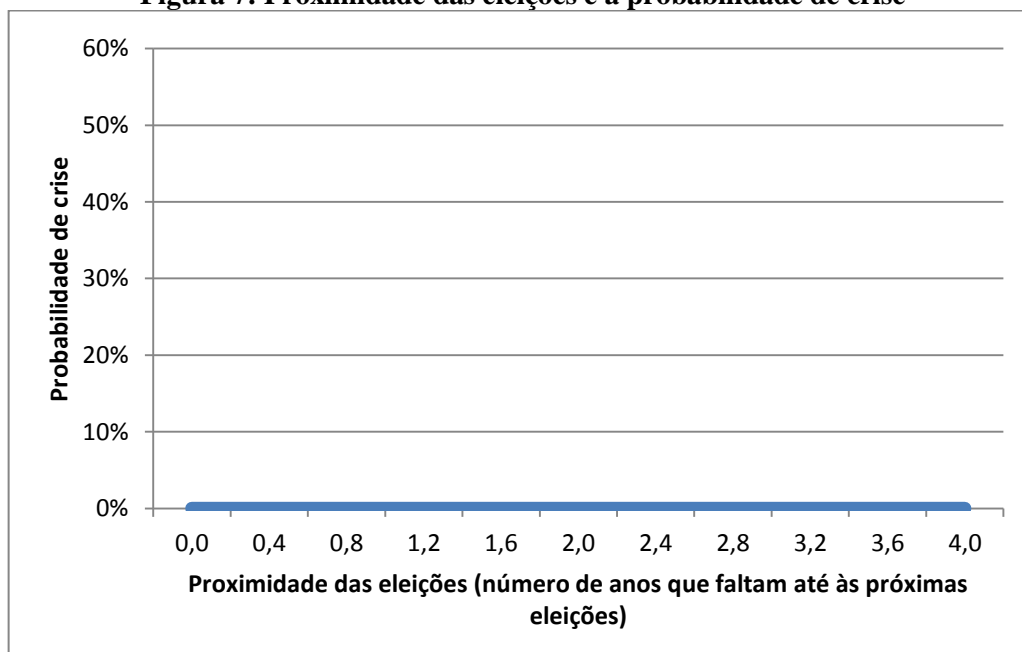


Figura 7: Proximidade das eleições e a probabilidade de crise



À luz da revisão de literatura apresentada no capítulo 2 sobre os determinantes e custos de dívida pública, os resultados do nosso modelo vão de encontro à teoria económica e é possível constatar que:

i) o saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo tem impacto negativo sobre a probabilidade de ocorrência de crise, revelando que a existência de défices orçamentais muito elevados (a partir de 37% do PIB) aumenta de forma significativa a probabilidade de crise;

ii) o aumento do efeito “*snowball*” da equação dinâmica da dívida pública, resultante de uma taxa de juro de longo prazo dos títulos de dívida pública superior à taxa de crescimento nominal do PIB, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise, sendo que tal é bem visível se esta diferença for de pelo menos 36 pontos percentuais;

iii) o aumento da dívida pública aumenta a probabilidade de ocorrência de crise, sendo a maturidade um fator a ter em conta nesta análise uma vez que a dívida pública de curto prazo (com maturidade igual ou inferior a 1 ano) é a que tem maior impacto na probabilidade de ocorrência de crise, revelando um maior risco/exposição do país (se a dívida pública de longo prazo assumir valores de 145% do PIB a probabilidade de crise é de 55%, mas basta que a dívida pública de curto prazo seja de 30% do PIB para se verificar uma probabilidade de ocorrência de crise de 53%);

iv) as tendências de longo prazo relacionadas com o envelhecimento pressionam o orçamento contribuindo positivamente para a ocorrência de crise da dívida pública, como é o caso do aumento nas despesas com pensões, num horizonte temporal de 30 anos, sendo que este impacto é visível a partir de aumentos nas despesas com pensões na ordem dos 42% do PIB.

