

1

Revista de Estudos

Volume IV



BANCO DE
PORTUGAL
EUROSISTEMA

1

volume IV

Revista de Estudos Económicos

Endereçar correspondência para:
Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos
Av. Almirante Reis 71, 1150-012 Lisboa, Portugal
T +351 213 130 000 | estudos@bportugal.pt



Lisboa, 2018 • www.bportugal.pt

Índice

Editorial

Artigos

Sobre a distribuição de salários e a dispersão salarial | 1

Pedro Portugal, Pedro S. Raposo, Hugo Reis

Obrigações indexadas ao PIB: desenho, efeitos e o futuro | 15

Diana Bonfim, David Pereira

Dinâmica do prémio de maturidade nos EUA e na Área do Euro: quem precede quem? | 41

Nikolay Iskrev

Editorial

Janeiro 2018

O primeiro número de 2018 da Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal contém três ensaios.

O primeiro artigo, de Pedro Portugal, Pedro Raposo e Hugo Reis, é intitulado "Sobre a Distribuição de Salários e a Dispersão Salarial". O artigo consiste numa análise estrutural da evolução dos salários entre 1988 e 2013 usando dados dos Quadros de Pessoal até 2009 e do Relatório Único a partir de 2010, sobre trabalhadores com idades entre os 18 e os 65 anos, em regime de horário completo e não trabalhando no setor agrícola. Trata-se de dados longitudinais em que trabalhadores e empresas são seguidos ao longo do tempo, com mais de 40 milhões de observações anuais, correspondentes a quase cinco milhões de trabalhadores e a mais de 600 mil empregadores.

A análise baseia-se em modelos de regressão relacionando os (logaritmos dos) salários com a idade, os anos de escolaridade, a dimensão do empregador, a antiguidade do trabalhador e o seu género. Dada a natureza longitudinal dos dados os autores puderam usar técnicas permitindo estimar efeitos fixos por trabalhador, por empresa e por posto de trabalho.

Os resultados obtidos são informativos sobre as características do mercado de trabalho em Portugal. Um primeiro conjunto de resultados diz respeito à ligação entre as características dos trabalhadores e empresas e os salários. O segundo conjunto de resultados utiliza os modelos estimados para decompor as alterações salariais na parte que se deve à alteração da composição das características dos trabalhadores (como o aumento da escolaridade) e nas partes que se devem a alterações estruturais, ou seja, nas valorizações destas características (como o aumento do salário por cada ano de escolaridade adicional).

No âmbito do primeiro conjunto de resultados, o estudo confirma a existência de diferenças sistemáticas atribuíveis ao género, com os homens a terem salários medianos mais elevados em cerca de 23 por cento, sendo que essas diferenças percentuais são crescentes nos níveis salariais. O prémio à escolaridade nos salários medianos é substancial, cerca de 7 por cento de acréscimo salarial por ano de educação adicional. Este prémio é menor nos salários mais baixos (abaixo dos 5 por cento no percentil 20 na distribuição dos salários) e substancialmente maior nos salários mais elevados (quase 9 por cento no percentil 80). A experiência, representada pela idade, impacta positivamente os salários, mas tal como a escolaridade apresenta efeitos maiores nos salários mais elevados. Por último, os resultados mostram que os salários tendem a aumentar com a dimensão do empregador.

O segundo conjunto de resultados inclui a estimativa do crescimento dos salários reais entre 1988 e 2013, com uma taxa de crescimento de 53 por cento nos salários medianos mas com um valor menor, 47 por cento, no percentil 20

e um valor mais elevado de 66 por cento para o percentil 80. Quando se faz a decomposição entre efeitos de alteração da composição e efeitos estruturais, a melhoria das qualificações dos trabalhadores foi responsável por 78 por cento do aumento dos salários, sendo o remanescente devido às alterações estruturais dos determinantes dos salários. No entanto, o estudo deteta uma redução da importância da outra forma de investimento em capital humano, o *on the job training*, particularmente nos salários mais baixos.

Um resultado relevante só foi possível pela estimação dos efeitos fixos por cada trabalhador e por cada empregador. Ao contrário do encontrado noutros países europeus, tem ocorrido em Portugal uma diminuição do emparelhamento entre empresas e trabalhadores. Inicialmente verifica-se que as empresas mais generosas (além do explicado pelas variáveis observadas) contratavam os trabalhadores melhor pagos (também controlando pelas variáveis observadas), mas essa correlação tem vindo a diminuir, uma evolução que em si mesmo tem um efeito redutor da desigualdade salarial.

O segundo artigo neste número, de Diana Bonfim e David Pereira, tem o título "Obrigações indexadas ao PIB: desenho, efeitos e o futuro". Neste trabalho os autores estudam os efeitos de uma potencial utilização de títulos de dívida pública caracterizados por terem pagamentos de juros em função do crescimento do PIB nos países emitentes.

Desde as crises de dívida soberana dos anos 80 do século passado e consequentes episódios de incumprimento ou de reestruturação de dívida pública, tem vindo a crescer o interesse em formas de financiamento dos Estados que garantam uma melhor partilha de risco com credores e ajudem a evitar crises de dívida soberana através de um mecanismo de proteção contra os efeitos de recessões.

Neste artigo os autores estimam as poupanças ou gastos potenciais com juros para os países da área do euro, entre 2000 e 2015, assumindo que estes países se teriam financiado com a emissão de obrigações indexadas ao PIB. Assumiu-se ainda que nestes títulos a taxa de cupão deveria evoluir diretamente em linha com a taxa de crescimento real do PIB, mas com um limite inferior de zero, e que a nova taxa de cupão e os novos encargos com juros não teriam qualquer impacto sobre outras variáveis, tais como o PIB, o défice ou a dívida pública. Os resultados do exercício mostram que os países da área do euro teriam tido a possibilidade de pagar menos juros em 2008-2009 e em 2012-2013. Esta poupança teria sido compensada por encargos com juros superiores noutros anos, nomeadamente 2000, 2006 e 2007. Estes resultados ilustram o mecanismo contracíclico implícito nas obrigações indexadas ao PIB. Os soberanos teriam pago menos juros durante recessões, mas em contrapartida teriam pago mais em períodos de crescimento económico.

Para quantificar explicitamente o espaço adicional que teriam os países para a adoção de medidas fiscais contracíclicas, o trabalho considera outro exercício, onde se assume que o défice/excedente total, a trajetória da dívida pública e o crescimento económico seriam idênticos ao observado. Assim, as

poupanças ou custos com juros associados à emissão de obrigações indexadas ao PIB teriam um impacto direto e proporcional no saldo primário. Utilizando os novos pagamentos de juros, os autores simularam quais teriam sido os saldos primários contrafactuais.

Os coeficientes de correlação entre os saldos primários simulados e a taxa de crescimento real do PIB são interessantes porque uma correlação positiva entre as duas variáveis pode ser interpretada como um indicador da existência de espaço para um governo adotar medidas orçamentais contracíclicas. Os resultados indicam que a correlação entre o saldo primário e o crescimento do PIB seria significativamente mais elevada se tivessem sido emitidas obrigações indexadas ao PIB. Em economias avançadas a correlação mediana entre o crescimento do PIB e o saldo primário cresce de 0,5 no cenário de base para 0,77 com o uso de obrigações indexadas ao PIB.

Apesar destes resultados quantificarem os ganhos potenciais do uso de obrigações indexadas ao PIB, na prática podem ocorrer problemas de operacionalização e especificação dos contratos, e que devem de ser avaliados. Há ainda a possibilidade de surgirem problemas de risco moral, com um incentivo para aumento do endividamento, e de seleção adversa, já que países antecipando maiores probabilidades de terem problemas de incumprimento poderão ser mais propensos a utilizar estes instrumentos.

No terceiro artigo, "Dinâmica do prémio de maturidade nos EUA e na área do euro (AE): quem precede quem?", Nikolay Iskrev estuda a relação dinâmica entre o prémio de maturidade incorporado nas taxas de rendimento (*yields*) de obrigações soberanas na área do Euro com notação creditícia AAA e o prémio de maturidade incorporado nos títulos de dívida pública nos EUA.

As taxas de juro de prazos mais longos podem ser vistas como médias, ajustadas pelo risco, das taxas de juro de curto prazo esperadas no futuro. O prémio de maturidade representa a compensação exigida pelos investidores em obrigações de longo prazo devido ao risco de as taxas de juro de curto prazo no futuro poderem não evoluir como esperado.

É sabido que as taxas de juro de obrigações soberanas em economias avançadas se tendem a movimentar em conjunto. Um dos objetivos do artigo foi estabelecer se este comovimento se verifica também nos prémios de maturidade incorporados nas taxas de rendimento. Para analisar esta questão foram estimados modelos econométricos da estrutura temporal para as taxas de juro na área do Euro e nos EUA. Com base nesses modelos é feita a decomposição da curva de rendimentos entre, por um lado, as expectativas referentes à evolução das taxas de juro de curto prazo e, por outro lado, os prémios de maturidade. Em seguida, o grau de comovimento entre os níveis e as variações dos prémios de maturidade é medido com base em coeficientes de correlação. Focando-nos no exemplo das obrigações a 10 anos, os resultados obtidos mostram que os prémios de maturidade na AE e nos EUA têm apresentado uma evolução semelhante no período em estudo, na maior parte tempo com períodos onde correlação é positiva

e muito forte, frequentemente ultrapassando 0,9. No entanto, pode ser mais correto comparar não os níveis, mas as variações no tempo dos prémios de maturidade. Mesmo assim, durante a maior parte do período amostral continua a verificar-se que a correlação é positiva e relativamente forte. Contudo as correlações enfraquecem para obrigações com maturidades de quatro anos ou menos.

O segundo objetivo do artigo foi explorar a evidência sobre uma relação causal entre os dois prémios de risco, isto é, em que medida podemos dizer que movimentos no prémio de maturidade numa economia determinam os movimentos no prémio de maturidade da outra. Para capturar o sentido da causalidade o autor usa o conceito clássico de causalidade de Granger, que complementa com duas medidas mais recentes, a transferência de entropia e a interligação direcional.

Os resultados mostram que duas das medidas – a causalidade de Granger e a interligação direcional – indicam um impacto causal mais forte de variações dos prémios de risco dos EUA para a AE. A transferência de entropia mostra a relação inversa, isto é, a AE tem maior impacto. A relação causal entre os prémios na área do Euro e nos EUA é mais vincada nas maturidades longas, mas os padrões de causalidade variam no tempo. No entanto, em qualquer das medidas o nível de causalidade de uma área sobre a outra é relativamente fraco.

Globalmente, a causalidade entre os prémios de maturidade na AE e nos EUA é relativamente fraca. Dada esta evidência, uma explicação mais plausível sobre o forte comovimento é que existam fatores globais que afetam os prémios de maturidade em ambas as regiões.

Resta saber se eventuais tendências para fazer retroceder a globalização económica e a correspondente integração de mercados financeiros levarão a alterações futuras nestes resultados.

Sobre a distribuição de salários e a dispersão salarial

Pedro Portugal

Banco de Portugal e NOVA-SBE

Pedro S. Raposo

Católica Lisbon School of Business
and Economics

Hugo Reis

Banco de Portugal e Católica Lisbon
School of Business and Economics

Janeiro 2018

Resumo

Ao longo de 25 anos (1988-2013) a composição do emprego e as determinantes dos salários mudaram de forma notável em Portugal. Neste ensaio, são utilizados os registos individuais dos Quadros de Pessoal/Relatório Único para identificar os elementos estruturais e composicionais da alteração da distribuição de salários em Portugal. A escolarização da força de trabalho foi a variável que mais decisivamente contribuiu para que o agregado dos efeitos de composição se tenha manifestado mais importante do que o agregado dos efeitos estruturais, essencialmente determinado pelo crescimento secular da produtividade. A deslocação da distribuição dos salários ao longo do tempo não contaminou, no entanto, os indicadores de dispersão salarial que se mantiveram, no essencial, num nível constante. Esta indicação decorre, em grande medida, do facto de quer a heterogeneidade das qualificações dos trabalhadores, quer as diferenças nas políticas de remuneração das empresas, quer a desigualdade na remuneração das categorias profissionais se terem mantido, surpreendentemente, inalteradas. A associação entre empresas com políticas generosas de salários e trabalhadores bem remunerados enfraqueceu significativamente ao longo deste período, contribuindo, de forma atenuada, para uma menor dispersão dos salários. (JEL: J24, J31)

*“Quem destrue as equidades
quem faz senhores tiranos?
Alquimistas de verdades
com a cor dos desenganos”*
D. Francisco de Portugal

O que fazemos

Ao longo de 25 anos, correspondentes ao período compreendido entre 1988 e 2013, o mercado de trabalho português sofreu alterações profundas, que

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e sugestões de António Antunes e Nuno Alves e manifestam a sua gratidão pela ajuda computacional providenciada por Lucena Vieira.
E-mail: pportugal@bportugal.pt; pedro.raposo@ucp.pt; hfreis@bportugal.pt

tiveram tradução, nomeadamente, no aumento notável da escolarização dos trabalhadores, na crescente feminização do emprego e no envelhecimento da força de trabalho. Neste ensaio, será explorada a riqueza da informação contida nos registos individuais dos Quadros de Pessoal/Relatório Único para caracterizar as mudanças ocorridas na distribuição de salários, distinguindo entre alterações da composição do emprego e mudanças estruturais das determinantes dos salários. Neste enquadramento, será dada uma ênfase especial à evolução dos indicadores de desigualdade salarial e, em particular, às diferentes fontes de variação de salários.

O que mudou

Entre 1988 e 2013 o número médio de anos de escolaridade dos trabalhadores por conta de outrem observou um aumento dramático de valores embaraçosamente baixos (menos de 6 anos de escolaridade) para valores significativamente mais elevados, cerca de 10 anos de escolaridade, mas ainda muito insuficientes (ver Gráfico 1). Esta evolução, que reflete sucessivas alterações da escolaridade obrigatória e uma crescente disposição das famílias em investir em educação formal, teve, como se verá, uma influência decisiva na formação dos salários.

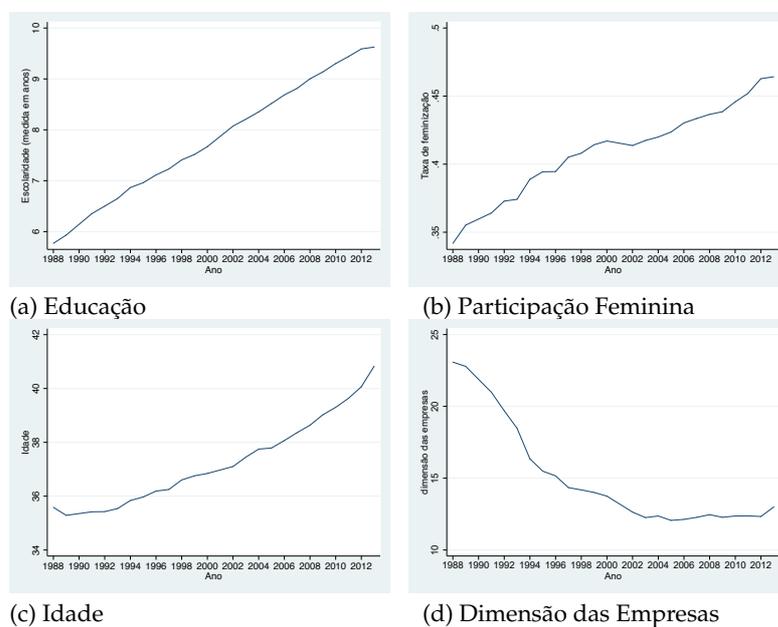


GRÁFICO 1: Tendências do Mercado de Trabalho Português

Em paralelo com o aumento dos níveis educacionais e, talvez, em função desse aumento, assistiu-se a uma crescente participação das mulheres no mercado de trabalho, fazendo com que a taxa de feminização saltasse de 34,2 por cento em 1988 para 46,4 por cento em 2013 (Gráfico 1).

A saída mais tardia dos jovens do sistema educacional, assim como a quebra da taxa de fertilidade e o aumento da idade de reforma, contribuíram para o envelhecimento acelerado da população empregada, cuja idade média passou de 35,5 para 40,8 anos (Gráfico 1). Apesar do visível aumento da idade média dos trabalhadores, a estabilidade do emprego, medida pela antiguidade na empresa, não se alterou entre 1988 e 2013, mantendo-se em torno de 9 anos.

A diminuição acentuada da dimensão média das empresas portuguesas é, porventura, uma tendência que não tem sido suficientemente valorizada. O número médio de trabalhadores por empresa encolheu, entre 1988 e 2013, de 23 para 13 (Gráfico 1). No essencial, a quebra do tamanho das empresas decorreu entre 1988 e 2000, refletindo o emagrecimento das empresas de grande dimensão e a uma maior densificação de microempresas.

O Gráfico 2 exhibe, dinamicamente, a evolução da distribuição do salário base, destacando os valores do salário mínimo, do salário mediano e do salário médio. O aspeto mais relevante desta evolução é, evidentemente, a deslocação horizontal da distribuição, que se poderá sumariar no aumento real de 56,3 por cento do salário médio e de 51,5 por cento do salário mediano. A crescente concentração de observações em torno do salário mínimo decorre, por um lado, da eliminação dos salários sub-mínimos que afetavam os trabalhadores muito jovens ocorrida em 1987 e 1988 (ver Portugal e Cardoso (2006)) e, por outro lado, da crescente incidência do salário mínimo influenciada por aumentos nominais do salário mínimo superiores aos valores agregados dos aumentos nominais dos salários (Martins e Portugal (2014)).

No Gráfico 3 é mostrada, também de forma dinâmica, a evolução da distribuição da variação dos salários nominais para os trabalhadores que permanecem na mesma empresa em dois anos seguidos (“stayers”). Em primeiro lugar, merece ser enfatizada a observação de que são raras, para não dizer excepcionais, as quebras nominais de salários. Esta indicação resulta não só da natural resistência quer dos empregados quer dos empregadores a variações negativas do salário, mas também, porventura de forma decisiva, da proibição legal (inscrita no código de trabalho) de qualquer imposição unilateral de cortes na remuneração base. Em segundo lugar, parece evidente que a distribuição da variação de salários é mais estendida em períodos em que a taxa de inflação é mais elevada. Em terceiro lugar, a combinação de períodos de recessão com períodos de baixa inflação tem como consequência um drástico aumento da fração de salários congelados, que nos últimos anos atingiu valores próximos de 70 por cento. No seu conjunto, estas observações transparecem a conhecida rigidez nominal dos salários no mercado de

GRÁFICO 2: Evolução da Distribuição de Salários (1988-2013)

trabalho português (Martins e Portugal (2014); Nunes (2016); Addison *et al.* (2017)).

GRÁFICO 3: Distribuição da Variação Nominal dos Salários

Por fim, são apresentados indicadores sumários da evolução da dispersão salarial (ver Gráfico 4). Os rácios entre os quantis de salários correspondentes aos percentis 10, 50 e 90 exibem, em contraste com a evidência empírica

internacional, uma inesperada estabilidade. De facto, enquanto na aba esquerda da distribuição a desigualdade de salários se manteve constante ao longo de todo o período, na aba direita verifica-se a mesma uniformidade, uma vez descontado o episódico aumento da dispersão ocorrido entre 1989 e 1992.

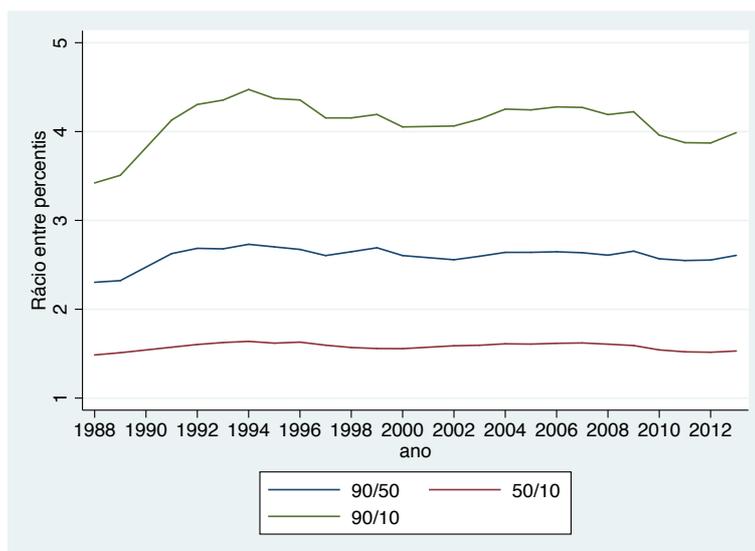


GRÁFICO 4: Dispersão Salarial

Nos passos subsequentes procurar-se-á, através da regressão de quantis, quantificar as componentes responsáveis pela alteração da distribuição de salários e, através da regressão de efeito fixos de elevada dimensionalidade, identificar as fontes de dispersão salarial. Antes, porém, de explorar estas duas linhas de investigação, proceder-se-á a uma breve descrição da base de dados utilizada.

Sobre os dados

Este estudo tem por base a informação microeconómica contida do inquérito conduzido anualmente pelo Ministério do Trabalho, da Solidariedade e da Segurança Social e dirigido a todos os estabelecimentos com pelo menos um trabalhador por conta de outrem: os Quadros de Pessoal, até 2009, e o Relatório Único, desde 2010. A informação recolhida é especialmente precisa e detalhada na parte referente às remunerações dos trabalhadores, uma vez que na génese da criação dos Quadros de Pessoal esteve a preocupação de garantir que os empregadores cumpriam o acordado através da contratação coletiva. Assim se compreende a obrigatoriedade de afixar em local público do estabelecimento o mapa de Quadros de Pessoal, obrigação que só foi revogada

em 2009 com a entrega em suporte digital. Mesmo hoje, mantém-se o dever de “proporcionar o conhecimento da informação aos trabalhadores.”

O cuidado em utilizar um identificador único para o trabalhador, a empresa, o acordo coletivo e a categoria profissional permite um acompanhamento sistemático dos trabalhadores ao longo do seu percurso profissional. Para além do detalhe das componentes salariais, o inquérito recolhe informação sociodemográfica sobre os trabalhadores (idade, género, escolaridade, níveis de qualificação, profissão, categoria profissional, antiguidade na empresa) e informação económica sobre as empresas e os estabelecimentos (volume de vendas, dimensão, localização, sector de atividade). Nesta investigação, a análise será restrita a trabalhadores com idades compreendidas entre os 18 e os 65 anos, que detenham um posto de trabalho em regime de horário completo e que não trabalhem no sector agrícola. Assim, serão manipuladas 40.106.006 observações, correspondentes a 4.918.285 trabalhadores e 611.765 empresas.

Sobre as determinantes dos salários

Os estudos empíricos sobre as determinantes dos salários são convencionalmente estruturados a partir duma equação de regressão que estabelece uma relação linear entre o logaritmo do salário e o número de anos de escolaridade e uma relação parabólica com o número de anos de experiência profissional. Esta equação, derivada e popularizada por Mincer (1958), é, porventura, a mais estimada de todas as equações. Neste ensaio, tomaremos como ponto de partida uma versão estendida desta relação de forma a acomodar diferenças salariais entre géneros (através duma variável binária), o retorno ao capital humano específico da empresa (através dum termo quadrático da antiguidade da empresa) e a presença de diferenciais salariais associados à dimensão das empresas (através do logaritmo do número de trabalhadores).

A utilização de um modelo de regressão linear para dar conta das alterações das determinantes dos salários não é, porém, satisfatória. Por construção, a análise de regressão convencional esgota-se na caracterização de momentos de primeira ordem condicionais, isto é, de médias condicionais. Dito de outra forma, na regressão linear o efeito duma alteração do valor duma variável explicativa pode ser sempre apresentado como uma deslocação horizontal da distribuição da variável dependente. Ora, este modelo estatístico é desnecessariamente restritivo, e até inadequado, se o efeito da variável independente não for uniforme ao longo da distribuição de salários. Uma abordagem mais flexível, que aqui será prosseguida, é a regressão de quantis, a qual permite generalizar a caracterização da distribuição dos salários aos quantis condicionais, em vez das médias condicionais.

No Quadro 1 são apresentados os resultados da estimação da regressão de quantis correspondentes aos percentis 20, 50 e 80, para 1988 e para 2013. A indicação de discriminação sexual não é homogênea ao longo da distribuição de salários, sendo mais acentuada para salários mais elevados. Assim, enquanto a diferença de salários entre homens e mulheres que se posicionam no percentil vinte é de 18,2 pontos logarítmicos (em 1988), esse diferencial salarial agrava-se para 24 pontos logarítmicos quando se compara o quantil de salários correspondente ao percentil oitenta dos homens com o correspondente quantil das mulheres. Na mediana (condicional), a diferença favorece os homens em 20.9 pontos logarítmicos.

Um resultado notável da regressão de quantis é a indicação de que o retorno do investimento em educação formal é significativamente mais elevado na aba direita da distribuição de salários. Enquanto no percentil vinte um ano adicional de escolaridade faz aumentar os salários em 4,9 por cento, no percentil oitenta o efeito é de 8,3 por cento. Dito de outra maneira, parece existir uma forte complementaridade entre postos de trabalho melhor remunerados e a educação (Campos e Reis (2017)). A sequência dos coeficientes de regressão da variável idade, que aproxima a experiência profissional dos trabalhadores, é semelhante à obtida para a educação, indiciando também uma complementaridade entre a experiência e os postos de trabalho mais produtivos. No que diz respeito à antiguidade e à dimensão das empresas, os efeitos são relativamente uniformes ao longo de toda a distribuição¹.

De 1988 para 2013 mantiveram-se, no essencial, os padrões de influência nos salários da educação e da antiguidade, mas diminuiu, contudo, o efeito da dimensão da empresa (ao longo de toda a distribuição) e da idade (sobretudo na aba esquerda), agravando-se o hiato salarial associado ao género (sobretudo na aba direita). A alteração do retorno à experiência poderá ser especialmente problemático porque estará a espelhar um menor investimento na formação profissional dos trabalhadores menos qualificados.

Para melhor perceber a alteração da distribuição de salários importará separar o efeito da alteração das características dos trabalhadores e das empresas (efeito de composição) do efeito da alteração dos coeficientes de regressão (efeito estrutural). Em modelos de regressão linear, esta decomposição é tradicionalmente feita recorrendo à metodologia de Oaxaca-Blinder. No contexto da regressão de quantis, o método proposto por Machado e Mata (2005) oferece uma solução segura e elegante para proceder à decomposição agregada e um procedimento flexível para identificar as componentes mais decisivas na decomposição desagregada por variáveis.

1. Outra forma de interpretar esta uniformidade é pensar que não há heteroscedasticidade (variância inconstante) associada a estas variáveis

	1988			2013		
	20	50	80	20	50	80
Genero masculino	0.182	0.209	0.240	0.170	0.251	0.339
Idade	0.035	0.042	0.055	0.018	0.033	0.048
Idade ao quadrado	-0.000	-0.000	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000
Antiguidade	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001
Antiguidade ao quadrado	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
Dimensão da empresa (logs)	0.068	0.073	0.075	0.037	0.049	0.054
Educação	0.049	0.067	0.083	0.048	0.073	0.089
Constante	-1.737	-1.826	-1.961	-1.150	-1.636	-1.902

QUADRO 1. Regressão de quantis

A separação entre efeitos de composição e efeitos estruturais na evolução da distribuição de salários de 1988 para 2013 é apresentada no Quadro 2. É muito claro que as alterações composicionais tiveram uma influência mais decisiva do que as alterações dos coeficientes de regressão nos vários percentis considerados. Assim, dos 42,7 pontos logarítmicos (correspondentes 53,3 por cento) de aumento do salário mediano, 33,3 pontos logarítmicos (39,3 por cento) são gerados pela alteração das características enquanto 9,4 pontos logarítmicos (9,9 por cento) decorrem das alterações dos coeficientes ². A importância agregada dos efeitos de composição aumenta à medida que se consideram percentis da distribuição de salários cada vez mais altos.

Para ter uma ideia mais completa das alterações distribucionais será necessário considerar uma rede mais densa de percentis. O Gráfico 5 é construído a partir de 99 regressões, correspondentes aos percentis 1 a 99. Neste gráfico são consideradas duas distribuições de salários: a que prevaleceu em 2013 e aquela que teria prevalecido em 2013 se as características fossem as de 1988. Em linha com os resultados apresentados no quadro 2, verifica-se um deslocamento sensível entre a distribuição contrafactual e a observada, que reflete a melhoria das características produtivas ocorridas ao longo de 25 anos. No Gráfico 6 são representadas também duas distribuições: a que prevaleceu em 1988 e aquela que teria prevalecido com as características de 1988, mas em que os coeficientes de regressão são os de 2013. É visível

2. A conversão de pontos logarítmicos em percentagem é obtida através da expressão genérica $(exp(x) - 1) * 100$.

	1988 (1)	2013 (2)	(2)-(1)	Efeito de composição (4)	Efeito estrutural (5)
Quantil 20	-0.346	0.040	0.387	0.251	0.135
Quantil 50	-0.018	0.409	0.427	0.333	0.094
Quantil 80	0.420	0.925	0.505	0.409	0.096

QUADRO 2. Decomposição Machado e Mata

que a alteração ocorrida na estrutura de salários favorece uma melhoria das remunerações, sobretudo para os trabalhadores com salários mais baixos.

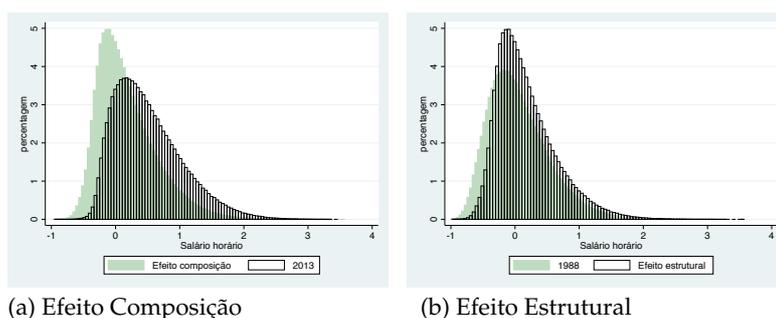
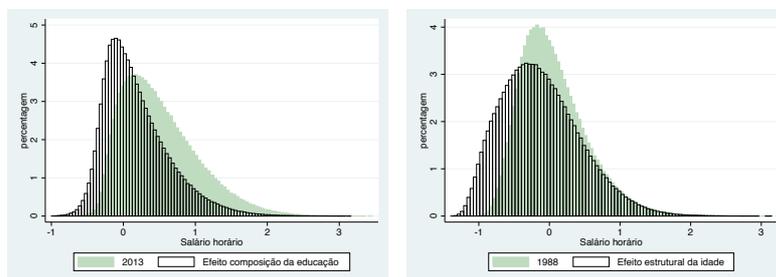


GRÁFICO 5: Alterações da distribuição de salários - parte I

Por último, procura-se isolar os efeitos do aumento da escolaridade dos trabalhadores e da alteração do retorno à experiência profissional. O Gráfico 6 contrasta a distribuição de salários de 2013 com aquela que seria observada se a distribuição da educação fosse aquela que se observou em 1988. A surpreendente semelhança entre o Gráfico 5, que agrega todos os efeitos de composição, e o Gráfico 6 sugere que o aumento dos níveis de educação foi o fator mais decisivo a moldar a configuração da distribuição de salários. De facto, o aumento da educação é responsável por cerca de 75 por cento do aumento de salários. O efeito da quebra do retorno à experiência profissional é representado no Gráfico 6. Aqui são comparadas a distribuição de salários observada em 1988 e aquela que seria observada se os retornos à experiência fossem os que se observaram em 2013. Desta comparação resulta uma indicação clara de que a valorização da experiência profissional dos trabalhadores menos qualificados se degradou significativamente, seja porque diminuiu o investimento em formação seja porque o mercado de trabalho desvalorizou essas competências.



(a) Efeito Composição da Educação

(b) Efeito Estrutural da Idade

GRÁFICO 6: Alterações da distribuição de salários - parte II

Sobre as fontes de variação dos salários

Com a disponibilização de base de dados longitudinais, isto é, de registos em que o trabalhador é observado ao longo de vários períodos, passa a ser possível colocar questões que noutros planos amostrais não são viáveis. Em particular, da observação repetida dos trabalhadores, das empresas e dos postos de trabalho vai ser possível inferir os seus efeitos permanentes. No essencial, a variação dos salários vai ser obtida através da resposta a três perguntas: Quem é o trabalhador? Onde (em que empresa) trabalha? O que faz?

A dimensão trabalhador condensa as qualificações (o capital humano) que lhe permitem obter salários mais ou menos elevados. A dimensão empresa sintetiza a generosidade das políticas de remuneração das empresas. E a dimensão posto de trabalho sumaria diferenças de remuneração que persistem ao longo do tempo entre profissões ou tarefas produtivas. A identificação destes efeitos (chamados fixos) é obtida a partir da repetição das observações do trabalhador, da empresa e do posto de trabalho e da mobilidade dos trabalhadores que entram/saem de empresas e/ou de categorias profissionais. A especificação de um modelo de regressão com efeitos fixos de elevada dimensionalidade, envolvendo desafios computacionais (Guimarães e Portugal (2010)), não coloca especiais problemas de interpretação. Tudo se passa como se a regressão de Mincer fosse generalizada de forma a acomodar 4.918.285 “dummies” identificando os trabalhadores, 611.765 “dummies” identificando as empresas e 127.021 “dummies” identificando as categorias profissionais³.

Neste contexto, de acordo com a estimação do modelo de regressão, a heterogeneidade dos trabalhadores explica 49,2 por cento da variância dos

3. Na prática, o modelo de regressão inclui, para além dos três efeitos fixos de elevada dimensionalidade, coeficientes de regressão variáveis ao longo do tempo para o género, a educação e a dimensão da empresa.

salários, enquanto a heterogeneidade das empresas explica 24 por cento e a heterogeneidade das categorias profissionais é responsável por 9,7 por cento da variância dos salários ⁴. Esta decomposição é semelhante à obtida por Torres *et al.* (2013).

A correlação entre os efeitos fixos dos trabalhadores e os efeitos fixos das empresas foi estimada em 0,25, indicando que os indivíduos mais bem pagos (com maior capital humano) tendem a trabalhar em empresas que pagam salários mais elevados (emparelhamento positivo). Esta associação é determinada, essencialmente, pela componente observada do efeito fixo do trabalhador (educação, experiência profissional e género) em que a correlação é de 0,29, uma vez que a correlação com a parte não observada é somente 0,05.

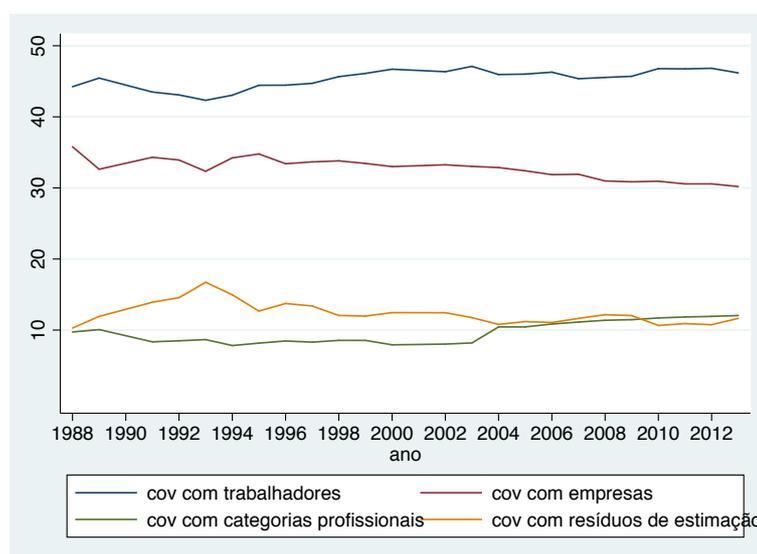


GRÁFICO 7: Decomposição da Variância dos Salários

Quando se estabelece a mesma decomposição de variância numa base anual, é possível verificar que a contribuição das principais componentes da variância dos salários se manteve essencialmente constante ao longo do período em análise (Gráfico 7). A componente que exibe uma tendência marcada é a relativa ao emparelhamento entre trabalhadores e empresas, em que a correlação cai cerca de 20 pontos percentuais, após 1992 (Gráfico 8). Este desenvolvimento faz diminuir a desigualdade salarial, em contraste acentuado com a evidência empírica apresentada, por exemplo, para a Alemanha (Card *et al.* (2013). A indicação de que enfraqueceu significativamente a associação de empresas com políticas generosas de

4. Para este efeito, recorreu-se à expressão $Var(Y = X + Z + W) = Cov(Y, X) + Cov(Y, Z) + Cov(Y, W)$.

salários e os níveis de capital humano dos trabalhadores é apresentada, dinamicamente, no Gráfico 9.



GRÁFICO 8: Correlação entre o Capital Humano dos Trabalhadores e a Política de Salários das Empresas

GRÁFICO 9: Emparelhamento entre o Trabalhador e a Empresa

Em resumo

Ao longo dos 25 anos compreendidos entre 1988 e 2013 a distribuição de salários dos trabalhadores sofreu alterações profundas. A mais importante dessas alterações foi, naturalmente, o aumento geral do nível real de salários, que teve tradução, nomeadamente, no aumento do salário mediano em 53,3 por cento. A melhoria das qualificações dos trabalhadores foi responsável por 78 por cento desse aumento, enquanto as alterações estruturais das determinantes dos salários foram responsáveis pelos remanescentes 22 por cento. A notável melhoria dos níveis educacionais dos trabalhadores foi, de longe, o fator mais decisivo por detrás do aumento de salários. De acordo com os nossos cálculos, o aumento da escolaridade é responsável por cerca de três quartos do aumento geral dos salários. Em contrapartida, há sinais de que o segundo motor de produção de capital humano - a formação profissional obtida no posto de trabalho - claudicou neste período, principalmente para os trabalhadores menos qualificados e com salários mais baixos.

Que resposta é mais importante obter para melhor estimar o salário de um indivíduo? Quem é? Onde trabalha? O que faz? A informação sobre o trabalhador é a mais relevante, uma vez que explica cerca de metade da variação dos salários. Mas a informação sobre a empresa e sobre o posto de trabalho também é muito importante, uma vez que explica, respetivamente, um quarto e um décimo da variação de salários.

Quando se considera a dispersão de cada uma das componentes do salário não é possível estabelecer uma tendência clara. Não surpreende, por isso, que os indicadores de dispersão dos salários se tenham mantido constantes ao longo dos últimos vinte anos. A correlação entre o efeito fixo do trabalhador e o efeito fixo da empresa, no entanto, tem vindo a enfraquecer ao longo dos anos, contribuindo para uma menor desigualdade salarial. Este resultado, que contrasta com o da literatura económica, sugere que o processo de triagem dos trabalhadores às empresas é cada vez menos determinado pela complementaridade entre o capital humano do trabalhador e a produtividade da empresa.

Referências

- Addison, John, Pedro Portugal, e Hugo Vilares (2017). "Unions and Collective Bargaining in the Wake of the Great Recession: Evidence from Portugal." *British Journal of Industrial Relations*, 55(3), 551–576.
- Campos, Maria e Hugo Reis (2017). "Uma Reavaliação do Retorno do Investimento em Educação na Economia Portuguesa." *Revista de Estudos Económicos Banco de Portugal*.
- Card, David, Jörg Heining, e Patrick Kline (2013). "Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality," *Quarterly Journal of Economics*. "The Quarterly Journal of Economics", 128.
- Guimarães, Paulo e Pedro Portugal (2010). "A simple feasible procedure to fit models with high-dimensional fixed effects." *Stata Journal*, 10(4), 628–649.
- Machado, José A. F. e José Mata (2005). "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression." *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Martins, Fernando e Pedro Portugal (2014). "Ajustamentos Salariais durante a Grande Recessão." *Boletim Económico do Banco de Portugal*.
- Mincer, Jacob (1958). "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy*, 66, 281–302.
- Nunes, André (2016). "Wage Adjustments under Extreme Downward Nominal Wage Rigidity." NOVA School of Business and Economics - UNL. Master Thesis.
- Portugal, Pedro e Ana Rute Cardoso (2006). "Disentangling the Minimum Wage Puzzle: An Analysis of Worker Accessions and Separations." *Journal of the European Economic Association*, 4(5), 988–1013.
- Torres, Sónia, Pedro Portugal, John T. Addison, e Paulo Guimarães (2013). "The sources of wage variation: a three-way high-dimensional fixed effects regression model." Working papers, Banco de Portugal, Economics and Research Department.