6. Conclusões

Nunca nos últimos anos, o tema da sustentabilidade das finanças públicas foi tão debatido como tem sido desde 2009, altura em que, inevitavelmente, os efeitos da crise financeira de 2008 se alastraram à dívida pública, transformando-se numa crise de dívida soberana para alguns países da União Europeia, nomeadamente, para Portugal.

Perante este cenário, e tendo presente que o único instrumento que as autoridades de política económica de cada país que integram a zona euro têm ao seu dispor para a estabilização macroeconómica é a política orçamental discricionária, a saúde das contas públicas assume um carácter prioritário.

Assim, urge pensar quais os determinantes do enviesamento deficitário do saldo orçamental e quais os custos que estão associados a uma dívida pública elevada e encontrar mecanismos que permitam sinalizar atempadamente um comportamento conducente à insustentabilidade.

Neste sentido, e após um levantamento dos determinantes e custos acima referidos, procedemos à análise da dinâmica da dívida pública para 17 países da União Europeia, no período 1970-2011, e realizamos 3 testes de sustentabilidade (teste de Bohn, e testes de estacionaridade ADF e PP), cujos resultados não foram inequívocos para concluir quanto à insustentabilidade da dívida pública para a maioria dos países. A evidência de insustentabilidade orçamental inequívoca, com base em todos os testes realizados, foi encontrada apenas para a Espanha, Grécia, Irlanda e Polónia.

De facto, na literatura existem já indicadores complexos que permitem relacionar determinadas variáveis com situações de insustentabilidade conducentes à ocorrência de crises de dívida pública; no entanto, estes apresentam algumas falhas, nomeadamente no número e tipologia de variáveis utilizadas ou na própria metodologia adotada. No âmbito da abordagem dos *Early Warning Systems* (EWS) aplicados a crises de dívida pública, a maioria dos indicadores existentes utilizam a “*signaling approach*”.

Posto isto, existe, claramente, uma oportunidade para o desenvolvimento de indicadores que permitam alertar para a possibilidade de ocorrência de crises de dívida pública. Neste contexto, no presente trabalho foi desenvolvido um modelo Logit para identificação/sinalização de crises de dívida pública, assente na metodologia EWS,

utilizando dados de 17 países da União Europeia no período 1999-2011. O modelo assenta em Baldacci *et al.* (2011a, 2011b), nomeadamente na definição de crise utilizada e nas variáveis explicativas utilizadas, mas i) aplica um Logit que permite a identificação dos efeitos marginais individuais de cada indicador sobre a probabilidade de crise, ii) inclui determinantes políticos e iii) estima os efeitos médios para países pertencentes à UE.

Dos resultados obtidos, podemos concluir que para uma análise da sustentabilidade da dívida pública e, conseqüentemente, para a “previsão” da ocorrência de episódios de crise, torna-se fundamental considerar um conjunto de variáveis que vão para além das variáveis orçamentais básicas. A inclusão de variáveis que traduzem quer tendências de longo prazo quer o comportamento dos governos, revelou-se uma mais-valia para a aferição da probabilidade de crise, avaliada pelo incremento na qualidade do ajustamento e na capacidade preditiva do modelo, bem como pela significância estatística individual das variáveis.

Como se esperava, o efeito “*snowball*”, a dívida pública (de maturidade de curto e longo prazo) e as projeções das despesas com pensões contribuem positivamente para a probabilidade de ocorrência de crise de dívida pública; por seu lado, o saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo e a distância até às próximas eleições diminuem a probabilidade de crise.

Em termos quantitativos, foi possível verificar que uma alteração de 1 ponto percentual nos rácios da dívida de curto prazo e do défice orçamental primário (ajustado do ciclo) sobre o PIB tem um maior impacto na probabilidade de ocorrência de crise de dívida pública, agravando a probabilidade de crise em 1,72% e 0,83%, respetivamente, quando comparado com os efeitos de uma mesma alteração ao nível das pensões (0,75%) ou na dívida pública de longo prazo (0,4%).