Obrigações indexadas ao PIB: desenho, efeitos e o futuro

Diana Bonfim
Banco de Portugal e
Católica Lisbon School of Business
and Economics

David Pereira
Banco de Portugal

Janeiro 2018

Resumo

As obrigações indexadas ao PIB têm sido propostas como ferramenta para ajudar a evitar episódios de incumprimento da dívida soberana e reestruturações de dívida. Este artigo discute potenciais vantagens associadas à emissão deste tipo de instrumento, procurando quantificar os benefícios potenciais que podem emergir quando um país atravessa períodos de taxas de crescimento baixas, podendo enfrentar dificuldades no cumprimento dos seus compromissos financeiros. As estimativas efetuadas sugerem que existem benefícios potenciais em termos de encargos com juros. É simulada a correlação entre saldo primário e crescimento do PIB em dois cenários: um com a dívida indexada ao PIB e outro sem tal mecanismo. Como esperado, a correlação entre estas duas variáveis é significativamente mais elevada com indexação, sugerindo que com obrigações indexadas ao PIB existiria mais espaço para os estabilizadores automáticos funcionarem durante recessões. Num exercício semelhante, mas agora com um cenário em que os países têm de cumprir uma regra fiscal, os resultados são globalmente consistentes. Depois de estabelecer estes factos, analisamos emissões recentes de obrigações indexadas ao PIB e discutimos as suas limitações e desvantagens. Isto é crucial para compreender o que tem de ser melhorado no desenho de obrigações indexadas ao PIB, de modo a que este seja um instrumento universalmente utilizado. (JEL: E62, F34, H63)

Introdução

As reestruturações de dívida pública têm merecido a atenção de investidores e investigadores. A maior parte das reestruturações ocorre depois de episódios de incumprimento na dívida soberana e podem ter consequências negativas sobre a economia doméstica e o sistema financeiro, originando períodos de exclusão dos mercados de capitais (Trebesch et al. 2012, Cruces e Trebesch

Agradecimentos: Gostaríamos de agradecer os comentários e sugestões de Nuno Alves, António Antunes, Vera Gouveia Barros, Cláudia Braz, Joaquim Cadete, Maria Manuel Campos, Isabel Horta Correia, José Miguel Costa, Jorge Correia da Cunha, Ana Filipa Fernandes, Miguel Gouveia, Filipe Morais, Pedro Moreira e Susana Salvado. Estas são as nossas opiniões e não refletem necessariamente as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Qualquer erro ou omissão é da nossa exclusiva responsabilidade.

E-mail: dbonfim@bportugal.pt; dmpereira@bportugal.pt

2013). Ainda que estas preocupações estejam historicamente mais focadas em economias de mercado emergentes, a crise da dívida soberana na área do euro reacendeu este debate.

Neste contexto, as discussões sobre a emissão de obrigações indexadas ao PIB têm recentemente merecido algum destaque.¹ A característica mais importante de uma obrigação indexada ao PIB é a indexação do seu cupão (ou mesmo do seu principal) ao crescimento do PIB do país emitente, de modo a que os fluxos de pagamento deste título reflitam a evolução da atividade económica.

Este instrumento de dívida pode ter um papel importante para ajudar a evitar crises de dívida pública através, *inter alia*, de um mecanismo de protecção contra os efeitos de recessões. Poderia, deste modo, diminuir a probabilidade de incumprimentos, de reestruturações de dívida e os custos associados. Evitando-se níveis de endividamento elevados, diminuir-se-iam os custos associados ao serviço da dívida e aumentaria o espaço fiscal dos países, permitindo a adopção de políticas fiscais menos pro-cíclicas.

Os investigadores têm vindo a discutir as obrigações indexadas ao PIB desde os anos 1990 e já foram emitidos vários instrumentos indexados à atividade económica (por exemplo por parte da Costa Rica, Bulgária, Bósnia Herzegovina, Singapura e, mais recentemente, Argentina, Grécia e Ucrânia). Contudo, este tipo de emissão ainda é considerado uma exceção e não alcançou todas as suas potencialidades enquanto instrumento que possa ajudar os países a evitar crises de solvabilidade e a garantir uma melhor partilha de risco com credores privados.

Este artigo começa por rever a literatura existente sobre obrigações indexadas ao PIB. De seguida descrevemos a estruturação deste instrumento, discutindo como podem ser determinados os cupões. Posteriormente discutimos os efeitos fiscais de obrigações indexadas ao PIB. São considerados três exercícios complementares.

Em primeiro lugar, tentamos quantificar os benefícios potenciais de emitir obrigações indexadas ao PIB, ancorando as nossas estimativas em trabalho anterior de Borensztein e Mauro (2004). Para o fazer, estimamos as poupanças ou gastos potenciais com juros para os países da área do euro entre 2000 e 2015, assumindo que estes países tinham emitido obrigações indexadas ao PIB ao longo de todo este período. Também consideramos separadamente os efeitos potenciais para os países mais afetados pela crise da dívida soberana na área do euro e para os restantes países.

1. O G20, na reunião de 24 de julho de 2016 dos Ministros das Finanças do G20 e dos Governadores dos Bancos Centrais, reconheceu que a política fiscal e as estratégias fiscais são essenciais para apoiar o crescimento. Como tal, os membros do G20, no comunicado dessa reunião, pediram “mais análise sobre os aspetos técnicos, oportunidades e desafios de instrumentos de dívida contingentes, incluindo obrigações indexadas ao PIB (...)” (G20 2016).

Em segundo lugar, estimamos quanto espaço adicional teriam os países para adotar políticas fiscais menos pro-cíclicas. Esta estimação passa por calcular, para o período entre 2000 e 2015, a correlação entre o saldo primário e a taxa de crescimento do PIB em dois cenários: com obrigações convencionais e introduzindo obrigações indexadas ao PIB. No último caso, é estimado um “saldo primário ajustado”, considerando os novos montantes de encargos com juros que decorreriam da introdução deste novo instrumento. Estas estimativas são efetuadas separadamente para economias de mercado emergentes e para economias avançadas.

Por último, consideramos um exercício que se assemelha ao anterior, mas adicionando um novo elemento. Especificamente, as simulações são efetuadas considerando a imposição de limites nas políticas fiscais, tais como os associados ao Pacto de Estabilidade e Crescimento. Este exercício é efetuado para França, Espanha e Portugal.

Todas estas estimativas de equilíbrio parcial assentam num forte conjunto de hipóteses simplificadoras necessárias para a realização dos exercícios. Todas as estimativas devem deste modo ser consideradas como um limite máximo dos potenciais benefícios das obrigações indexadas ao PIB.

Antes de concluir, sumariamos evidência sobre emissões de obrigações indexadas ao PIB já efetuadas e discutimos barreiras para a implementação deste produto, bem como potenciais soluções para as ultrapassar.

Revisão da literatura

A crise internacional de dívida da década de 1980 levou um conjunto de países, em particular da América Latina e da Europa oriental, a incumprir os pagamentos legalmente contratualizados. Desde então, o interesse na procura de instrumentos financeiros que conduzam à melhoria dos acordos de partilha de risco entre soberanos e investidores tem merecido especial atenção, dado o seu potencial contributo para a redução de *defaults* soberanos e dos seus respetivos custos. Assim, diferentes propostas de produtos financeiros inovadores têm surgido, entre as quais a indexação de pagamentos de dívida a variáveis macroeconómicas, como o PIB, as exportações ou os preços de matérias-primas. Krugman (1988), no sentido de encontrar o equilíbrio entre alívio de dívida e financiamento, defendeu que a indexação de pagamentos de dívida a variáveis económicas beneficiaria tanto devedores como credores.

Para compreender a importância deste tipo de instrumentos, é importante definir o contexto em que assumem relevância. As reestruturações de dívida são, por regra, desencadeadas pelo incumprimento dos seus pagamentos ou por um anúncio de reestruturação da mesma. Nestes momentos os governos iniciam negociações com os credores com vista ao acordo quanto aos termos da reestruturação, permitindo algum alívio no serviço da dívida. Estes processos são normalmente descritos como sendo longos, onerosos e

complexos, sobretudo quando comparados com processos semelhantes no setor privado (Bedford et al., 2005, Trebesch et al., 2012, Brooke et al., 2013). De acordo com Forni et al. (2016), as reestruturações de dívida soberana com credores privados externos podem, de facto, afetar o crescimento do PIB *per capita* nos anos seguintes às reestruturações.

Neste contexto, e considerando a frequência das crises financeiras, nomeadamente nas economias emergentes, vários autores têm vindo a sugerir alternativas para a redução das ineficiências das reestruturações de dívida e dos respetivos custos. A título de exemplo, Eichengreen (2003) discute diferentes possíveis abordagens para este problema: (i) "abordagem contratual", mantendo-se o *status quo* e promovendo-se o desenvolvimento de acordos de dívida mais completos e eficientes, onde se inserem as atualmente utilizadas *collective action clauses*; (ii) "abordagem legislativa", adotando-se, por via legislativa, algumas das funções de um mecanismo internacional de insolvência, e, por último, (iii) o estabelecimento de um tribunal internacional de pleno direito para gerir situações de falência. O autor considera que aqueles com reservas quanto a estas abordagens procurariam alternativas, tais como novos instrumentos de dívida e, em particular, de dívida indexada à taxa de crescimento real do PIB dos países emitentes.

A investigação sobre títulos de dívida indexada ao PIB remonta ao início da década de 1990, com uma proposta de Shiller (1993), que defendeu um mercado de dívida de longo prazo para os principais fluxos agregados de rendimento: PIB, rendimento do trabalho e fluxos de serviços relacionados com imóveis comerciais e residenciais. O autor argumentou ainda que os instrumentos cujos pagamentos evoluíssem de acordo com o desempenho do PIB podiam ajudar a reduzir o risco do país e a promover o bem-estar.

Um dos principais e mais estudados benefícios dos títulos de dívida indexada ao PIB é a sua capacidade de manter o rácio entre dívida e PIB num intervalo mais estrito do que os títulos de dívida convencionais. Desta forma, estes instrumentos poderiam contribuir para a prevenção de crises de dívida futuras, representando um mecanismo de auto-proteção contra eventuais períodos recessivos (Borensztein e Mauro, 2004). No mesmo sentido, Carnot e Summer (2017), com base na ferramenta *Debt Sustainability Monitor* da Comissão Europeia, investigaram a redução da incerteza nas trajetórias da dívida no curto e longo prazos com a emissão de uma fração da dívida pública através de títulos indexados ao PIB. Os resultados identificam "importantes benefícios potenciais" decorrentes da emissão deste instrumento para todos os países europeus, sendo especialmente relevante para economias com níveis de dívida média e alta, que apresentem elevada volatilidade macroeconómica e com limitações nas ferramentas de gestão de choques.

Cabrillac et al. (2017) estimam potenciais ganhos para os emitentes de títulos de dívida indexada ao crescimento do PIB, concluindo que o rácio entre dívida e PIB seria reduzido em 15% em média num horizonte temporal de 25 anos para o 95º percentil – referente aos 5% das trajetórias simuladas da dívida

menos favoráveis até 2040. Os autores defendem ainda que a volatilidade da carteira dos investidores poderia potencialmente diminuir 12%, em média, através do investimento neste tipo de obrigações em detrimento do investimento em ações.

A interagir com o efeito da redução do intervalo de variação do rácio entre dívida e PIB está a eventual margem orçamental que este produto oferece aos países, permitindo-lhes reduzir a necessidade de condução de políticas orçamentais pro-cíclicas (Borensztein e Mauro, 2004, Blanchard et al., 2016). Borensztein e Mauro (2004) procuram também investigar os benefícios da emissão deste tipo de produtos para países integrados em uniões económicas monetárias. As vantagens para este grupo de países, onde a política monetária responde imperfeitamente aos choques nacionais, são também defendidas por Carnot e Summer (2017). Blanchard et al. (2016) defendem que a introdução de obrigações indexadas ao PIB poderia constituir uma “solução parcial de mercado para alcançar importantes benefícios de proteção” para países da área do euro, numa fase anterior a uma união fiscal.

Barr et al. (2014) desenvolvem um modelo em que o *default* soberano é endógeno, através do qual analisam o modo como os títulos de dívida indexada ao PIB podem aumentar o nível máximo de dívida soberana sustentável e reduzir a incidência de *defaults*. Os autores utilizam o conceito de fadiga fiscal e equações *standard* de dinâmica da dívida para estimar limites de dívida, que são essenciais para modelar *defaults* soberanos no caso de obrigações convencionais e de dívida indexada ao PIB. Em diferentes cenários de aversão ao risco, a introdução deste instrumento aumentaria o referido nível do limite de dívida. No entanto, os investidores exigem um prémio para oferecer proteção contra a volatilidade do PIB, sendo que à medida que o rácio entre dívida e PIB aumenta, esse custo específico é compensado, uma vez que o prémio de risco de *default* aumenta.

Também tem vindo a ser desenvolvida investigação sobre a avaliação do preço deste instrumento. Borensztein e Mauro (2004) concluem que o prémio de proteção, ou seja, o prémio de risco pela indexação ao PIB, compensando os investidores pela volatilidade desta variável, seria baixo. Chamon e Mauro (2006) introduzem o risco de *default* no seu modelo. Primeiro, extraem das *yields* observadas as diferentes combinações de probabilidade de *default* e de taxas de recuperação. Em seguida, através do método de Monte Carlo, simulam várias trajetórias para as diferentes variáveis económicas, incluindo o rácio entre dívida e PIB. Obtêm, ainda, o *default trigger* para o rácio entre dívida e PIB e a taxa de recuperação que corresponderiam aos pagamentos esperados implícitos nos *spreads*. Por fim, utilizando o *default trigger* do rácio entre dívida e PIB e as trajetórias simuladas para as variáveis económicas, calculam o *payoff* correspondente para obrigações convencionais e obrigações indexadas ao PIB. Os autores concluem que a dívida indexada ao PIB pode reduzir a frequência dos *defaults*. Quando a proporção deste instrumento aumenta, os dois tipos de obrigações tornam-se menos sensíveis

à volatilidade do PIB e a choques no crescimento. Miyajima (2006) avalia os *GDP-linked warrants* (GLWs), considerando na fórmula do preço a capacidade de pagamento do emitente. O autor calcula os *cash flows* esperados dos pagamentos de dívida, assumindo que o PIB segue um modelo estocástico. As condições de *trigger* são modelizadas através do método de Monte Carlo. A capacidade de serviço de dívida do emitente é definida como a diferença entre os pagamentos adicionais no âmbito das GLWs e o aumento das receitas fiscais devido ao crescimento económico. O autor utiliza o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) para o cálculo do prémio de indexação, concluindo que este deverá ser reduzido.

Kamstra e Shiller (2009) estimam um prémio de risco de "apenas" 1,5 %. Também é utilizado o CAPM para calcular o custo do capital "relevante para a emissão de *Trills*" (um título obrigacionista com um cupão indexado ao PIB corrente dos EUA em dólares, que pagaria, por exemplo, um bilionésimo do PIB). Estes autores defendem ainda que a maturidade deste título deveria ser longa, de preferência perpétua, desempenhando assim um papel importante como estabilizador do orçamento público.

De um modo geral, os títulos indexados ao PIB, tal como referido pelo FMI (2017) ao avaliar a motivação económica para a emissão de instrumentos soberanos de dívida contingente, têm o potencial para "reforçar o espaço para políticas públicas em estados maus do mundo, oferecer oportunidades de diversificação aos investidores e gerar benefícios para outros agentes económicos e para o sistema global". O FMI reconhece também possíveis complicações que, para alguns países, podem superar os benefícios.

Sharma e Griffith-Jones (2006) também discutem os benefícios da introdução de títulos de dívida indexada ao PIB tanto para os países devedores, como para os investidores, a economia global e o sistema financeiro. Para além disso apresentam as principais preocupações, problemas e obstáculos na sua implementação. Os autores sintetizam experiências recentes com este tipo de títulos, explicando as suas principais falhas. Finalmente, na mesma linha que Borensztein e Mauro (2004) e o FMI (2017), defendem a intervenção de instituições internacionais no apoio ao desenvolvimento de um mercado específico, sugerindo vários passos para esse fim.

Por fim, refira-se que instrumentos de dívida soberana com características de ações e com indexação ao PIB foram já emitidos. Essas emissões, porém, trataram-se de *warrants*, anexadas e, muitas vezes, inseparáveis de uma obrigação, tendo sido realizadas no contexto de reestruturações de dívidas. Benford et al. (2016) distinguem entre emissões de obrigações indexadas ao PIB em "tempos normais" e durante reestruturações, com diferentes vantagens para os emitentes. Em "tempos normais", a emissão destes produtos ajudaria na prevenção de crises de solvabilidade, proporcionando mais espaço orçamental em recessões. Em reestruturações, este instrumento

permitiria transferir os reembolsos mais onerosos de dívida para quando o crescimento estivesse a recuperar.

O desenho de obrigações indexadas ao PIB: a fórmula do cupão

Uma característica específica de uma obrigação indexada ao PIB é a indexação do seu cupão à taxa de crescimento do PIB do país emitente, de modo a que os pagamentos associados a este título reflitam a evolução do PIB. Por outras palavras, o valor de amortização da dívida deveria refletir a dinâmica de crescimento do país. Se um governo só emitir este tipo de obrigação, todos os pagamentos de dívida irão variar em linha com o crescimento registado.

A taxa de cupão de uma obrigação indexada ao PIB seria igual a:

$$\text{cupão}_t = \max(r + (g_t - \bar{g}); 0) \quad (1)$$

Especificamente, de modo a que a taxa de cupão reflita a evolução da taxa de crescimento do PIB, é adicionado à taxa de cupão base (r) um fator de indexação, o qual corresponde à diferença entre a taxa de crescimento do PIB observada (g_t) e uma taxa de crescimento de referência (\bar{g}). Deste modo, os pagamentos dos cupões variam de acordo com as flutuações na atividade económica.² Esta taxa de crescimento de referência, acordada no momento de definição do contrato, deverá refletir a tendência de crescimento do PIB e contribuir para ancorar a evolução da atividade económica no ano t a um período de referência razoavelmente longo. Deste modo, se no ano t a economia crescer acima da taxa de referência, o fator de indexação será positivo e a taxa de cupão será mais elevada do que a taxa de cupão sem indexação. Se a economia crescer abaixo da taxa de referência, o fator de indexação tornar-se-á negativo e a taxa de cupão será inferior a r . Por último, para proteger os investidores de períodos com crescimento económico particularmente negativos – ou seja, situações em que o ajustamento da taxa de cupão base a um fator de indexação muito negativo se consubstanciaria numa taxa de cupão negativa – um mínimo de 0 poderá ser imposto na fórmula da taxa de cupão. Este ajustamento poderá ser importante para evitar desincentivos a investimentos neste tipo de título de dívida contingente.

Deste modo, a indexação de uma obrigação à evolução da atividade económica de um país permitiria aos governos ter algum grau de proteção contra períodos de taxas de crescimento baixas. A magnitude da proteção dependerá da maturidade da obrigação e da sensibilidade dos pagamentos de cupões ao crescimento. De acordo com Barr et al. (2004), as obrigações

2. Por simplicidade, e de modo a evitar outra camada de risco, apenas a taxa de cupão – e não o principal – é ajustada. Para mais detalhes, veja-se por exemplo Borensztein e Mauro (2004).

indexadas ao PIB com maturidades mais longas oferecem aos soberanos uma melhor proteção contra uma tendência de baixo crescimento.

Efeitos fiscais de obrigações indexadas aos PIB

Tendo em vista quantificar a proteção oferecida por obrigações indexadas ao PIB e compreender quais os outros potenciais benefícios fiscais associados a este tipo de instrumento, nesta seção apresentamos vários exercícios, tendo como referência algumas das análises efetuadas por Borensztein e Mauro (2004). Começamos por estimar as poupanças ou custos com encargos com juros para os países da área do euro, caso estes tivessem emitido obrigações indexadas ao PIB. Em seguida são apresentados dois exercícios que pretendem quantificar qual o espaço adicional que os países poderiam ter para adotar políticas fiscais menos pro-cíclicas: primeiro é efetuado um exercício geral para economias avançadas e de mercados emergentes; num segundo exercício adicionamos restrições à política fiscal, correndo simulações semelhantes às anteriores, mas agora assumindo que existe um limite ao déficit de 3% do PIB (estas estimativas são efetuadas para França, Espanha e Portugal).

Recolhemos dados do FMI sobre taxa de crescimento real do PIB, saldos primários e totais em percentagem do PIB, encargos com juros brutos em percentagem do PIB e dívida pública bruta, também em percentagem do PIB.

Poupanças/custos associados a encargos com juros

Este primeiro exercício é uma tentativa, através de uma abordagem simples, de ilustrar como é que as obrigações indexadas ao PIB podem afetar os encargos com juros de dívida pública. Tendo como referência Borensztein e Mauro (2004), consideramos uma obrigação com uma taxa de cupão variável que reflète o desempenho económico do país.

Neste contexto, utilizando a equação 1, simulamos uma nova taxa de cupão e, como consequência, o montante de poupanças (ou custos) com juros acumuladas (ou incorridos). Subjacente a estas simulações encontra-se a hipótese de que desde o início de 1999 toda a dívida pública de emitentes soberanos na área do euro seria efetuada apenas através de obrigações indexadas ao PIB. Também se assume que a nova taxa de cupão e os novos encargos com juros não teriam qualquer impacto sobre outras variáveis, tais como o PIB, o déficit ou a dívida pública. O realismo desta simulação está claramente condicionado pelas hipóteses assumidas, mas não obstante pode permitir aferir a magnitude das poupanças ou gastos potenciais com juros. Para além disso, a taxa de crescimento de referência utilizada corresponde à taxa de crescimento observada no período 1992-2015. Este período deverá ser

suficientemente longo para permitir estimar o crescimento tendencial de um país.

Quanto ao crescimento do PIB, são utilizados dados em termos reais, i.e. ajustados de efeitos da inflação. A indexação ao PIB em termos nominais (conforme sugerido por Benford et al. 2016) poderia proteger os investidores também de flutuações na inflação. Contudo, parece ser mais prudente evitar que os investidores e os emitentes tenham exposição a um nível de risco e complexidade mais elevado. Deste modo, o foco deve incidir sobretudo nos potenciais efeitos contra-cíclicos de obrigações indexadas ao PIB real.

Deste modo, a taxa de cupão implícita é calculada como o rácio entre encargos brutos com juros do ano t e a média do saldo de dívida desse mesmo ano e do ano $t-1$. Contudo, deve notar-se que este rácio não considera que o rácio de dívida atual também inclui outros instrumentos (tais como moeda estrangeira, depósitos e empréstimos) e, de forma mais importante, obrigações emitidas no passado, sob condições de mercado diferentes. Para além disso, devemos ainda ter em conta que os países que estiveram sob assistência financeira perderam o acesso ao mercado de capitais durante parte do período analisado, o que dificulta a calibração da taxa de cupão. Finalmente, é possível que as obrigações indexadas ao PIB pudessem ter um prémio de risco adicional, que não é considerado nestas estimativas. De um modo global, estas hipóteses simplificadoras exigem uma interpretação prudente dos resultados, que devem ser encarados como a poupança máxima potencialmente associada a este instrumento.

A diferença entre a taxa de crescimento do PIB de cada ano e a taxa de crescimento de referência é adicionada (ou subtraída) à taxa de cupão e calcula-se o máximo entre a taxa de cupão ajustada e 0. O novo montante de encargos com juros pode então ser determinado através da aplicação da nova taxa de cupão à média da dívida nos anos t e $t-1$.

No Gráfico 1 apresentamos os resultados obtidos para países da área do euro, para o período entre 2000 e 2015. A taxa de crescimento de referência do PIB considerada nestes exercícios é 1.49%. Utilizando a equação 1, se os países da área do euro tivessem emitido obrigações indexadas ao PIB durante todo este período, teriam pago uma taxa de cupão média de 4.34%. Este valor é bastante semelhante às taxas de cupão médias observadas durante este período (4.37%). Deste modo, as poupanças agregadas com encargos com juros neste período teriam sido negligenciáveis (0.13% do PIB).

Contudo, estes efeitos agregados para o período integral escondem importantes diferenças ao longo do tempo. As nossas estimativas mostram que os países da área do euro teriam tido a possibilidade de pagar bastante menos juros em 2008-2009 e em 2012-2013. Esta poupança teria sido compensada por encargos com juros superiores noutros anos, nomeadamente 2000, 2006 e 2007. Estes resultados ilustram o mecanismo contra-cíclico implícito nas obrigações indexadas ao PIB. Os soberanos teriam pago menos

juros durante recessões, mas em contrapartida teriam pago mais em períodos de forte crescimento económico.

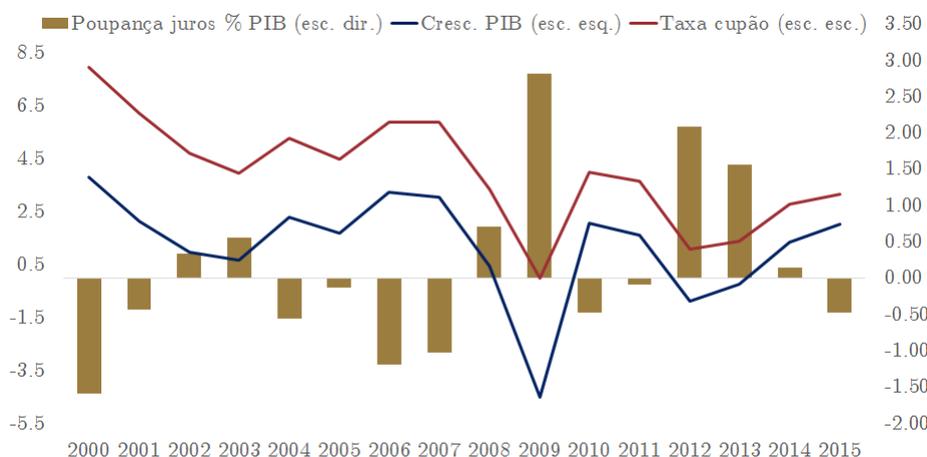


GRÁFICO 1: Poupança com juros em % do PIB - área do euro

Fonte: FMI e cálculos dos autores.

Para além das diferenças ao longo do tempo, também podia ser interessante considerar diferenças entre países da área do euro. Nos Gráficos 2 e 3 apresentamos os resultados para a mesma simulação para dois grupos de países da área do euro: os mais afetados pela crise da dívida soberana (Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha) e os restantes. As diferenças são significativas.

Para os países mais afetados pela crise da dívida soberana na área do euro, a taxa média de cupão teria sido 4.09%, significativamente abaixo da taxa de 4.35% efetivamente observada durante este período. Tal implicaria poupanças com juros na ordem dos 0.3% do PIB. Estas poupanças estariam concentradas nos anos da crise (2008-2014). Em todos os outros anos do período sob análise, estes países teriam pago mais juros sobre a sua dívida.³

Para os restantes países da área do euro, o padrão é bastante mais irregular (Gráfico 3). Teriam existido poupanças com juros em 2002-2003, 2008-2009 e 2012-2015. Contudo, estas poupanças teriam sido genericamente compensadas com encargos com juros adicionais nos outros anos. A taxa de cupão média teria sido 3.81%, apenas ligeiramente abaixo da taxa de cupão observada de 3.91%. Tal implicaria poupanças de 0.09% do PIB, ou seja, um terço das poupanças potencialmente obtidas pelos países mais

3. Deve notar-se que os encargos com juros elevados em 2015 refletem em larga medida a forte recuperação económica registada pela Irlanda nesse ano.

afetados pela crise da dívida soberana. Estes resultados sugerem que as obrigações indexadas ao PIB podem gerar poupanças com juros mesmo para economias avançadas. Contudo, dadas as limitações decorrentes dos pressupostos do exercício discutidas anteriormente (incluindo a ausência de um prémio de risco para estas obrigações), é possível que estes benefícios sejam muito menores (ou inexistentes) num cenário mais realista. Conforme mencionado anteriormente, todas estas estimativas estão ancoradas num conjunto de hipóteses simplificadoras, que exigem prudência na interpretação dos resultados. De certa forma, estes valores representam um limite máximo para os benefícios potenciais em termos de poupança com juros que podem ser alcançados com obrigações indexadas ao PIB, para estes países, neste período.

Uma hipótese importante que pode ser relaxada é a inexistência de um prémio de risco associado a obrigações indexadas ao PIB (Benford et al., 2016). Existe muita incerteza sobre qual seria o prémio de risco para a emissão deste instrumento por países da área do euro, sobretudo considerando que pelo menos inicialmente poderia existir um prémio de novidade e de liquidez. Utilizando as estimativas efetuadas por Kamstra e Shiller (2009), re-estimamos as poupanças/encargos com juros considerando um prémio de risco de 150 pontos base. A poupança com juros média no período sob análise diminuiria de 0.13 para 0.08% do PIB na área do euro (de 0.30% para 0.22% nos países mais afetados pela crise da dívida soberana e de 0.09% para 0.05% do PIB para outros países). Mesmo com um prémio de risco de 150 pontos base, as obrigações indexadas ao PIB poderiam gerar poupanças com juros generalizadas.

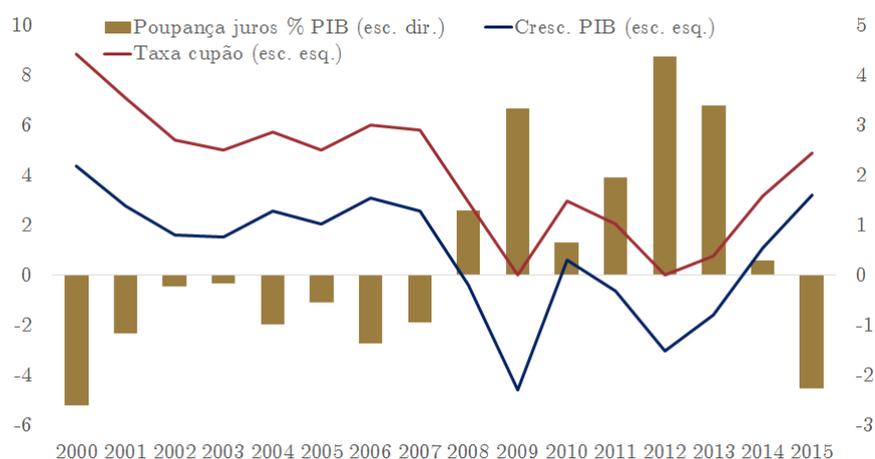


GRÁFICO 2: Poupança com juros em % do PIB - países crise na área do euro

Fonte: FMI e cálculos dos autores.

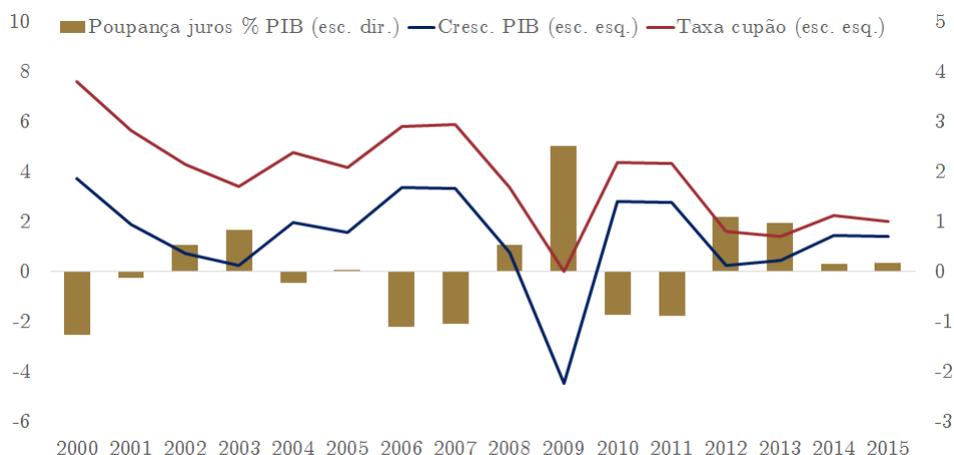


GRÁFICO 3: Poupança com juros em % do PIB - outros países da área do euro

Fonte: FMI e cálculos dos autores.

De um modo geral, estes resultados reforçam as conclusões de Borensztein e Mauro (2004), mostrando que quando a taxa de crescimento do PIB é inferior a uma taxa de referência, o governo consegue obter poupanças nos encargos com juros através da emissão de obrigações indexadas ao PIB. Esta poupança pode criar espaço para adotar políticas que resultem num excedente primário menor (mais despesa e/ou menos impostos). Também poderia permitir aos países, em particular aos que estão a seguir um percurso de ajustamento fiscal no curto prazo, alcançar os seus objetivos fiscais mais depressa. Tal teria sido particularmente útil para os países no centro da crise da dívida soberana da área do euro, que passaram por ajustamentos fiscais substanciais de forma a recuperar o acesso aos mercados. As obrigações indexadas ao PIB poderiam deste modo gerar mais espaço fiscal em tempos de crise (dando mais margem de manobra para os estabilizadores automáticos típicos funcionarem, sem prejudicar a sustentabilidade das finanças públicas), ao mesmo tempo que promovem mecanismos disciplinadores em períodos de crescimento económico (Brooke et al., 2013).

Política fiscal

Mitigação de políticas fiscais pro-cíclicas. Com o objetivo de melhor ilustrar o potencial contra-cíclico das obrigações indexadas ao PIB na política fiscal, replicamos outro exercício de Borensztein e Mauro (2004). O objetivo deste exercício é quantificar explicitamente quanto espaço adicional teriam os países para a adoção de medidas fiscais contra-cíclicas se a sua dívida estivesse indexada ao PIB. Tal pode ser calculado simulando o saldo primário que se teria obtido se toda a dívida do país estivesse indexada ao crescimento do

PIB. Com este propósito, assumiu-se que o déficit/excedente total, a trajetória da dívida pública e o crescimento económico seriam idênticos ao observado. Assumiu-se deste modo que, *ceteris paribus*, as poupanças ou custos com juros associados à emissão de obrigações indexadas ao PIB teriam um impacto direto e proporcional na política fiscal e, deste modo, no saldo primário. Outros efeitos potencialmente associados a uma política fiscal diferente, tais como os relacionados com o crescimento económico ou prémios de risco, não são considerados. Todas estas hipóteses são bastante fortes. Ainda que sejam necessárias para manter as simulações simples e intuitivas, implicam que as estimativas obtidas possam ser bastante diferentes das que poderiam ser obtidas num modelo de equilíbrio geral. Podemos deste modo interpretar estas estimativas como um limite máximo sobre os benefícios potenciais das obrigações indexadas ao PIB.

Consideramos que em 1999 a totalidade do saldo da dívida estava indexada ao PIB para 23 economias avançadas e 15 economias de mercado emergentes.⁴ A taxa de juro implícita é calculada como o rácio entre os juros pagos (considerando os encargos brutos com juros) e a média do *stock* de dívida no ano anterior e no ano corrente. A “nova taxa de juro” é simulada através da aplicação da equação (1), adicionando a taxa de juro implícita ao “fator de indexação”, tal como descrito anteriormente. O novo montante de juros é calculado através da multiplicação da “nova taxa de juro” pela dívida desse ano. A taxa de crescimento de referência do PIB corresponde à média geométrica das taxas de crescimento entre 1980 e 2015.

O passo seguinte passa por calcular o “saldo primário ajustado”, utilizando os novos pagamentos de juros (mantendo a hipótese de que o crescimento económico e as variáveis fiscais não são afetadas pela introdução de obrigações indexadas ao PIB). Por último, calculamos a correlação entre o saldo primário simulado e a taxa de crescimento do PIB. Uma correlação positiva e elevada entre estas duas variáveis pode ser interpretada como um indicador do espaço que um governo tem para adotar medidas fiscais contra-cíclicas. Esta correlação é comparada com a correlação entre estas duas variáveis, mas baseada nos dados efetivamente observados. Os resultados são reportados no Quadro 1.

4. As economias avançadas incluem a Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Japão, Coreia, Luxemburgo, Países Baixos, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, e Estados Unidos. As economias de mercado emergentes incluem a Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Indonésia, Letónia, Lituânia, Marrocos, República Popular da China, Peru, Polónia, África do Sul, e Turquia.

	Economias de mercado emergentes			Economias avançadas		
	Sem indexação	Com indexação		Sem indexação	Com indexação	
		Indexação integral	Indexação parcial (30% <i>stock</i> dívida)		Indexação integral	Indexação parcial (30% <i>stock</i> dívida)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Média	0.43	0.67	0.56	0.50	0.74	0.61
Mediana	0.51	0.75	0.67	0.50	0.77	0.59

QUADRO 1. Correlação entre saldo primário e crescimento real do PIB, 2000-2015

Fonte: FMI e cálculos dos autores.

De facto, e em linha com as conclusões de Borensztein e Mauro (2004) para um período bastante diferente, no Quadro 1 vemos que a correlação entre o saldo primário e o crescimento do PIB seria significativamente mais elevada com indexação do que sem (comparando as colunas 1 e 2 para mercados emergentes e as colunas 4 e 5 para economias avançadas).

Para aumentar o realismo das estimativas, consideramos um cenário alternativo, onde em vez de se assumir que todo o *stock* de dívida é composto por obrigações indexadas ao PIB, consideramos que apenas 30% do *stock* de dívida seria composto por este instrumento. Os resultados também são apresentados no Quadro 1 (colunas 3 e 6) e mostram que a correlação ainda continuaria a ser superior à observada sem indexação (ainda que inferior à com indexação total, como seria de esperar).

O efeito estabilizador das obrigações indexadas ao PIB pode ser considerado uma ferramenta automática, dada a sua reacção imediata e contra-cíclica ao crescimento – dando deste modo espaço para que os típicos estabilizadores automáticos funcionem durante períodos de crescimento e de recessão. Pode argumentar-se que as obrigações indexadas ao PIB oferecem um ajustamento fiscal simétrico. Permitem a canalização de receitas fiscais para encargos com juros em períodos de crescimento, reduzindo deste modo o risco de sobre-aquecimento e, simultaneamente, aliviam os governos da pressão associada aos encargos com juros durante recessões.⁵

5. De acordo com o FMI (2015), a estabilização fiscal reduz a volatilidade do crescimento ao longo do ciclo económico. Esta instituição estima uma diminuição potencial de cerca de 20% do total da volatilidade do crescimento para economias avançadas, decorrente da transição

Introdução de limites na política fiscal. Implementamos um último exercício, de novo em linha com o trabalho de Borensztein e Mauro (2004). O objetivo deste exercício é ilustrar a capacidade de mitigar os efeitos pro-cíclicos da política fiscal através da utilização de obrigações indexadas ao PIB para países que pertencem a uniões monetárias, tais como a área do euro, onde o Pacto de Estabilidade e Crescimento impõe limites sobre a política fiscal.

Neste contexto, este exercício assume que França, Espanha e Portugal teriam cumprido integralmente o limite de 3% do défice em percentagem do PIB durante todo o período. Isto é artificialmente alcançado através da imposição deste limite cada vez que é ultrapassado nos dados reais. A mecânica do exercício é de resto bastante semelhante à anterior. Calculamos a taxa de juro implícita como resultado do rácio entre os juros brutos do ano corrente e a média do *stock* de dívida dos anos anterior e corrente. Por simplicidade, assumimos que não existe interação entre os diferentes níveis de défice e de dívida na taxa de juro ou no crescimento.⁶ Uma nova trajetória da dívida é calculada de acordo com a equação (2). Isto permite-nos considerar um saldo primário ajustado que tem em consideração um limite para o défice de 3% do PIB.

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1 + r - g_t) \left(\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) - S_t \quad (2)$$

Nesta equação, D_t refere-se ao *stock* da dívida, Y_t é o PIB, e S_t é o saldo primário em percentagem do PIB.

Assumindo as mesmas trajetórias para a dívida e para o défice, é calculado um novo saldo primário, mas agora considerando que toda a dívida estava indexada ao PIB. Para os três países analisados no exercício, calculamos a correlação entre o saldo primário e o crescimento económico numa combinação de dois cenários: (i) com e sem indexação ao PIB; (ii) com e sem o limite imposto pelo Pacto de Estabilidade e Crescimento. As quatro combinações possíveis destes dois cenários são reportadas para cada país no Quadro 2.

de estabilização fiscal média para elevada, e uma redução de cerca de 5% para as economias emergentes e em desenvolvimento. Isto é particularmente importante se considerarmos que mais estabilização fiscal e, como tal, menos volatilidade do crescimento resultam num crescimento de médio prazo mais elevado: “um fortalecimento médio da estabilização fiscal (...) ou seja, um aumento da estabilização fiscal medida como um desvio-padrão na amostra –pode, em média, estimular o crescimento anual em 0.1 pontos percentuais em economias emergentes e 0.3 pontos percentuais em economias avançadas.”

6. De novo, a imposição destes pressupostos exige uma leitura prudente dos resultados. Para capturar integralmente estes efeitos, uma análise em equilíbrio geral seria necessária.