Através da análise gráfica da probabilidade de ocorrência de crise face ao comportamento das variáveis, admitindo tudo o resto constante, constatou-se que para que a probabilidade de crise seja de 100% é necessário que as variáveis assumam valores verdadeiramente excessivos. Contudo, é de realçar que estes cálculos foram feitos com o pressuposto de, perante a alteração de uma variável todas as outras manterem o seu valor médio, o que na realidade não acontece.

Assim, num cenário em que todas as outras variáveis mantêm o seu valor médio, a probabilidade de crise é de cerca de 50% quando, por exemplo, i) o rácio do défice orçamental primário ajustado pelo ciclo sobre o PIB é de 45,5% e ii) o rácio da dívida pública de curto prazo sobre o PIB é de 30%.

O presente trabalho enfrenta algumas limitações, nomeadamente o facto do período sobre o qual incide a análise ser muito curto. Este facto deve-se fundamentalmente à ausência de dados para a totalidade das variáveis utilizadas antes de 1999 e influencia o número de episódios de crise considerados, de acordo com a definição de crise adotada. Acresce que esta limitação condiciona o número de variáveis possíveis de inclusão, número este que depende do número de vezes que a variável dependente assume o valor de 1, isto é, depende do número de episódios de crise observados. Neste sentido, a conseguir-se alargar o período de análise, poder-se-ia captar mais episódios de crise e consequentemente tornar o modelo mais completo com a inclusão de outras variáveis (teria maior número de graus de liberdade, portanto).

Referências bibliográficas

- Alesina, Alberto (1987), “Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, pp. 651-678.
- Alesina, A., S. Ardagna e J. Gali (1998), “Tales of Fiscal Adjustment”, *Economic Policy*, Vol. 13, No. 27, pp. 487-545.
- Alt, J. E. e D. D. Lassen (2006), “Fiscal Transparency, Political Parties, and Debt in OECD countries”, *European Economic Review*, Vol. 50, pp. 1403–1439.
- Babecky, J., T. Havránek, J. Mateju, M. Rusnák, K. Smídková e B. Vasíček (2011), “Early Warning Indicators of Economic Crises: Evidence from a Panel of 40 Developed Countries”, *CNB Working Paper*, No. 8/2011.
- Baldacci, E., I. Petrova, N. Belhocine, G. Dobrescu e S. Mazraani (2011b), “Assessing Fiscal Stress”, *IMF Working Paper*, WP/11/100.
- Baldacci, E., J. McHugh e I. Petrova (2011a), “Measuring Fiscal Vulnerability and Fiscal Stress: A Proposed Set of Indicators”, *IMF Working Paper*, WP/11/94.
- Baldacci, E. e M. S. Kumar (2010), “Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields”, *IMF Working Paper*, WP/10/184.
- Barro, R. J. (1974), “Are government bonds net wealth?”, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, pp. 1095-117.
- Barro, R. J. (1979), “On the Determination of the Public Debt”, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 940-971.
- Barro, R. J. (1995), “Inflation and Economic Growth”, *NBER Working Paper*, No. 5326.
- Berg, A. e C. Pattillo (1999), “Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative”, *Journal of International Money and Finance*, No. 18, pp. 561–586.
- Berg, A., E. Borensztein, G.M. Milesi-Ferretti e C.A. Pattillo (2000), Anticipating Balance of Payments Crises – The Role of Early Warning Systems, *IMF Occasional Paper*, vol. 186.