	França		Espanha		Portugal	
	Sem indexação	Com indexação	Sem indexação	Com indexação	Sem indexação	Com indexação
Estimativas base	0.63	0.82	0.92	0.96	0.17	0.66
Com Pacto de Estabilidade e Crescimento	0.51	0.87	0.78	0.90	-0.28	0.97

QUADRO 2. Correlação entre saldo primário e crescimento real do PIB, 2000-2015

Fonte: FMI e cálculos dos autores.

Quando comparamos os resultados com e sem indexação, sem impor limites no déficit, os resultados obtidos para França, Espanha e Portugal são inteiramente consistentes com os obtidos para economias avançadas e de mercados emergentes no exercício anterior. A indexação de obrigações soberanas ao PIB aumenta significativamente a correlação entre saldo primário e crescimento do PIB. O aumento mais significativo é observado para Portugal, onde a correlação é historicamente muito reduzida.

Também podemos compreender melhor como é que limites fiscais dentro de uma união monetária podem limitar o espaço para a adoção de políticas fiscais contra-cíclicas comparando os resultados com e sem a restrição imposta pelo Pacto de Estabilidade e Crescimento. Quando o fazemos sem considerar a indexação ao PIB, verificamos que impor um limite de 3% do PIB ao déficit público tende a diminuir a capacidade de um país para adotar medidas fiscais contra-cíclicas, tendo por comparação um cenário sem restrições. Para França, a aplicação desta restrição implicaria uma diminuição da correlação entre saldo primário e crescimento de 0.63 para 0.51. Para Espanha, a diminuição seria de 0.92 para 0.78 e para Portugal de 0.17 para -0.28. Este resultado reflete a maior dificuldade em aumentar o déficit fiscal (diminuindo impostos e/ou aumentando a despesa) durante recessões com esta restrição.

Finalmente, podemos quantificar os benefícios da indexação quando a restrição sobre o déficit está ativa. Verificamos que a correlação entre saldo primário e crescimento do PIB é a mais elevada neste cenário para França e Portugal (onde a correlação atinge 0.97). Contudo, para Espanha, onde a correlação já é muito elevada sem indexação, não existiriam aparentes benefícios associados à indexação num cenário com restrições à política fiscal.⁷ Os benefícios de obrigações indexadas ao PIB associados ao aumento do

7. No caso de Espanha, a indexação iria eliminar inteiramente os efeitos pro-cíclicos impostos pelo Pacto de Estabilidade e Crescimento, de acordo com as nossas estimativas.

espaço para adoção de políticas fiscais contra-cíclicas dependem claramente do ponto de partida.

É importante sublinhar que todos os exercícios estão ancorados em pressupostos necessários para a realização das simulações. Contudo, estes pressupostos são particularmente fortes neste terceiro exercício, dado que tanto no caso da França como no de Portugal o limite de 3% seria efetivo durante uma parte significativa do período em estudo (para Portugal teria sido uma restrição ativa durante todo o período), tornando a comparação com o cenário base mais complexa.

Emissões anteriores, barreiras à implementação e soluções possíveis

A introdução de títulos indexados ao PIB, conforme discutido nas secções anteriores, poderá ser vantajoso para os países emitentes, com o potencial de contribuir para evitar crises de solvabilidade. Nesse sentido, estes produtos oferecem, *inter alia*, a possibilidade de aumentar a margem orçamental, permitindo a prossecução de políticas orçamentais contra-cíclicas e, desta forma, ajudando a mitigar *defaults*, reestruturações de dívida e os seus custos. Apesar destas vantagens, a emissão deste tipo de instrumentos de dívida é ainda considerada uma exceção (Cabrilac et al., 2017). Nesta secção, sintetizamos evidência sobre emissões já efetuadas e discutimos as suas limitações, bem como as barreiras à implementação de obrigações com indexação ao PIB.

Emissões anteriores de instrumentos soberanos com características de ações

À medida que a literatura sobre instrumentos de dívida com características de ações tem evoluído, a emissão deste tipo de instrumentos tem, de certa forma, progredido. No final da década de 1980, como parte do plano de alívio de dívida no quadro do *Brady Plan*, o México executou um programa de conversão de dívida em produtos com elementos de ações, no âmbito do qual credores (neste caso, bancos comerciais) receberiam receitas de petróleo devidas ao país se o seu preço excedesse um determinado valor.⁸ Ainda no

8. O *Brady Plan* foi anunciado em 1989 pelo Secretário do Tesouro dos EUA, Nicholas Brady, no contexto da crise de dívida dos países em desenvolvimento nos anos 1980, levando alguns deles a falhar os respetivos pagamentos. Desta forma, os países estabeleceram acordos de reescalamento de dívida com bancos comerciais. O Plano, que foi mais tarde (financeiramente) apoiado pelo FMI e pelo Banco Mundial, consistiu em programas de redução da dívida como contribuição para a solução da crise. O *Brady Plan* previa (i) troca de empréstimos bancários por novos títulos soberanos, parcialmente garantidos por títulos do Tesouro dos EUA; (ii) um conjunto de alternativas de novos instrumentos, tais como obrigações a desconto com uma redução no valor nominal, e obrigações ao par com maturidades longas e taxas de juros abaixo do mercado, mas sem redução do valor da dívida contratada e (iii) capitalização de juros em atraso para bancos comerciais em novas taxas variáveis de curto prazo (Trebesch et al., 2012).

âmbito deste plano, outros países como a Venezuela, a Nigéria e o Uruguai, emitiram instrumentos com características de ações. No final da década de 1990, ainda parte do referido *Brady Plan*, a Costa Rica e a Bulgária emitiram obrigações cujos pagamentos estavam indexados ao PIB, i. e., o seu retorno aumentava se o PIB (ou o PIB *per capita*) crescesse acima de um certo limiar. Também países como a Bósnia e Herzegovina e Singapura emitiram *warrants* com indexação ao PIB e, mais recentemente, a Argentina, a Grécia e Ucrânia emitiram o mesmo tipo de produtos.⁹ As principais características de algumas destas emissões são apresentadas em anexo.

De forma global, estas emissões foram efetuadas em contexto de reestruturações de dívida, anexadas a (e, muitas vezes inseparáveis de) uma obrigação convencional. Por regra, as fórmulas e condições de indexação foram extremamente complexas, sem padronização e clareza quanto aos dados de referência, como no caso da Bulgária. No caso da Argentina, por exemplo, como descrito por Benford et al. (2016), para além da elevada complexidade do produto emitido, o intervalo de 350 dias entre as datas de referência (quando o pagamento é calculado) e de pagamento reduz o efeito contra-cíclico do instrumento. Como tal, apesar de todas as vantagens aparentes da indexação ao PIB descritas e quantificadas neste artigo, instrumentos de dívida soberana indexada ao seu crescimento raramente são utilizados.

Barreiras à implementação e possíveis soluções

Existem fortes obstáculos à implementação e operacionalização de obrigações indexadas ao PIB que explicam a razão pela qual este instrumento não é mais amplamente utilizado, apesar das suas vantagens concetuais.

Uma das principais preocupações diz respeito aos dados do PIB, em particular a imprecisões na sua medição e a constantes revisões (correções e atualizações da informação subjacente e de metodologias), tal como discutido por Cecchetti e Schoenholtz (2017). A possibilidade de reporte de informação incorreta é também um fator a ter em consideração. Neste contexto, sublinha-se que a transparência e integridade dos dados são fundamentais do ponto de vista de um investidor. Assim, o reforço da independência das agências estatísticas e o apoio técnico de instituições internacionais podem ser decisivos para garantir a fiabilidade dos dados, o cumprimento de normas estatísticas e a transmissão de credibilidade aos investidores. Refira-se, no entanto, que o risco de reporte incorreto de informação está limitado por eventuais efeitos de reputação para o emitente. De acordo com Borensztein e Mauro (2004),

9. Portugal emitiu um instrumento de dívida denominado Certificados do Tesouro Poupança Crescimento. Este instrumento de dívida é essencialmente dirigido a aforradores de retalho e parte de sua remuneração é indexada ao crescimento do PIB, partilhando deste modo algumas características de uma obrigação indexada ao PIB.

as reeleições dos agentes políticos são, *inter alia*, suportadas por taxas de crescimento mais elevadas e, portanto, não seria razoável reportar, pelo menos por vários anos, taxas de crescimento inferiores às efetivamente verificadas. Quanto às revisões de dados, vários autores sugerem soluções semelhantes com vista à superação deste obstáculo (Borensztein e Mauro, 2004, Sharma e Griffith-Jones, 2006, Brooke et al., 2013). Neste contexto, seria importante estabelecer-se *ex ante* (i. e. no contrato da obrigação) o período de referência para os dados do PIB. Benford et al. (2016) sugerem um desfaseamento de seis meses, mas Cecchetti e Schoenholtz (2017) consideram esse período "inadequado". Em qualquer caso, esse período de desfaseamento deve ser suficientemente longo para se obter a maior precisão possível das estimativas, mas ao mesmo tempo garantindo que o efeito contra-cíclico não é perdido.

Outro obstáculo é a atual ausência de um mercado para este tipo de instrumentos e as correspondentes consequências em termos de (falta de) liquidez. De acordo com Sharma e Griffith Jones (2006), os mercados podem ser ilíquidos para este tipo de instrumento relativamente novo e, nessa medida, poderá haver necessidade de uma abordagem coordenada entre vários devedores e instituições. Esta coordenação deverá existir tanto no momento de emissão como na harmonização de condições, seguindo uma estrutura padrão.

É ainda argumentável que um produto novo deste tipo, com uma componente de risco adicional face a uma obrigação convencional, poderá ser mais exigente na determinação do seu preço, o que poderá desinteressar alguns investidores. Um modo possível para ultrapassar esta barreira poderá ser, uma vez mais, a definição de uma estrutura de produto padrão simples e obtendo o apoio de técnico necessário para a determinação do referido preço.

Por último, tal como defendido por Sharma e Griffith-Jones (2006), poderá existir um efeito de risco moral. Uma vez que um crescimento do PIB mais intenso conduz ao pagamento de juros mais altos, os governos poderão ter menos incentivos para implementar políticas de promoção do crescimento. Contudo, tal como o risco de manipulação de dados, não parece provável que tal aconteça dado que um crescimento inferior acarreta custos para os agentes políticos, tanto em termos de credibilidade como de popularidade. O FMI (2017) também menciona potencial para problemas de seleção adversa, uma vez que países que antecipam cenários macroeconómicos mais negativos podem ser aqueles que mais procuram emitir esses instrumentos, pressionando assim os seus prémios.

Face às soluções apresentadas para os obstáculos identificados, torna-se claro que as instituições internacionais poderiam desempenhar um papel determinante na implementação de um produto inovador como as obrigações indexadas ao PIB, nomeadamente contribuindo com suporte estatístico, monitorizando a integridade dos dados ou por intermédio da utilização dos seus dados como referências. Estas instituições poderiam também apoiar a definição conceptual de um protótipo de obrigação indexada

ao PIB, atuando como um modelo padrão, bem como disponibilizar o seu conhecimento técnico na avaliação do preço. O papel das instituições internacionais poderá ser ainda mais ativo. Sharma e Griffith-Jones (2006) argumentam que instituições multilaterais ou regionais de desenvolvimento poderiam desenvolver uma carteira de empréstimos, cujos pagamentos estariam indexados à taxa de crescimento do país devedor. Estes empréstimos poderiam ser titularizados e vendidos nos mercados financeiros internacionais. Algumas destas instituições já desempenham um papel determinante prestando apoio técnico, económico e até financeiro aos seus países membros. Desta forma, quando um país perde acesso aos mercados financeiros e, como tal, recorre a financiamento de uma destas instituições (por regra acompanhados de um pacote de reformas que, por princípio, contribuem para o aumento do crescimento potencial do país apoiado) poderá existir uma oportunidade para o país vender à instituição títulos de dívida indexada ao seu crescimento. Nestas circunstâncias a instituição desenvolveria a já referida carteira de empréstimos. Esta possível solução não invalida, contudo, uma abordagem coordenada (na qual estas instituições assumiriam também um papel de liderança). Esta coordenação seria relevante para garantir um volume suficiente de emissões, minimizando o prémio de liquidez (Cabrillac et al. 2017) e reunindo um grupo de países emitentes, eliminando o potencial risco de reputação associado a países com elevados níveis de dívida.

Neste contexto, destaca-se uma recente iniciativa com vista à promoção de um potencial mercado de dívida indexada ao PIB: a *London Term Sheet*. Este documento descreve detalhadamente um modelo para a emissão deste tipo de produtos, procurando a sua padronização. Esta ferramenta foi desenvolvida por um grupo de trabalho *ad hoc* constituído por gestores de investimento, juristas do setor privado e economistas do Banco da Inglaterra, podendo representar a base para uma abordagem padronizada e transparente, com o envolvimento direto do setor público.

Conclusões

Os investigadores têm vindo a discutir as obrigações indexadas ao PIB desde os anos 1990 e alguns instrumentos com características enquadráveis neste modelo têm sido emitidos. Contudo, este tipo de emissão ainda é considerado uma exceção e ainda não atingiu o seu pleno potencial enquanto instrumento passível de contribuir para ajudar a resolver crises de dívida soberana.

Em termos teóricos, indexar os pagamentos de dívida de um país ao seu desempenho económico pode dar aos governos algum grau de protecção contra períodos de taxas de crescimento baixas. Deste modo, este artigo é uma tentativa de ilustrar os benefícios potenciais associados à emissão de obrigações indexadas ao PIB, tendo por base trabalho prévio de Borensztein

e Mauro (2004). Através de três exercícios de simulação ancorados num conjunto de hipóteses simplificadoras, ilustramos e quantificamos este efeito de protecção.

Numa análise de equilíbrio parcial e com base em várias hipóteses, mostramos que a poupança com juros para países da área do euro no centro da crise da dívida soberana poderia ter sido significativa se estes países tivessem emitido obrigações indexadas ao PIB. Estas poupanças poderiam ter criado espaço para a adoção de políticas fiscais menos pro-cíclicas, sem pôr em risco a sustentabilidade fiscal. Ao mesmo tempo, os encargos com juros seriam mais elevados em períodos de crescimento, contribuindo deste modo (ainda que marginalmente) para promover um mecanismo disciplinador para evitar despesa pública excessiva durante estes períodos.

Adicionalmente, observamos que a correlação entre saldo primário e crescimento real do PIB é bastante superior quando são utilizadas obrigações indexadas ao PIB. Isto é verdade tanto para economias avançadas como para economias de mercado emergentes.

Estes resultados devem ser lidos sem esquecer as limitações dos exercícios de simulação efetuados. Por exemplo, o cálculo da taxa de cupão implícita (como rácio entre encargos com juros e dívida) não tem em consideração que o *stock* de dívida atual também inclui outros instrumentos (tais como moeda, depósitos e empréstimos). Para além disso, todos os exercícios se ancoram na hipótese de que variações numa variável fiscal (por exemplo, juros pagos) não afetariam o crescimento económico e outros agregados fiscais. A maioria dos exercícios abstrai-se da existência de um prémio de risco que deveria estar associado a estas obrigações. Ainda que estas hipóteses sejam necessárias para manter os cálculos simples e intuitivos, implicam necessariamente alguma prudência na interpretação dos resultados e nas implicações para política.

Dito isto, os nossos resultados reforçam uma vasta literatura que ilustra os benefícios potenciais de obrigações indexadas ao PIB. Neste artigo também discutimos as barreiras à implementação e potenciais soluções para as ultrapassar. Estas barreiras não são intransponíveis e o recente interesse de investigadores e decisores de política pode gerar as soluções necessárias para tornar a utilização destes instrumentos mais comum em todo o mundo.

References

Amador, J., Braz, C., Campos, M., Sazedj, S., Wemans, L. (2016) "Public debt sustainability: methodologies and debates in European institutions." Banco de Portugal, Occasional Papers 2016.

Barr, D., Bush, O., Pienkowski, A. (2014) "GDP-Linked Bonds and Sovereign Default." Bank of England, Working paper 484.

Bedford, P., Penalver, A., Salmon, C., (2005) "Resolving sovereign debt crises: the market-based approach and the role of the IMF." *Financial Stability Review*, 91–100.

Benford, J., Best, T., Joy, M. (2016) "Sovereign GDP-linked bonds." Bank of England, Financial Stability Paper no. 39.

Blanchard, O., Mauro, P., Acalin, J. (2016) "The case for growth-indexed bonds in advanced economies today." *PIIE Policy Brief* 16-2.

Borensztein, E., Mauro, P. (2004) "The case for GDP-indexed bonds." *Economic Policy*, 19(38), 166–216.

Brooke, M., Mendes, R., Pienkowski, A., Santor, E. (2013) "Sovereign default and state-contingent debt." Bank of England, Financial Stability Paper no. 27.

Cabrillac, B., Gauvin, L., Gossé, J.-B. (2017) "Benefits of GDP-indexed bonds for issuing countries, investors and international financial stability". <http://voxeu.org/article/benefits-gdp-indexed-bonds>.

Carnot, N., Summer, S. (2017) "GDP-linked Bonds: Some Simulations on EU Countries." European Commission Discussion Paper 073, December.

Cecchetti, S., Schoenholtz, K. (2017) "GDP-linked bonds: A primer." <http://voxeu.org/article/gdp-linked-bonds-primer>

Chamon, M., Mauro, P. (2006) "Pricing growth-indexed bonds". *Journal of Banking and Finance*, 30(12), 3349–3366.

Cruces, J.J., Trebesch, C. (2013) "Sovereign Defaults: The Price of Haircuts." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(5), pp.85–117.

Eichengreen, B. (2003) "Restructuring sovereign debt." *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 75–98.

Forni, L., Palomba, G., Pereira, J., Richmond, C. (2016) "Sovereign Debt Restructuring and Growth." IMF Working Paper no. 16/147.

FMI (2015) "Now is the time: fiscal policies for sustainable growth." IMF Fiscal Monitor, April 2015, 21–49.

FMI (2017) "State-contingent debt instruments for sovereigns." IMF Policy Paper, May.

G20 (2016) "Communiqué: G20 Finance Ministers and Central Bank Governors Meeting," 23-24 July 2016, Chengdu, China. www.pbc.gov.cn/english/130721/3106268/index.html.

G20 (2017) "Compass for GDP-linked bonds." March. <https://goo.gl/9xVnYW>.

- Governo de Singapura - Ministério das Finanças (2008).
www.mof.gov.sg/ers/index.htm.
- Kamstra, M.J., Shiller, R.J. (2009) "The case for trills: giving the people and their pension funds a stake in the wealth of the nation." Cowles Foundation Discussion Paper no. 1717.
- Krugman, P. (1988) "Financing vs. forgiving a debt overhang." *Journal of Development Economics*, 29, 253–268.
- Miyajima, K. (2006) "How to evaluate GDP-linked warrants: price and repayment capacity." IMF Working Paper no. 06/85.
- Pirian, A., (2003) "Bulgarian Brady Bonds and the External Debt Swap of Bulgaria." NISPAcee occasional paper in Public Administration and Public Policy, IV(2), pp.3–15.
- Sharma, K., Griffith-Jones, S. (2006) "GDP-indexed bonds: making it happen." United Nations, DESA Working Paper no. 21.
- Shiller, R. (1993) "Macro markets: creating institutions for managing society's largest economic risks." Oxford, Clarendon Press.
- Stumpf, M.H. (2010) "Reflections on the Bosnia Debt Restructuring." *Law and Contemporary Problems*, 73(4), 301–315.
- Trebesch, C., Papaioannou, M., Das, M. (2012) "Sovereign Debt Restructurings 1950-2010: Literature Survey, Data, and Stylized Facts." IMF Working Paper no. 12/2013.
- Zettelmeyer, J., Trebesch, C., Gulati, M. (2013) "The Greek debt restructuring: an autopsy." *Economic Policy*, 28(75), 513–563.

Apêndice. Características das obrigações indexadas ao PIB emitidas até hoje.

País emitente	Principais características
Bulgária ¹	<ul style="list-style-type: none"> - Como consequência da crise da dívida (externa) da Bulgária. - Em 1994 a Bulgária assinou um contrato Brady para a redução e reestruturação da sua dívida. - No âmbito do acordo de reestruturação havia uma cláusula de recuperação do valor e o pagamento era desencadeado caso: (a) o PIB atual fosse igual ou superior a 125% do PIB em 1993 e (b) tivesse havido um crescimento do PIB relativamente ao ano anterior. - Se estas condições fossem alcançadas, a taxa de juro extra seria metade do aumento percentual do PIB (pago para além da taxa de cupão da obrigação simples subjacente). - De acordo com (Miyajima 2006) a origem dos dados de referência e mensuração do PIB é ambígua e as condições acordadas não são claras relativamente às unidades de medida. - Estes instrumentos financeiros (<i>warrants</i>) tinham uma opção de compra (<i>callable</i>) e eram inseparáveis das obrigações convencionais (<i>plain vanilla</i>).
Bósnia Herzegovina ²	<ul style="list-style-type: none"> - Na sequência da guerra na Bósnia (1992-1995) que, entre outras consequências devastadoras, levou a uma queda significativa do PIB. O país herdou um legado de condições desvantajosas da Jugoslávia, entre as quais, (parcialmente) uma dívida externa consideravelmente elevada. - Em 1997 estabeleceu-se um acordo para a reestruturação da dívida e foi criada uma obrigação indexada à evolução do PIB. - De acordo com (Miyajima 2006) o pagamento destes instrumentos indexados ao PIB podem ser despoletados caso: (a) o PIB alcance um predeterminado nível e se mantenha a esse nível durante dois anos e (b) PIB per capita cresça acima de US\$2.80 em unidades de 1997, ajustado pela inflação alemã a preços do consumidor. - Também de acordo com o mesmo autor, este instrumento sofreu de uma estruturação desadequada e de dados de baixa qualidade. - Tal como as GDP-linked warrants (GLWs) búlgaras, estas obrigações também eram inseparáveis das obrigações <i>plain vanilla</i>.
Singapura ³	<ul style="list-style-type: none"> - Emissão para os cidadãos com rendimentos baixos de dois tipos de participações, que ligam os pagamentos ao crescimento do PIB (não são negociáveis nem transferíveis e podem ser trocadas apenas por dinheiro com o governo).

¹ (Pirian 2003), (Miyajima 2006).

² (Stumpf 2010), (Miyajima 2006).

³ (Governo de Singapura - Ministério das Finanças 2008), (Miyajima 2006).

	<ul style="list-style-type: none"> - A primeira participação – New Singapore Shares (NSS) – foi introduzida em 2011 com o objetivo de ajudar a população de rendimentos baixos, durante os períodos de recessão económica. - Consiste em dividendos anuais (sobre os saldos vivos) na forma de participações bonificadas com uma taxa mínima garantida de 3%. Um dividendo extra, quando aplicável, corresponde à taxa de crescimento real do PIB (se positiva) do ano anterior. - A segunda participação –Economic Restructuring Shares (ERS) – foi emitida com o objetivo de subsidiar os cidadãos, dado o aumento de 3% para 5% no imposto sobre os bens e serviços. - O cálculo das bonificações é semelhante ao do NSS.
Argentina ⁴	<ul style="list-style-type: none"> - Após um período de uma grave crise económica e financeira, a Argentina incumpriu na dívida soberana num montante de US\$82 mil milhões. - Depois de um período de negociações difíceis com os detentores dos títulos de dívida em incumprimento, em 2005 a reestruturação da dívida foi aceite por 76% dos credores, levando a uma troca de capital das obrigações de US\$62 mil milhões. - Incluía títulos indexados ao PIB com uma maturidade de 30 anos (GLWs) que foram anexados, por um período de 180 dias, às novas obrigações. - As GLWs não tinham valor nominal e, após o período acima mencionado, funcionariam como uma “série de cupões independentes e contingentes ao estado”. - Estes instrumentos foram emitidos em diferentes países e moedas. - As GLWs pagariam anualmente 5% do PIB em excesso (definido como a diferença entre o PIB real observado e o PIB no cenário base, convertido num valor nominal em pesos⁵) caso todas as condições seguintes fossem alcançadas: (a) PIB efetivo, expresso a preços constantes em pesos à data de referência (o ano anterior àquele em que ocorrem os pagamentos) exceda o PIB no cenário base; (b) as taxas de crescimento anual do PIB efetivo, expresso a preços constantes em pesos à data de referência, também excedam o PIB no cenário base para esse ano. A taxa de crescimento foi estabelecida a 4.3% para 2005, reduzindo desde então, até alcançar 3% entre 2015 e 2034; e (c) o total dos pagamentos acumulados não deve ultrapassar o limite de pagamentos de 48 cêntimos por dólar do valor nominal.
Grécia ⁶	<ul style="list-style-type: none"> - A crise da dívida soberana grega levou à reestruturação da dívida em 2012, que incluía um alívio da dívida em mais de 50% do PIB desse ano.

⁴ (Benford et al. 2016), (Miyajima 2006).

⁵ PIB em excesso =(0.05 PIB em excesso) x coeficiente de unidade de moeda.

⁶ (Zettelmeyer et al. 2013).

	<ul style="list-style-type: none">- No âmbito do pacote de reestruturação, as novas obrigações incluíam um conjunto independente de obrigações indexadas ao PIB, que poderiam levar a um aumento na taxa de cupão de até 1%⁷ caso (a) o PIB nominal do ano anterior iguale ou supere o PIB nominal de referência; (b) o crescimento do PIB real iguale ou supere a taxa de referência de crescimento do PIB real; (c) o crescimento real do PIB seja igual ou superior a 0.- Estes instrumentos financeiros (<i>warrants</i>) têm um valor facial, que inicialmente iguala o valor facial da nova obrigação e é reduzido em cerca de 5% por ano entre 2024 e 2042. O principal é usado para determinar os pagamentos anuais, i.e., os detentores das obrigações não têm direito a recebê-lo.- Estas <i>warrants</i> têm a opção de compra a partir de 2020, baseada numa média móvel do preço de mercado para um período de 30 dias.
--	---

⁷ Montante do pagamento = [1,5 (taxa de crescimento do PIB real – taxa de referência para o crescimento do PIB real)] x Valor nominal

Dinâmica do prémio de maturidade nos EUA e na Área do Euro: quem precede quem?

Nikolay Iskrev
Banco de Portugal

Janeiro 2018

Resumo

Este artigo examina a relação dinâmica entre o prémio de maturidade das *yields* de obrigações soberanas na área do euro e nos EUA. Os prémios de maturidade são extraídos usando um modelo da estrutura temporal do tipo *affine* usando dados diários das *yields* de obrigações de cupão zero. Os resultados mostram um comovimento forte entre variações nos prémios, especialmente na parte longa da curva de rendimentos. Uma investigação mais detalhada da relação causal entre os prémios de maturidade na área do euro e nos EUA mostra que apenas uma pequena parte do comovimento pode ser atribuída a uma região determinar a outra. (JEL: G12, E43)

Introdução

Embora as decisões das famílias e das empresas quanto a pedir emprestado ou emprestar fundos sejam afetadas pelas taxas de juro de todas as maturidades, tipicamente são as taxas de juro a mais longo prazo que apresentam uma maior relevância para as decisões de despesa agregada numa economia. Em particular, as taxas de juro de longo prazo têm um papel determinante quando uma empresa decide iniciar um novo projeto de investimento, quando as famílias decidem se e quando comprar um automóvel e quando os decisores de política decidem como financiar os gastos públicos. Do ponto de vista teórico, as taxas de juro de prazo mais longo podem ser vistas como médias ajustadas do risco das taxas de juro de curto prazo esperadas no futuro. Esta relação entre taxas de curto e longo prazo explica o funcionamento do mecanismo de transmissão da política monetária – alterações na taxa de juro de curto prazo controlada pelo banco central influenciam as decisões de despesa agregada uma vez que afetam as expectativas sobre as taxas de juro

Agradecimentos: O autor agradece a Isabel Correia, Nuno Alves, António Antunes, Sandra Gomes, Miguel Gouveia, e aos participantes num seminário do Banco de Portugal os seus comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo são pessoais e não refletem necessariamente as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: nikolay.iskrev@bportugal.pt

de curto prazo no futuro e conseqüentemente afetam as taxas de juro a prazos mais longos.¹

O facto de o risco ser um fator importante que tem de ser considerado dificulta a análise. Quer a quantidade quer o preço do risco nas obrigações de longo prazo variam ao longo do tempo, dando origem a um prémio de maturidade (em inglês *term premium*) que varia ao longo do tempo e que torna mais complexa a relação entre as taxas de juro de política e as taxas de juro de longo prazo. O prémio de maturidade representa a compensação exigida pelos investidores em obrigações de longo prazo devido ao risco de as taxas de juro de curto prazo no futuro poderem não evoluir como esperado. Dada a sua importância, uma quantidade significativa de contributos para a literatura económica tem caracterizado o prémio de maturidade bem como os fatores que afetam o seu nível e o seu comportamento dinâmico.

Este artigo estuda a relação entre o prémio de maturidade nas *yields* (taxas de rendimento) de obrigações soberanas na área do euro (AE) e nos EUA. A tendência para as taxas de juro de obrigações soberanas em economias avançadas apresentarem um elevado comovimento está largamente documentado, especialmente na parte mais longa da curva de rendimentos. Um dos objetivos deste artigo é estabelecer se este comovimento se verifica também nos prémios de maturidade das *yields*. Para analisar esta questão são estimados modelos da estrutura temporal do tipo *affine* para as taxas de juro na AE e EUA e com base neles é feita a decomposição entre as expectativas referentes à evolução da taxa de juro e os prémios de maturidade. Em seguida, o grau de comovimento entre os níveis e variações dos prémios de maturidade é medido com base em coeficientes de correlação linear. O segundo objetivo deste artigo é explorar a evidência sobre uma relação causal entre os dois prémios de risco, isto é em que medida podemos dizer que movimentos no prémio de maturidade numa economia determina os movimentos no prémio de maturidade da outra. Esta análise é feita a partir da estimação de versões estáticas e dinâmicas de indicadores propostos na literatura sobre séries temporais para medir o grau e direção de relações causais. Os resultados mostram que existe uma relação causal entre os prémios na AE e nos EUA que varia no tempo. Adicionalmente, conclui-se que apenas uma parte relativamente pequena do comovimento observado pode ser atribuída a uma região determinar a outra.

O resto do artigo está organizado em quatro secções. A primeira apresenta alguns conceitos básicos sobre a curva de rendimentos e introduz a teoria das expectativas das taxas de juro. A segunda secção começa por introduzir e estimar um modelo da estrutura temporal do tipo *affine*, que é usado para decompor as *yields* de longo prazo em expectativas e prémio de maturidade e

1. No caso da Reserva Federal Norte Americana, um dos objetivos explicitamente referidos no seu mandato é a promoção de taxas de juro de longo prazo moderadas, assim como o máximo emprego e preços estáveis.

depois avalia o grau de comovimento entre as *yields* de longo prazo na AE e nos EUA. Na terceira secção várias medidas de causalidade entre os prémios de maturidade são descritas e estimadas. Na última secção são feitos alguns comentários finais.

A estrutura temporal das taxas de juro

Nesta secção é introduzida alguma terminologia básica sobre a curva de rendimentos e é apresentada a teoria das expectativas da taxa de juro, que está na base da maior parte dos modelos modernos da estrutura temporal das taxas de juro.

Notação e conceitos básicos

Embora a maior parte das obrigações pague cupões ao longo da sua vida, os economistas preferem trabalhar com obrigações de cupão zero também conhecidas por obrigações a desconto. Estas obrigações prometem pagar 1 euro num dia no futuro – a data de maturidade dessa obrigação. Obrigações que não são de cupão zero podem ser vistas como portefólios de obrigações de cupão zero. As taxas de juro de obrigações de cupão zero chamam-se *yields* e a função que descreve a relação entre as maturidades de obrigações e as respectivas *yields* num certo ponto do tempo é chamada a curva de rendimentos. As obrigações de cupão zero são convenientes porque existe uma relação simples entre o preço $P_t^{(n)}$ no momento t e a *yield* $y_t^{(n)}$ no momento t dessas obrigações:

$$P_t^{(n)} = e^{-n \times y_t^{(n)}},$$

onde n é o tempo até à maturidade medida em anos. A *yield* é o retorno anualizado continuamente composto de deter uma obrigação de cupão zero até à maturidade. Num determinado momento do tempo a *yield* de uma obrigação vai depender da sua maturidade e a curva de rendimentos é a função que descreve essa relação. O gráfico 1 mostra várias curvas de rendimentos históricas para maturidades entre 3 meses e 10 anos para a AE e os EUA observadas no primeiro e último mês da amostra (outubro de 2004 e outubro de 2017, respetivamente). Também estão representadas as curvas médias no período amostral. Vários pontos são de salientar. Em primeiro lugar, as curvas são positivamente inclinadas e têm configurações semelhantes, quer ao longo do tempo quer entre regiões. As curvas mais comuns são positivamente inclinadas apesar de historicamente terem existido episódios de curvas negativamente inclinadas, por exemplo no início dos anos 2000 nos EUA. Em segundo lugar, as curvas de rendimentos da AE e dos EUA deslocaram-se para baixo ao longo do período amostral e estão

abaixo das curvas médias no final do período. No entanto, enquanto no início do período amostral os níveis das curvas de rendimento na AE e EUA são aproximadamente os mesmos, no final da amostra são muito diferentes, estando a curva da AE bastante abaixo da dos EUA. Um dos principais objetivos da investigação sobre a estrutura temporal das taxas de juro prende-se com a explicação do formato da curva de rendimentos ao longo do tempo e entre regiões.

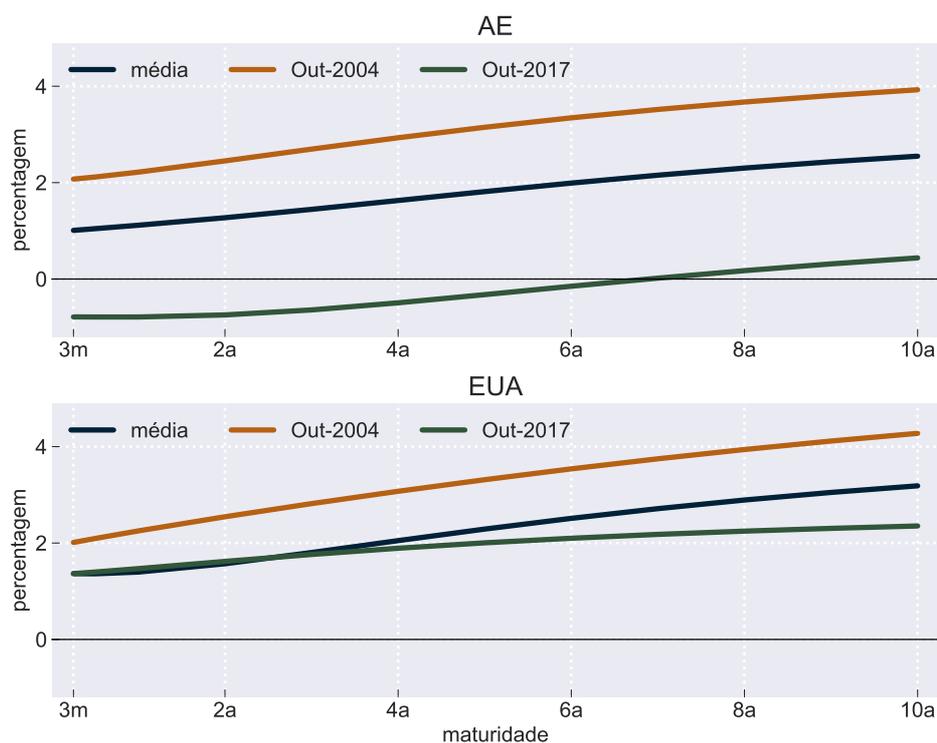


GRÁFICO 1: **Curva de rendimentos na AE e nos EUA.** O gráfico mostra as curvas de rendimento de obrigações de cupão zero na AE e EUA no início e fim do período amostral (outubro de 2004 e outubro de 2017, respetivamente), bem como as curvas de rendimento médias no período amostral.

Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

A hipótese das expectativas

A teoria das expectativas é um dos modelos mais antigos e mais populares da estrutura temporal das taxas de juro.² Na sua formulação mais geral,

2. As principais ideias subjacentes à teoria das expectativas remontam ao trabalho de Fisher (1896) e Lutz (1940).

a hipótese das expectativas postula que as taxas de juro de longo prazo e as taxas de juro de curto prazo esperadas no futuro têm de estar ligadas.³ A teoria é motivada pela observação que os investidores escolhem entre obrigações de curto e de longo prazo ao compararem o rendimento das obrigações de longo prazo com o rendimento esperado de uma estratégia de investimento que consiste em reinvestir numa sequência de obrigações de curto prazo. Para perceber a intuição, assumamos por um momento que as *yields* futuras são conhecidas com certeza e considere-se um investidor que decide entre duas estratégias de investimento: comprar obrigações a 2 anos hoje ou comprar obrigações a 1 ano hoje e posteriormente reinvestir o retorno deste investimento em obrigações a 1 ano novamente. Se o investidor optar pela primeira estratégia tem de pagar $P_t^{(2)} = e^{-2 \times y_t^{(2)}}$ euros hoje para receber 1 euro daqui a 2 anos. O preço de uma obrigação a 1 ano daqui a um ano é $P_{t+1}^{(1)} = e^{-y_{t+1}^{(1)}}$. O preço hoje de $P_{t+1}^{(1)}$ obrigações a 1 ano é $P_t^{(1)} \times P_{t+1}^{(1)} = e^{-y_t^{(1)}} P_{t+1}^{(1)}$. Logo, para receber 1 euro dentro de dois anos usando a segunda estratégia, o investidor hoje tem de pagar $e^{-y_t^{(1)}} \times e^{-y_{t+1}^{(1)}}$. As duas estratégias geram o mesmo retorno e logo têm de requerer o mesmo investimento inicial, ou seja

$$e^{-2 \times y_t^{(2)}} = e^{-(y_t^{(1)} + y_{t+1}^{(1)})}.$$

A ausência de possibilidades de arbitragem requer portanto que

$$y_t^{(2)} = \frac{1}{2}(y_t^{(1)} + y_{t+1}^{(1)}).$$

Usando o mesmo argumento, pode-se estabelecer a seguinte relação entre a *yield* de obrigações com n anos até à maturidade e a *yield* de obrigações a 1 ano presentes e futuras:

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \left(y_t^{(1)} + y_{t+1}^{(1)} + \dots + y_{t+n-1}^{(1)} \right) \quad (1)$$

A incerteza relativamente às *yields* de curto prazo futuras leva a que decisões de investimento tenham de ser feitas com base na expectativa dos investidores quanto às *yields* futuras. Adicionalmente, os investidores são avessos ao risco e pedirão um prémio por deter obrigações de longo prazo que apresentam mais risco. Nas formulações clássicas da teoria das expectativas este prémio é nulo ou igual a uma constante diferente de zero. No entanto, numerosos estudos que testam formulações da hipótese das expectativas encontraram evidência de um prémio de risco que varia ao longo do tempo (veja-se por

3. Na literatura é usual distinguir entre a “hipótese pura das expectativas”, segundo a qual as taxas de juro de longo prazo são iguais à média das taxas de juro de curto prazo esperadas no futuro, e a “hipóteses das expectativas” segundo a qual desvios das taxas de juro de longo prazo da média das taxas de juro de curto prazo esperadas no futuro são constantes ao longo do tempo.

exemplo Mankiw *et al.* (1984), Fama e Bliss (1987), Campbell e Shiller (1991)). Isto leva-nos à seguinte representação mais geral das *yields* de obrigações:

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{h=0}^{n-1} E_t y_{t+h}^{(1)} + TP_t^{(n)}, \quad (2)$$

onde $TP_t^{(n)}$ representa o prémio de maturidade no momento t para obrigações com n anos até à maturidade. De forma a separar o prémio de maturidade da componente de expectativas, precisamos de um modelo da estrutura temporal. Na próxima secção é descrito e estimado um destes modelos.

Decomposição da evolução das *yields* com base num modelo da estrutura temporal das taxas de juro

Nesta secção, usam-se dados de *yields* de obrigações de cupão zero para decompor as taxas de juro de longo prazo observadas na componente de expectativas e de prémios de maturidade. Neste contexto, é estimado um modelo da estrutura temporal das taxas de juro do tipo *affine*. De acordo com este modelo, as *yields* e a componente de expectativas podem ser descritas como funções *affine* de um número reduzido de fatores de risco, que são modelizados como processos lineares. Ao se excluirmos possibilidades de arbitragem, são impostas restrições sobre o comportamento das *yields* ao longo do tempo e entre diferentes maturidades. Estas restrições facilitam a estimação do modelo em termos de um número reduzido de parâmetros. No Apêndice descreve-se em mais detalhe o modelo da estrutura temporal das taxas de juro do tipo *affine* bem como a sua derivação.