- Berti, K., M. Salto e M. Lequien (2012), “An early-detection index of fiscal stress for EU countries”, *European Commission Economic Papers*, No. 475.
- Bohn, H. (1995), “The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, pp. 257–271.
- Bohn, H. (1998), “The behavior of U.S. Public Debt and Deficits”, *The Quarterly Journal of Economics*, No. 113, pp. 949–963.
- Bohn, H. (2005), “The Sustainability of Fiscal Policy in the United States”, *CESifo Working Paper*, No. 1446.
- Calmfors, L. e S. Wren-Lewis (2011), “What should fiscal councils do?”, Discussion Paper Series, No. 537, Department of Economics, University of Oxford.
- Cihák, M. e K. Schaeck (2010), “How well do aggregate prudential ratios identify banking system problems?”, *Journal of Financial Stability*, No. 6, pp. 130–144.
- Ciarlone, A. e G. Trebeschi (2005), “Designing an early warning system for debt crises”, *Emerging Markets Review*, No. 6, pp. 376–395.
- Cochrane, J. H. (2010), “Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic”, *CRSP Working Paper*, No. 10-28.
- Cordella, T., L. A. Ricci e M. Ruiz-Arranz (2005), “Debt Overhang or Debt Irrelevance? Revisiting the Debt-Growth Link”, *IMF Working Paper*, WP/05/223.
- Dotsey, M. (1994), “Some Unpleasant Supply Side Arithmetic”, *Journal of Monetary Economics*, pp. 507–24.
- Elmendorf, D. W. e N. G. Mankiw (1998), “Government Debt”, *NBER Working Paper*, No. 6470.
- Eslava, M. (2011), “The political economy of fiscal deficits: a survey”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, No. 4, pp. 645-673.
- European Commission (2009), *Sustainability Report 2009*.
- EViews, “EViews 7 User’s Guide II”, www.eviews.com.
- Figueiredo, A. M., A. Pessoa e M. R. Silva (2005), *Crescimento Económico*, Escolar Editora.

- Frankel, J.A. e G. Saravelos (2010), “Are leading indicators of financial crises useful for assessing country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global crisis”, *NBER Working Paper*, No. 16047.
- Gujarati, Damodar (1995), *Basic Econometrics*, Third Edition, McGraw-Hill, pp. 552-563.
- Hibbs, D. (1977), “Political Parties and Macroeconomic Policy”, *The American Political Science Review*, Vol. 7, pp. 1467-1487.
- Kaminsky, G., S. Lizondo e C. Reinhart (1998), “Leading Indicators of Currency Crisis”, *IMF Staff Papers*, Vol. 45, No. 1, pp. 1-48.
- Kumar, M. S. e J. Woo (2010), “Public Debt and Growth”, *IMF Working Paper*, WP/10/174.
- Loureiro, João (2008), *Política Orçamental na Área Euro*, Vida Económica.
- Manasse, P. e N. Roubini (2009), ““Rules of thumb” for sovereign debt crises”, *Journal of International Economics*, No. 78, pp. 192-205.
- Mauro, Paolo (2011), *Chipping Away at Public Debt*, Wiley.
- Moss, T. J. e H. S. Chiang (2003), “The Other Costs of High Debt in Poor Countries: Growth, Policy Dynamics, and Institutions”, Issue Paper on Debt Sustainability, No.3, Center for Global Development.
- Nordhaus, W. (1975), "The Political Business Cycle", *Review of Economic Studies*, Vol.42, pp.169-190.
- Perrelli, R., M. Rocha e C. Mulder (2002), “The Role of Corporate, Legal and Macroeconomic Balance Sheet Indicators in Crisis Detection and Prevention”, *IMF Working Paper*, WP/02/59.
- Polito, V. e M. Wickens (2011), “Assessing the fiscal stance in the European Union and the United States, 1970–2011”, *Economic Policy*, pp. 599-647.
- Polito, V. e M. Wickens (2012), “A model-based indicator of the fiscal stance”, *European Economic Review*, No. 56, pp. 526-551.
- Rogoff, K. e A. Siebert (1988), “Equilibrium Political Business Cycle”, *Review of Economic Studies*, Vol. 55, pp. 1-16.

- Rogoff, K. S. e J. I. Bertelsmann (2010), “The Rationale for Fiscal Policy Councils: Theory and Evidence”, Paper to Conference on Independent Fiscal Institutions, March 18-19, Fiscal Council Republic of Hungary, Budapest.
- Sargent, T. J. e N. Wallace (1981), “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”, *Quarterly Review*, No. 531.
- Tabellini, G. e A. Alesina (1990), “Voting on the budget deficit”, *American Economic Review*, Vol. 80, No. 1, pp. 37-49.
- Velasco, A. (1997), “Debts and Deficits With Fragmented Fiscal Policymaking”, *NBER Working Paper*, No. 6286.
- von Hagen, J. (2005), “Political Economy of Fiscal Institutions”, Discussion Paper No. 149, GESY.