Dados e estimação

Nesta secção apresentam-se os resultados da estimação dum modelo da estrutura temporal das taxas de juro do tipo *affine* com dados diários das *yields* de obrigações de cupão zero para a AE e os EUA. O modelo de Svensson (1994) é usado para calcular as curvas de rendimento diárias, considerando estimativas dos parâmetros fornecidas pelo BCE e pela Reserva Federal Norte Americana.⁴ No caso das *yields* da AE, são usadas obrigações soberanas com notação creditícia AAA, que são comparáveis em termos de propriedades de

4. Os parâmetros estimados podem ser obtidos para a AE em http://www.ecb.europa.eu/stats/financial_markets_and_interest_rates/euro_area_yield_curves/html/index.en.html e para os EUA em <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2006/200628/200628abs.html>. O modelo de Svensson também é usado pelo BCE para produzir curvas de rendimento diárias para a AE, bem como por Gürkaynak *et al.* (2007) cujos dados de *yields* de cupão zero são frequentemente usados na estimação de modelos da estrutura temporal das taxas de juro para os EUA.

risco às obrigações do tesouro Norte Americanas.⁵ Usando os parâmetros estimados constroem-se curvas de rendimentos diárias para maturidades entre 1 mês e 10 anos, para o período entre setembro de 2004 e outubro de 2017.⁶ No gráfico 2 apresentam-se as séries temporais das *yields* de obrigações cupão zero da AE e dos EUA.

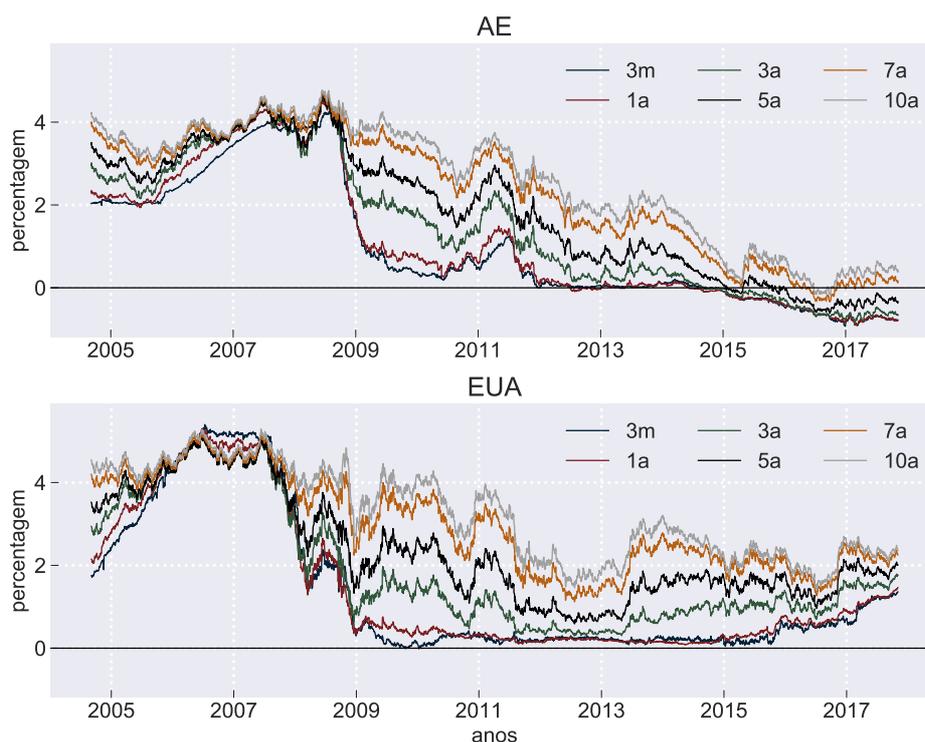


GRÁFICO 2: *Yields* cupão zero na AE e nos EUA. O gráfico apresenta as séries temporais das *yields* de cupão zero da AE e dos EUA para determinadas maturidades. Fontes: BCE e Reserva Federal dos EUA.

Na estimação do modelo descrito acima é seguido o procedimento desenvolvido por Adrian *et al.* (2013) (ACM) que mostram que os parâmetros do modelo podem ser estimados usando regressões lineares. Em particular, a abordagem proposta considera que os fatores de risco correspondem à primeira componente principal das observações das *yields* das obrigações, e modeliza os fatores como um modelo vetor autoregressivo. Os parâmetros do

5. Note-se que ao escolhermos obrigações soberanas com notação creditícia AAA na AE, os países selecionados altera-se ao longo do tempo. As notações que o BCE usa são fornecidas pela Fitch Rating.

6. Dados oficiais para a AE estão disponíveis a partir de 6 de setembro de 2004, enquanto os dados para os EUA estão disponíveis desde 14 de junho de 1961.

modelo são então obtidos em três passos, usando regressões estimadas com método dos Mínimos dos Quadrados Ordinários. No Apêndice descrevem-se mais detalhes sobre o procedimento de estimação.

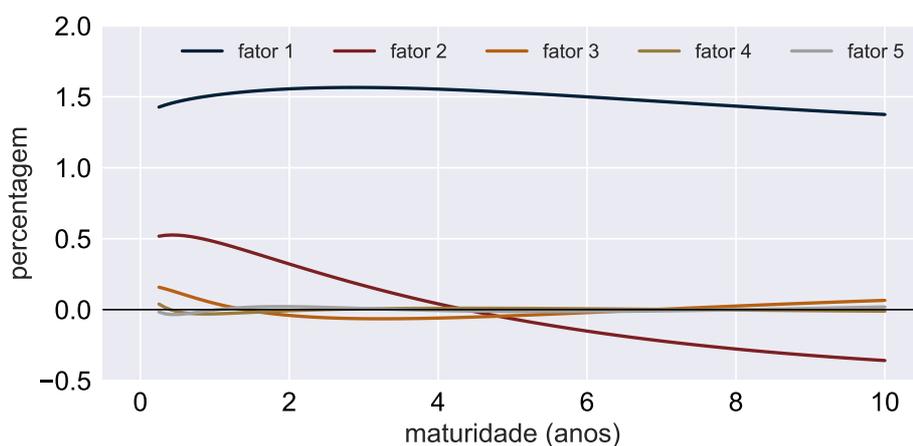


GRÁFICO 3: *Loadings dos fatores de risco*. O gráfico apresenta os *loadings* das *yields* das obrigações das primeiras cinco componentes principais.
Fonte: BCE, Reserva Federal do EUA e cálculos do autor.

Número de fatores de risco

No seguimento do trabalho de Litterman e Scheinkman (1991), é comum na literatura resumir a estrutura temporal através de componentes principais da matriz de covariâncias das *yields* de obrigações de cupão zero. Em geral as três primeiras componentes principais são suficientes para capturar a maior parte da variação nas *yields*. Ou seja, existem três fatores de risco significativos para explicar o formato da curva de rendimentos. Tipicamente, estes fatores são referidos como o *nível*, *declive* e *curvatura*. Para perceber a denominação escolhida para os fatores considere-se os *loadings* dos fatores apresentados no gráfico 3. Os *loadings* dos fatores mostram a sensibilidade das *yields* de diferentes maturidades a variações em cada componente principal, ou fator de risco. O gráfico mostra que variações no primeiro fator levam a uma deslocação do nível das *yields* de todas as maturidades enquanto variações no segundo fator deslocam as maturidades curta e longa em direções opostas. Por fim, variações no terceiro fator levam a deslocações das maturidades curtas e longas na mesma direção, ficando as maturidades de médio prazo basicamente inalteradas. Adicionalmente, o gráfico mostra que as *yields* de todas as maturidades são em grande medida sensíveis apenas aos três primeiros fatores enquanto variações quer na quarta quer na quinta componente principal têm apenas um impacto pouco significativo. No gráfico

	all	3m	1a	2a	3a	4a	5a	10a
# das CPs	(a) AE							
1	96.439	86.158	89.698	95.056	98.247	99.650	99.855	94.282
2	3.434	12.473	10.147	4.884	1.610	0.208	0.054	5.529
3	0.115	1.184	0.141	0.038	0.139	0.138	0.081	0.168
4	0.009	0.069	0.004	0.021	0.002	0.003	0.009	0.019
5	0.003	0.105	0.011	0.000	0.002	0.001	0.000	0.002
# das CPs	(b) EUA							
1	94.685	85.601	89.251	92.898	96.084	98.451	99.573	88.355
2	4.972	11.552	10.101	7.033	3.725	1.164	0.030	11.053
3	0.309	2.296	0.643	0.004	0.165	0.383	0.383	0.537
4	0.032	0.525	0.001	0.064	0.025	0.000	0.014	0.051
5	0.002	0.023	0.004	0.001	0.001	0.002	0.000	0.004

QUADRO 1. Percentagem da variância explicada pelas primeiras 5 componentes principais.

Fonte: Cálculos do autor.

3 são apresentados dados para a AE mas os resultados para os EUA são muito parecidos.

Uma outra abordagem para determinar o número de fatores é calcular a parte da variância total das *yields* observadas que é explicada por cada fator de risco adicional. O quadro 1 mostra que quer para a AE quer para os EUA as três primeiras componentes principais são suficientes para capturar mais de 99% da variância das *yields* em termos gerais bem como das *yields* para maturidades específicas.

Estes resultados estão em linha com o consenso geral na literatura de que as três primeiras componentes principais da curva de rendimentos são suficientes para capturar bem a dinâmica da estrutura temporal. As estimativas de ACM para os EUA baseiam-se no entanto em cinco fatores de preço e esta é a especificação que está na base da decomposição da curva de rendimentos publicada pela Reserva Federal de Nova Iorque. Por consistência com esta abordagem, apresentam-se os resultados baseados num modelo com 5 fatores para as curvas quer da AE quer dos EUA.⁷

7. Deve-se no entanto salientar que os prémios de maturidade dos EUA publicados diariamente pela Reserva Federal de Nova Iorque são estimados com uma amostra que começa em 1961 enquanto as estimativas apresentadas neste artigo são obtidas com uma amostra com início em 2004. O principal impacto desta diferença sobre os resultados é no nível do prémio de maturidade, que é mais alto no caso da amostra mais recente. A dinâmica dos prémios de maturidade permanece praticamente inalterada. Este efeito no nível deve-se ao facto da média das taxas de juro de curto prazo ser bastante mais alta na amostra mais longa, o que leva a uma componente de expectativas mais alta e a um prémio de maturidade mais baixo.



GRÁFICO 4: **Decomposição das yields a 10 anos.** O gráfico apresenta a decomposição das yields diárias a 10 anos da AE e dos EUA em componente de expectativas e prêmios de maturidade.

Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

Estimativas do prêmio de maturidade

Os parâmetros do modelo são estimados seguindo ACM e usando observações de fim de mês das yields de obrigações de cupão zero. Uma vez obtidas as estimativas dos parâmetros, pode-se calcular a decomposição dos

valores ajustados das *yields* $y_t^{(n)}$ na componente de expectativas $\tilde{y}_t^{(n)}$ e prémios de maturidade $TP_t^{(n)}$ para todas as maturidades e em cada momento do tempo. Em particular, com observações diárias dos fatores de risco extraídas como as componentes principais das *yields* de cupão zero diárias, pode-se decompor as *yields* na componente de expectativas e prémios de risco com frequência diária. O gráfico 4 apresenta um exemplo de decomposições diárias das *yields* de obrigações a 10 anos na AE e EUA. Por exemplo, no caso das *yields* da AE, a decomposição sugere que o regresso das *yields* a 10 anos para território positivo no final de 2016 deveu-se na sua totalidade a um aumento do prémio de maturidade, ou seja à compensação exigida pelos investidores por deterem obrigações de prazo mais longo. De facto, as *yields* a 10 anos têm seguido de perto os movimentos nos prémios de maturidade na maior parte do tempo desde 2012, porque a componente de expectativas se manteve relativamente inalterada nesse período. Por outro lado, a componente de expectativas nas *yields* a 10 anos americanas tem vindo a aumentar gradualmente desde 2014. Este aumento nas expectativas das taxas de juro de curto prazo explica em grande medida a divergência verificada entre as *yields* a 10 anos nas duas regiões. Ao mesmo tempo, tal como mostra o gráfico 5, os prémios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA têm apresentado uma evolução semelhante no período amostral. Nas duas regiões os prémios de maturidade atingiram níveis historicamente baixos na segunda metade de 2016. No gráfico apresenta-se também a correlação entre as duas séries numa janela rolante de 250 dias. Na maior parte do período a correlação é positiva e muito forte, frequentemente ultrapassando 0.9.

O uso de correlações pode no entanto ser enganador porque as duas séries não parecem ser estacionárias.⁸ Logo, é mais razoável comparar variações nas componentes dos prémios de maturidade dos retornos das respetivas obrigações. O gráfico 6 apresenta as variações nos prémios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA e a correlação entre as duas séries numa janela rolante de 250 dias. Durante a maior parte do período amostral continua a verificar-se que a correlação é positiva e relativamente forte. Este resultado não é específico aos prémios de maturidade a 10 anos. O gráfico 7 mostra um *heat plot* das correlações rolantes entre as variações nos prémios de maturidade na AE e EUA para todas as maturidades até 10 anos. O grau de correlação tende a ser mais forte em maturidades mais longas e é praticamente tão alto como para os prémios a 10 anos para todas as maturidades acima de 6 ou 7 anos. Por outro lado, para maturidades inferiores a 4 anos a correlação tende a ser fraca e em alguns casos até é negativa.

8. Esta observação é confirmada por testes formais de raízes unitárias, cujos resultados são apresentadas no Apêndice.

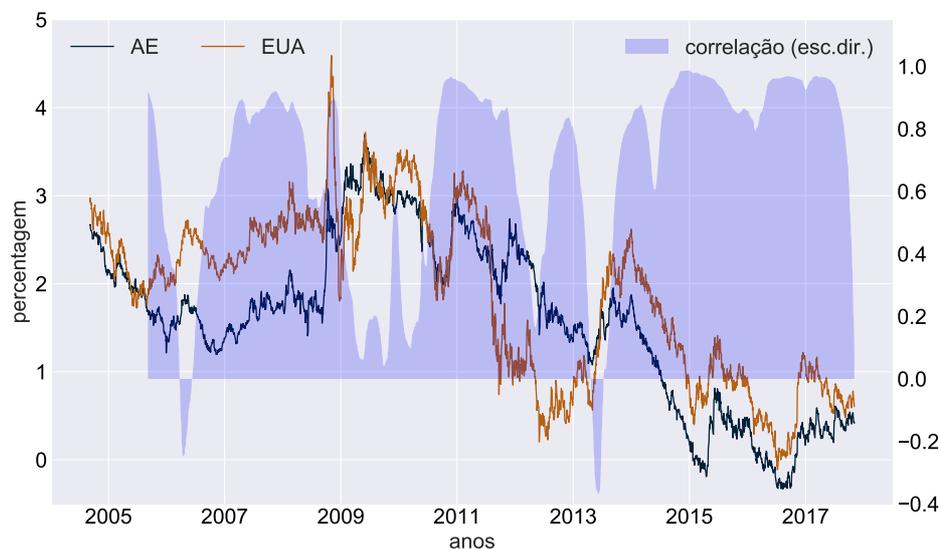


GRÁFICO 5: Prêmios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA. O gráfico apresenta os prêmios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA e as correlações entre as duas séries numa janela rolante de 250 dias.

Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

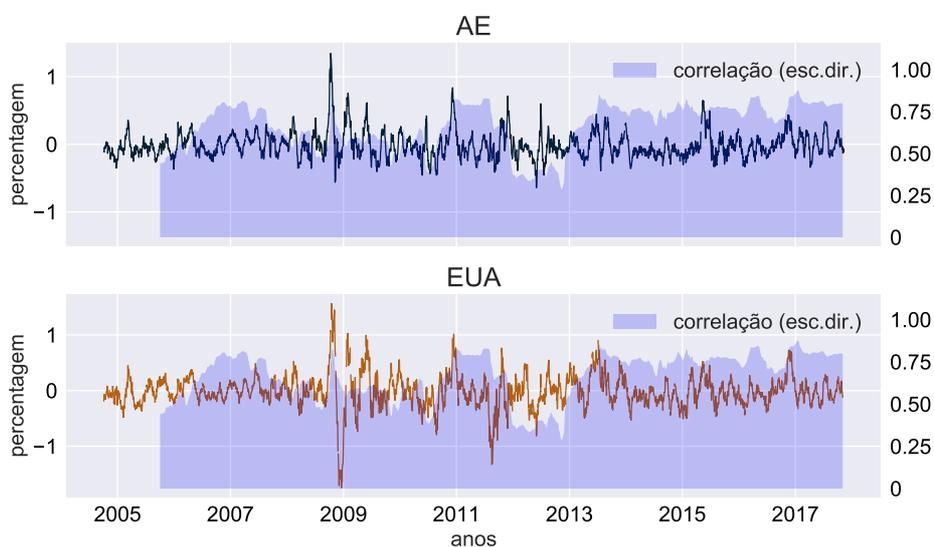


GRÁFICO 6: Variações dos prêmios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA. O gráfico apresenta as variações dos prêmios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA e as correlações entre as duas séries numa janela rolante de 250 dias.

Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

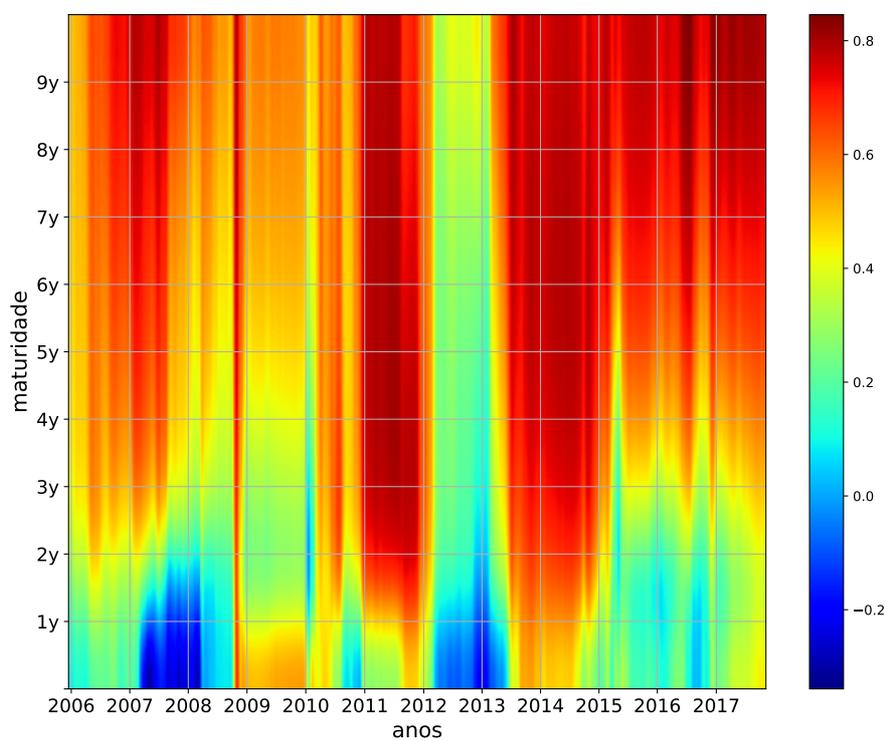


GRÁFICO 7: Correlações rolantes entre variações nos prémios de maturidade na AE e EUA. O gráfico apresenta as correlações entre variações nos prémios de maturidade na AE e nos EUA para todas as maturidades até 10 anos.

Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

Deteção e medida da direccionalidade

Indicadores

Os resultados na secção anterior mostram que os prémios de maturidade na AE e EUA estão fortemente correlacionados positivamente, especialmente na parte mais longa da curva de rendimentos. Nesta secção a evidência de direccionalidade nas interações entre as duas variáveis é analisada. Em particular, são estimados três indicadores que são desenhados para detetar e quantificar a força da relação causal entre séries temporais. Os indicadores são a causalidade à Granger, a transferência de entropia e a interligação direccional e são descritos no que se segue.

Causalidade à Granger. De uma forma simples a definição de causalidade à Granger é que uma variável X causa uma variável Y se uma previsão de Y usando X é mais precisa do que uma previsão de Y que não usa X . Para tornar esta definição operacional é preciso especificar um modelo de previsão para Y e tipicamente isto é feito usando vetores autoregressivos (VAR) lineares. Para testar a causalidade compara-se a dimensão do erro de previsão do VAR que inclui desfasamentos de X à dimensão dos erros de um VAR sem esses desfasamentos.