ANEXOS

Anexo A: Dinâmica da dívida pública – dados e fontes

Apresentam-se de seguida os Quadros A1 e A2, com as fontes dos dados e a disponibilidade dos mesmos:

Quadro A 1: Fontes dos dados usados na análise da dinâmica de dívida pública

Variáveis	Fonte
1. Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Dados retirados a 02 de novembro de 2012 do site da Comissão Europeia/AMECO: http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
2. Taxa de juro de longo prazo dos títulos de dívida pública	Dados retirados a 02 de novembro de 2012 do site da Comissão Europeia/AMECO: http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
3. Taxa de crescimento nominal do PIB	Cálculos do autor (4+5)
4. Taxa de inflação	Dados retirados a 03 de outubro de 2012 do site da OCDE: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665
5. Taxa de crescimento real do PIB	Dados retirados a 02 de outubro de 2012 do site da OCDE: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665
6. Variação do rácio da dívida pública no PIB (em percentagem)	Dados retirados a 03 de outubro de 2012 do site da OCDE: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665 e cálculos do autor

Quadro A 2: Disponibilidade dos dados relativos à totalidade das variáveis usadas na análise da dívida pública

Países	Dados disponíveis a partir de
Alemanha	1991
Áustria	1976
Bélgica	1971
Dinamarca	1980
Espanha	1995
Estónia	1998
Finlândia	1975
França	1978
Grécia	1995
Holanda	1970
Irlanda	1998
Itália	1980
Luxemburgo	1998
Polónia	1999
Portugal	1995
Reino Unido	1971
Suécia	1993

Anexo B: Testes de sustentabilidade – dados e fontes

Apresentam-se de seguida os Quadros B1 e B2 com as variáveis utilizadas nos testes de sustentabilidade e respetivas fontes dos dados:

B 1: Fontes dos dados usados no teste de Bohn

Variáveis	Fonte
Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Dados retirados a 02 de novembro de 2012 do site da Comissão Europeia/AMECO: http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
Dívida pública, em percentagem do PIB (desfasada de um período)	Dados retirados a 03 de outubro de 2012 do site da OCDE: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665

B 2: Fontes dos dados usados no teste ADF e PP

Variáveis	Fonte
Saldo orçamental primário, em percentagem do PIB	Dados retirados a 02 de novembro de 2012 do site da Comissão Europeia/AMECO: http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
Dívida pública, em percentagem do PIB	Dados retirados a 03 de outubro de 2012 do site da OCDE: http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665

Anexo C: Modelo Logit aplicado à União Europeia – descrição de variáveis e fontes

As variáveis explicativas foram selecionadas com base no levantamento feito no capítulo 4 e com o objetivo de abrangerem as várias naturezas focadas nos trabalhos até à data desenvolvidos.

Neste sentido, na estimação realizada consideramos como variáveis independentes:

- o efeito “*snowball*”, que resulta da diferença entre a taxa de juro nominal dos títulos de dívida pública e da taxa de crescimento nominal do PIB. Para tal, subtraímos à taxa de juro nominal dos títulos de dívida pública a taxa de crescimento real do PIB e a inflação;
- o saldo orçamental primário ajustado pelo ciclo, em percentagem do PIB, de forma a excluir a componente cíclica;
- a dívida pública de curto prazo (com maturidade de 1 ano ou menos) em percentagem do PIB, desfasada de um período;
- a dívida pública de longo prazo (com maturidade superior a 1 ano) em percentagem do PIB, desfasada de um período. Para isso subtraiu-se à dívida pública, em percentagem do PIB, desfasada de um período, a dívida pública de curto prazo, em percentagem do PIB, desfasada de um período. As estatísticas relativas à dívida pública seguem o critério de Maastricht, não incluindo por isso os adiantamentos e créditos comerciais, valorando os seus títulos em termos nominais;
- uma variável dummy, que assume o valor um para a Polónia e zero para os restantes países;
- a alteração na projeção das pensões a 30 anos, em percentagem do PIB, calculada com base na diferença entre a projeção da despesa com pensões (em percentagem do PIB) a 30 anos e o valor histórico desse ano;
- a proximidade das eleições, definida como o “número de anos até às próximas eleições legislativas”, assumindo o valor zero no ano da eleição.

No Quadro C1 apresentam-se as variáveis utilizadas e as fontes dos dados:

C 1: Variáveis e fontes dos dados usados no modelo

Variáveis	Fonte	Link
1.Efeito "snowball"	-	Calculado pelo autor (2-3-4)
2.Taxa de juro de longo prazo dos títulos de dívida pública	Comissão Europeia	http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
3.Taxa de inflação	OCDE	http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665#
4.Taxa de crescimento real do PIB	OCDE	http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665#
5.Dívida pública, em percentagem do PIB	OCDE	http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665#
6.Saldo orçamental primário, ajustado pelo ciclo, em percentagem do PIB	Comissão Europeia	http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/SelectSerie.cfm
7.Proximidade das eleições	InstituteofPolitical Science	http://www.ipw.unibe.ch/content/team/klaus_armingeon/comparative_political_data_sets/index_eng.html
8.Projeções da despesa pública em pensões, em percentagem do PIB (30 anos acima do ano base)	OCDE	http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=26665#
9.Dívida pública de curto prazo, em percentagem do PIB	Comissão Europeia/ OCDE	http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9138811
10.Dívida pública de longo prazo, em percentagem do PIB	-	Calculado pelo autor (5-9)
11.Despesa com pensões, em percentagem do PIB	Comissão Europeia	http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tps00103&plugin=1
12.Alteração da despesa com pensões, em percentagem do PIB (30 anos acima do ano base)	-	Calculado pelo autor (8-11)

Anexo D: Estimções do modelo Logit: *outputs* do EViews

Com base no programa econométrico EViews 7 estimou-se o modelo cujos principais *outputs* se apresentam de seguida:

Especificação I:

Dependent Variable: CRISES
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
Date: 03/17/13 Time: 17:25
Sample: 1999 2011
Included observations: 220
Convergence achieved after 5 iterations
QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-5.202055	1.066164	-4.879225	0.0000
SNOWBALL	0.088047	0.073231	1.202317	0.2292
SOPAJ	-0.223860	0.072760	-3.076694	0.0021
DEBT(-1)	0.021729	0.010754	2.020575	0.0433
McFadden R-squared	0.293585	Mean dependent var		0.040909
S.D. dependent var	0.198531	S.E. of regression		0.175776
Akaike info criterion	0.277707	Sum squared resid		6.673797
Schwarz criterion	0.339409	Log likelihood		-26.54775
Hannan-Quinn criter.	0.302624	Deviance		53.09549
Restr. deviance	75.16195	Restr. log likelihood		-37.58097
LR statistic	22.06645	Avg. log likelihood		-0.120672
Prob(LR statistic)	0.000063			
Obs with Dep=0	211	Total obs		220
Obs with Dep=1	9			

Especificação II:

Dependent Variable: CRISES

Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)

Date: 03/17/13 Time: 17:21

Sample: 1999 2011

Included observations: 219

Convergence achieved after 8 iterations

QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-20.92059	7.010757	-2.984071	0.0028
SNOWBALL	0.207559	0.117424	1.767613	0.0771
SOPAJ	-0.398071	0.168585	-2.361250	0.0182
SHORT(-1)	0.373953	0.180889	2.067305	0.0387
LONG(-1)	0.124687	0.042594	2.927311	0.0034
POL	12.51119	4.071597	3.072796	0.0021
McFadden R-squared	0.656077	Mean dependent var		0.041096
S.D. dependent var	0.198967	S.E. of regression		0.138177
Akaike info criterion	0.172699	Sum squared resid		4.066793
Schwarz criterion	0.265550	Log likelihood		-12.91056
Hannan-Quinn criter.	0.210199	Deviance		25.82113
Restr. deviance	75.07821	Restr. log likelihood		-37.53911
LR statistic	49.25709	Avg. log likelihood		-0.058952
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	210	Total obs		219
Obs with Dep=1	9			