Transferência de entropia. O conceito de causalidade à Granger pode ser interpretado em termos do conteúdo de informação, isto é o passado da variável X conter informação sobre o futuro da variável Y , informação que não existe no passado da própria variável Y . Deste ponto de vista, pode-se definir um modelo mais flexível, isto é não linear, para prever Y bem como usar uma medida de informação mais geral do que a redução da variância do erro de previsão que está na base da abordagem tradicional para testar causalidade à Granger. Isto é basicamente o que o conceito de transferência de entropia tenta fazer.⁹ A quantidade de informação de X para Y é medida como a redução da incerteza sobre o futuro de Y usando uma medida independente de um modelo, nomeadamente a entropia da distribuição empírica dos dados.

Interligação direccional. Diebold e Yilmaz (2009, 2012, 2015) desenvolveram uma medida de interligação para avaliar o grau e direcção da interdependência entre mercados financeiros em diferentes países. A medida baseia-se em

9. A entropia de uma variável define-se como menos o valor esperado do logaritmo da distribuição de probabilidade dessa variável. No caso de uma variável com distribuição Normal, a entropia é equivalente à variância dessa distribuição. A transferência de entropia, enquanto medida da quantidade de informação transferida de um processo temporal para outro, foi introduzida por Schreiber (2000)

decomposições de variância estimadas a partir de VAR aplicados a duas ou mais variáveis financeiras. Em particular, a interligação de X com Y é determinada pela fração da variância dos erros de previsão de Y devida a choques sobre X . A identificação dos choques é conseguida através da abordagem da decomposição de variância generalizada de Pesaran e Shin (1998).

Tal como a medida de causalidade de Granger, a noção de interligação pode ser interpretada em termos do conteúdo de informação, nomeadamente a quantidade de informação adicional sobre os valores futuros de uma variável contida nos choques associados a outra variável. Tal como antes, a informação é quantificada como a redução da incerteza sobre valores futuros da primeira variável. A interligação neste caso não é a informação na segunda variável em si mas está relacionada com o impacto de choques associados a essa variável. Esta interpretação comum sugere que podemos usar a seguinte representação geral de três medidas:

$$I_{X \rightarrow Y} = 100 \times \left(1 - \frac{\text{Incerteza}(Y|X, Z)}{\text{Incerteza}(Y|Z)} \right) \quad (3)$$

Note-se que ter mais informação não pode aumentar a incerteza. Logo, é sempre verdade que $\text{Incerteza}(Y|X, Z) \leq \text{Incerteza}(Y|Z)$. A igualdade quereria dizer que X não contribui com a informação sobre Y quando Z é observado. Nesse caso, $I_{X \rightarrow Y} = 0$. No outro extremo, poder-se-ia ter $\text{Incerteza}(Y|Z) > \text{Incerteza}(Y|X, Z) = 0$, o que significa que observar X e Z é equivalente a observar também Y . Nesse caso tem-se que $I_{X \rightarrow Y} = 100$.

Quer no caso da causalidade à Granger quer no caso da transferência de entropia, Y representa os valores futuros de uma variável observada, por exemplo o prémio de maturidade a 10 anos na AE, X representa os valores passados da outra variável observada, isto é o prémio maturidade a 10 anos nos EUA e Z representa os valores passados da primeira variável observada – o prémio de maturidade a 10 anos na AE. Em ambos os casos o valor do indicador mostra a redução de incerteza sobre valores futuros do prémio de maturidade a 10 anos na AE como resultado da observação dos valores passados do prémio de maturidade a 10 anos nos EUA, comparado a usar apenas os valores passados do prémio de maturidade a 10 anos na AE. A diferença entre estes dois indicadores está na forma de estimação da incerteza – usando um modelo VAR e usando a variância do erro de previsão no caso da causalidade à Granger, e com o estimador não paramétrico da entropia – no caso da transferência de entropia. Na medida de interligação direta, Y é novamente os valores futuros de uma variável observada – o prémio de maturidade a 10 anos na AE – mas X representa os valores futuros do choque associado à outra variável, isto é o prémio de maturidade a 10 anos nos EUA, enquanto Z representa os valores passados das variáveis observada, os prémios de maturidade a 10 anos na AE e nos EUA.

Resultados

As medidas de direccionalidade são estimadas usando quer a amostra completa quer amostras numa janela rolante. Os resultados com base na amostra completa são apresentados na quadro 2. Duas das medidas – a causalidade à Granger e a interligação direccional – indicam um impacto causal mais forte de variações dos prémios de risco dos EUA para a AE. A transferência de entropia mostra a relação inversa, isto é a AE tem maior impacto. De acordo com todas as medidas a relação causal de uma área sobre a outra é relativamente fraca.

	$AE \rightarrow EUA$	$EUA \rightarrow AE$
Causalidade à Granger	1.6	2.9
Transferência de entropia	4.4	3.6
Interligação direccional	4.4	9.0

QUADRO 2. **Indicadores estáticos da influência direccional.** Os valores representam a redução percentual da incerteza sobre valores futuros numa área, devido à informação de *yields* passadas (no caso da causalidade à Granger e da transferência de entropia) ou choques futuros (no caso da interligação direccional) da outra área.

O período amostral é de 7 de setembro de 2004 a 31 de outubro de 2017
 Fonte: Cálculos do autor.

Para perceber como o grau de causalidade muda ao longo do tempo, procede-se a uma análise em janelas rolantes de 250 dias. Os resultados estão apresentados na gráfico 8 e mostram que a força da relação causal muda ao longo do tempo, sendo em alguns períodos o impacto na AE maior e em outros é a influência dos EUA que domina. Em particular, todas as três medidas são consistentes ao sugerirem que a AE tem um impacto mais forte nos EUA durante o período de 2011 a 2013, enquanto desde meados de 2013 até à segunda metade de 2014 o grau de causalidade dos EUA sobre a AE é mais forte. As medidas de causalidade à Granger e interligação direccional também indicam que a influência dos EUA domina a da EA no início da amostra – de 2006 até 2008. No caso da transferência de entropia, a AE tem um impacto um pouco mais forte durante esse período.

De uma forma geral, e com poucas exceções, a medida de transferência de entropia sugere um grau de relação causal relativamente semelhante em ambas as áreas, enquanto as outras duas medidas apresentam vários períodos onde a influência de uma das áreas claramente domina. Ao mesmo tempo, todas as três medidas apresentam um impacto causal relativamente fraco de qualquer das áreas para a outra. Em termos de transferência de informação, há uma quantidade relativamente pequena de informação única em qualquer das séries que ajuda a prever os desenvolvimentos futuros na outra. Logo, uma das razões para o comovimento forte entre as séries tem de ser que ambas

são influenciadas por um ou mais fatores globais. Por exemplo, os fatores internacionais que levam a incerteza sobre a inflação futura vão também afetar os prémios de maturidade em diferentes mercados. A evidência empírica que liga a inclinação negativa dos prémios de maturidade internacionais à redução da incerteza sobre a inflação é discutida por Wright (2011).

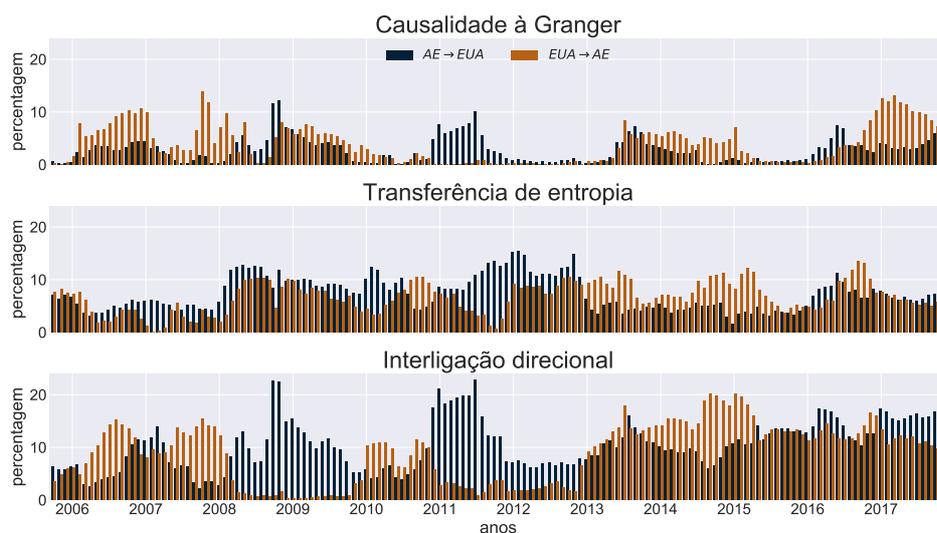


GRÁFICO 8: **Indicadores dinâmicos de influência direcional.** O gráfico mostra as estimativas dos indicadores numa janela rolante de 250 dias. Os valores representam a redução percentual da incerteza sobre as *yields* futuras de uma área, devido à informação sobre *yields* passadas (no caso da causalidade à Granger e transferência de entropia) ou choques futuros (no caso de interligação direcional) da outra área. Fontes: BCE, Reserva Federal dos EUA e cálculos do autor.

Considerações finais

Este artigo investigou a dinâmica dos prémios de maturidade em obrigações da AE e EUA. Os resultados apontam para um comovimento forte entre o prémio de maturidade, especialmente na parte longa da curva de rendimentos, quer em termos dos níveis quer das variações das duas séries. Uma análise adicional da potencial relação causal entre os prémios de maturidade de obrigações revela que apenas uma pequena parte da dinâmica conjunta pode ser atribuída a uma região influenciar a outra. Esta parte da análise foi baseada em vários indicadores que, ao contrário de medidas de comovimento como correlações, não são simétricas e fornecem informação sobre a direção da causalidade. Enquanto todos os indicadores sugerem a existência de ligações causais entre os prémios de maturidade na AE e nos EUA que variam ao longo do tempo, estas são relativamente fracas. Dada

esta evidência, uma explicação mais plausível sobre o forte comovimento é que existe um fator global que afeta os prêmios de maturidade em ambas as regiões.

Referências

- Adrian, Tobias, Richard K. Crump, e Emanuel Moench (2013). "Pricing the term structure with linear regressions." *Journal of Financial Economics*, 110(1), 110–138.
- Campbell, John Y e Robert J Shiller (1991). "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view." *The Review of Economic Studies*, 58(3), 495–514.
- Diebold, Francis X e Kamil Yilmaz (2009). "Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets." *The Economic Journal*, 119(534), 158–171.
- Diebold, Francis X e Kamil Yilmaz (2012). "Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers." *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66.
- Diebold, Francis X e Kamil Yilmaz (2015). *Financial and Macroeconomic Connectedness: A Network Approach to Measurement and Monitoring*. Oxford University Press, USA.
- Fama, Eugene F e Robert R Bliss (1987). "The information in long-maturity forward rates." *The American Economic Review*, pp. 680–692.
- Fisher, Irving (1896). *Appreciation and Interest: A Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest*, vol. 11. American Economic Association.
- Gürkaynak, Refet S, Brian Sack, e Jonathan H Wright (2007). "The US Treasury yield curve: 1961 to the present." *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2291–2304.
- Litterman, Robert B e Jose Scheinkman (1991). "Common factors affecting bond returns." *The Journal of Fixed Income*, 1(1), 54–61.
- Lutz, Friedrich A (1940). "The structure of interest rates." *The Quarterly Journal of Economics*, 55(1), 36–63.
- Mankiw, N Gregory, Lawrence H Summers, et al. (1984). "Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 15(1), 223–248.
- Pesaran, H Hashem e Yongcheol Shin (1998). "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models." *Economics letters*, 58(1), 17–29.
- Schreiber, Thomas (2000). "Measuring information transfer." *Physical review letters*, 85(2), 461.
- Svensson, Lars EO (1994). "Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994." Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Wright, Jonathan H (2011). "Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset." *The American Economic Review*, 101(4), 1514–1534.

Apêndice: Modelo gaussiano da estrutura temporal das taxas de juro do tipo *affine*

Modelos da estrutura temporal do tipo *affine* modelizam as *yields* de obrigações soberanas de cupão zero como funções de um vetor de variáveis X_t , denominadas fatores de risco ou preço e que se assumem seguir um vetor autoregressivo (VAR(1)) Gaussiano:

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad v_t \sim N(0, \Sigma) \quad (\text{A.1})$$

Seja $P_t^{(n)}$ o preço de uma obrigação de cupão zero com maturidade n no momento t . Assumir que não existem possibilidades de arbitragem leva à existência de um *kernel* de preços M_t tal que

$$M_t = E_t \left(M_{t+1} P_{t+1}^{(n-1)} \right) \quad (\text{A.2})$$

Assuma-se que o *kernel* de preço é exponencialmente *affine*, isto é:

$$M_t = \exp \left(-r_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \Sigma^{-1/2} v_{t+1} \right) \quad (\text{A.3})$$

onde $r_t = -\ln(P_t^{(1)})$ é a taxa de um período continuamente composta e λ_t são os preços de mercado do risco. Assume-se que quer r_t quer λ_t são funções do tipo *affine* dos fatores de preço

$$r_t = \delta_0 + \delta_1 X_t \quad (\text{A.4})$$

$$\lambda_t = \Sigma^{-1} (\lambda_0 + \lambda_1 X_t) \quad (\text{A.5})$$

Denote-se com $rx_{t+1}^{(n-1)}$ o logaritmo do retorno em excesso de deter uma obrigação que chega à maturidade em n períodos:

$$rx_{t+1}^{(n-1)} = \ln P_{t+1}^{(n-1)} - \ln P_t^{(n)} - r_t \quad (\text{A.6})$$

ACM mostra que se $\{rx_{t+1}, v_{t+1}\}$ são conjuntamente normalmente distribuídas então

$$E_t \left(rx_{t+1}^{(n-1)} \right) = \beta^{(n-1)} (\lambda_0 + \lambda_t X_t) - \frac{1}{2} \text{var} \left(rx_{t+1}^{(n-1)} \right) \quad (\text{A.7})$$

onde $\beta^{(n-1)} = \text{cov} \left(rx_{t+1}^{(n-1)}, v_{t+1}' \right) \Sigma^{-1}$. Para além disso, o processo gerador de retorno para o logaritmo do excesso é

$$\begin{aligned} rx_{t+1}^{(n-1)} &= \beta^{(n-1)} (\lambda_0 + \lambda_t X_t) - \frac{1}{2} \left(\beta^{(n-1)'} \Sigma \beta^{(n-1)} + \sigma^2 \right) \\ &+ \beta^{(n-1)'} v_{t+1} + e_{t+1}^{(n-1)} \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

onde $e_{t+1}^{(n-1)}$ é um erro do preço do retorno que se assume segue um processo i.i.d. com média 0 e variância σ^2 . A equação acima pode ser escrita de uma

forma conjunta para todo o t e n da seguinte forma

$$\begin{aligned} \mathbf{rx} &= \boldsymbol{\beta}(\lambda_0 \boldsymbol{\iota}_T + \lambda_t X_-) - \frac{1}{2}(\mathbf{B}^* \text{vec}(\Sigma) + \sigma^2 \boldsymbol{\iota}_N) \boldsymbol{\iota}'_T \\ &+ \boldsymbol{\beta}'V + E \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

onde \mathbf{rx} é uma matriz $N \times T$ de retornos em excesso, $\boldsymbol{\beta}$ é uma matriz $K \times N$ de *loadings* de fatores, $\boldsymbol{\iota}_T$ e $\boldsymbol{\iota}_N$ são vetores de 1 com dimensão T e N , $X_- = [X_0, X_1, \dots, X_{T-1}]$ é uma matriz $K \times T$ de fatores de preço, $\mathbf{B}^* = [\text{vec}(\boldsymbol{\beta}^{(1)}\boldsymbol{\beta}^{(1)'}), \dots, \text{vec}(\boldsymbol{\beta}^{(N)}\boldsymbol{\beta}^{(N)'})]$ é uma matriz $N \times K^2$, V é uma matriz $K \times T$ e E é uma matriz $N \times T$.

A.1. Estimação

ACM mostra que os parâmetros do modelo podem ser obtidos através de uma série de regressões lineares. Primeiro é estimada a equação (A.1) através do método dos Mínimos dos Quadrados Ordinários. As inovações estimadas \hat{v}_t são reunidas numa matriz \hat{V} que é usada como regressor na estimação da forma reduzida de (A.9) através do Método dos Mínimos dos Quadrados Ordinários:

$$\mathbf{rx} = \mathbf{a}\boldsymbol{\iota}'_T + \mathbf{c}X_- + \boldsymbol{\beta}'V + E \quad (\text{A.10})$$

Usando as restrições que a equação (A.9) impõe sobre \mathbf{a} e \mathbf{c} na equação acima dá-nos as seguintes estimativas dos parâmetros de risco λ_0 e λ_1 :

$$\hat{\lambda}_0 = (\hat{\boldsymbol{\beta}}\hat{\boldsymbol{\beta}}')^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}\left(\hat{\mathbf{a}} + \frac{1}{2}(\mathbf{B}^* \text{vec}(\hat{\Sigma}) + \hat{\sigma}^2 \boldsymbol{\iota}_N)\right) \quad (\text{A.11})$$

$$\hat{\lambda}_1 = (\hat{\boldsymbol{\beta}}\hat{\boldsymbol{\beta}}')^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}\hat{\mathbf{c}} \quad (\text{A.12})$$

onde $\hat{\sigma}^2$ é calculado usando os resíduos estimados de (A.10). Por fim são estimados os parâmetros da taxa curta δ_0 e δ_1 através de uma regressão dos Mínimos dos Quadrados ordinários (A.4).

A.2. Prémio de maturidade

A estrutura *affine* do modelo implica que a *yield* continuamente composta duma obrigação de cupão zero com n períodos no momento t , definida como $y_t^{(n)} = -\frac{1}{n} \log P_{t,n}$, é dada por

$$y_t^{(n)} = -\frac{1}{n} (A_n + B'_n X_t) \quad (\text{A.13})$$

onde os parâmetros A_n e B_n são derivados recursivamente usando o seguinte sistema de equações:

$$A_n = A_{n-1} + B'_{n-1}(\mu - \lambda_0) + \frac{1}{2}(B'_{n-1}\Sigma B'_{n-1} + \sigma^2) - \delta_0 \quad (\text{A.14})$$

$$B'_n = B'_{n-1}(\Phi - \lambda_1) - \delta'_1 \quad (\text{A.15})$$

$$A_0 = 0, B_0 = \mathbf{0} \quad (\text{A.16})$$

A *yield* em (A.13) inclui a compensação pelo risco exigida por investidores avessos ao risco para investirem em obrigações de prazo mais longo em vez de reinvestirem numa série de obrigações de curto prazo. Ou seja, pode-se decompor as *yields* derivadas do modelo numa componente de expectativas e um prémio de risco:

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t r_{t+j} + TP_t^{(n)} \quad (\text{A.17})$$

onde o primeiro termo representa a *yield* neutra ao risco, definida como a *yield* que seria exigida por investidores que são neutros ao risco. Para obter a *yield* neutra ao risco fixam-se os parâmetros de preço do risco λ_0 e λ_1 para zero e usam-se as recursões em (A.14) e (A.15) para derivar os parâmetros ajustados de risco \tilde{A}_n e \tilde{B}_n . As *yields* neutras ao risco são calculadas usando:

$$\tilde{y}_t^{(n)} = -\frac{1}{n} (\tilde{A}_n + \tilde{B}'_n X_t) \quad (\text{A.18})$$

O prémio de maturidade é obtido por diferença entre a *yield* derivada do modelo e a neutra ao risco

$$TP_t^{(n)} = y_t^{(n)} - \tilde{y}_t^{(n)} \quad (\text{A.19})$$

A.3. Testes de raízes unitárias

	AE		EUA	
	nível	dif.	nível	dif.
Teste Dickey-Fuller GLS	-0.18 (-1.95)	-6.83 (-1.95)	-0.77 (-1.95)	-6.97 (-1.95)
Teste Phillips-Perron	-1.75 (-3.41)	-9.04 (-3.41)	-3.03 (-3.41)	-9.44 (-3.41)

QUADRO A.1. Testes de raízes unitárias no nível e diferenças do prémio de maturidade a 10 anos na AE e EUA.

A hipótese nula em ambos os testes é que o processo contém uma raiz unitária. O quadro mostra os valores das estatísticas de teste e os respetivos valores críticos a 5% (entre parêntesis).
Fonte: Cálculos do autor.