Especificação III:

Dependent Variable: CRISES
 Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
 Date: 03/17/13 Time: 17:19
 Sample (adjusted): 2000 2011
 Included observations: 203 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-27.82553	8.174084	-3.404116	0.0007
SNOWBALL	0.223167	0.120713	1.848747	0.0645
SOPAJ	-0.466654	0.219561	-2.125392	0.0336
SHORT(-1)	0.621981	0.238070	2.612596	0.0090
LONG(-1)	0.148945	0.042759	3.483360	0.0005
POL	17.68831	5.265639	3.359195	0.0008
PENSION(-1)	0.314923	0.137189	2.295537	0.0217
McFadden R-squared	0.692223	Mean dependent var		0.044335
S.D. dependent var	0.206347	S.E. of regression		0.136425
Akaike info criterion	0.180679	Sum squared resid		3.647934
Schwarz criterion	0.294927	Log likelihood		-11.33889
Hannan-Quinn criter.	0.226899	Deviance		22.67778
Restr. deviance	73.68262	Restr. log likelihood		-36.84131
LR statistic	51.00484	Avg. log likelihood		-0.055857
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	194	Total obs		203
Obs with Dep=1	9			

Especificação IV:

Dependent Variable: CRISES
 Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)
 Date: 03/17/13 Time: 17:16
 Sample (adjusted): 2000 2011
 Included observations: 203 after adjustments
 Convergence achieved after 1 iteration
 QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-49.62790	24.52191	-2.023819	0.0430
SNOWBALL	0.599282	0.297507	2.014347	0.0440
SOPAJ	-0.580369	0.336023	-1.727169	0.0841
SHORT(-1)	1.193335	0.659348	1.809873	0.0703
LONG(-1)	0.280974	0.135312	2.076495	0.0378
POL	33.01388	16.24535	2.032205	0.0421
PENSION(-1)	0.522834	0.222886	2.345744	0.0190
ELECTORAL	-1.555321	0.784998	-1.981305	0.0476
McFadden R-squared	0.754845	Mean dependent var		0.044335
S.D. dependent var	0.206347	S.E. of regression		0.125858
Akaike info criterion	0.167801	Sum squared resid		3.088854
Schwarz criterion	0.298371	Log likelihood		-9.031840
Hannan-Quinn criter.	0.220625	Deviance		18.06368
Restr. deviance	73.68262	Restr. log likelihood		-36.84131
LR statistic	55.61894	Avg. log likelihood		-0.044492
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	194	Total obs		203
Obs with Dep=1	9			

Especificação IV:

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ_CRISES

Date: 03/17/13 Time: 17:34

Success cutoff: C = 0.5

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	192	2	194	194	9	203
P(Dep=1)>C	2	7	9	0	0	0
Total	194	9	203	194	9	203
Correct	192	7	199	194	0	194
% Correct	98.97	77.78	98.03	100.00	0.00	95.57
% Incorrect	1.03	22.22	1.97	0.00	100.00	4.43
Total Gain*	-1.03	77.78	2.46			
Percent Gain**	NA	77.78	55.56			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	191.00	3.00	194.00	185.40	8.60	194.00
E(# of Dep=1)	3.00	6.00	9.00	8.60	0.40	9.00
Total	194.00	9.00	203.00	194.00	9.00	203.00
Correct	191.00	6.00	196.99	185.40	0.40	185.80
% Correct	98.45	66.62	97.04	95.57	4.43	91.53
% Incorrect	1.55	33.38	2.96	4.43	95.57	8.47
Total Gain*	2.88	62.19	5.51			
Percent Gain**	65.07	65.07	65.07			