



BANCO DE PORTUGAL  
EUROSISTEMA

# Revista de Estudos Económicos Volume III

2



# 2

volume III

## 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



**BANCO DE  
PORTUGAL**  
EUROSISTEMA

Lisboa, 2017 • [www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt)



# Índice

Editorial

## Artigos

Uma reavaliação do retorno do investimento em educação na economia portuguesa | 1

Maria Manuel Campos e Hugo Reis

Medidas de incerteza e o seu impacto na economia portuguesa | 31

Cristina Manteu e Sara Serra

Evolução do PIB em Portugal no período pós-2008: Uma narrativa de equilíbrio geral |

55

Paulo Júlio e José R. Maria



## Editorial

Abril 2017

---

A segunda edição da Revista de Estudos Económicos para 2017 contém três ensaios que cobrem os retornos privados do investimento em educação, uma análise dos ciclos económicos portugueses recentes através da lente de um modelo de Equilíbrio Geral Estocástico e Dinâmico e um estudo do impacto macroeconómico da incerteza (capturada por medidas específicas) na economia portuguesa. Estes ensaios constituem contribuições substanciais para melhorar o nosso conhecimento da economia portuguesa e fornecer informações relevantes para decisores políticos.

O primeiro artigo, de Maria Manuel Campos e Hugo Reis, intitula-se "Uma reavaliação do retorno do investimento em educação na economia portuguesa". É sabido que a mão-de-obra portuguesa se caracterizava estruturalmente por níveis médios de educação baixos em comparação com os de outros países europeus. Uma vez que os trabalhadores com níveis mais elevados de escolaridade eram escassos, não surpreende que as taxas de retorno do investimento em educação, medidas como o aumento proporcional dos rendimentos resultantes de um ano de escolaridade adicional, fossem elevadas em comparação com os padrões internacionais, sobretudo no que se refere ao ensino superior. No entanto, apesar de continuar a existir algum desfasamento face a outros países europeus, nos últimos 30 anos ocorreu um grande aumento nos níveis médios de escolaridade da população ativa. Este aumento da oferta, por si só, poderia ter conduzido a uma queda nas taxas de retorno do investimento em educação. No entanto, como noutros países, ao longo do tempo houve uma mudança nas tecnologias de produção da maioria dos setores económicos, que conduziu a um aumento da procura relativa de trabalhadores qualificados e com maiores níveis de escolaridade. Qual foi o resultado da interação entre uma maior oferta e uma maior procura de trabalhadores mais escolarizados? É este o tema que o trabalho de Campos e Reis examina em profundidade, com base em dados dos "Quadros de Pessoal" para os anos 1986-2013 e relatando um conjunto alargado de resultados que merecem ser lidos em detalhe.

Quais são alguns dos resultados mais interessantes do artigo? Em termos gerais, os resultados podem ser resumidos da seguinte forma: 1) os retornos médios do investimento em educação são elevados, excedendo 7% em 2013; 2) os retornos do investimento em educação são mais elevados para as mulheres (apesar de as mesmas auferirem salários relativamente mais baixos para características comparáveis); 3) os retornos são mais elevados na aba direita da distribuição de salários do que na aba esquerda e 4) os retornos aumentaram ao longo do período 1986-2013. Ao focar a análise nos dados dos Quadros de Pessoal, as estimativas das taxas de retorno do investimento em educação não refletem os efeitos expectáveis da escolaridade nas taxas

de emprego e nos períodos de desemprego, mas é legítimo suspeitar que a inclusão de tais efeitos poderia ter levado a estimativas ainda mais elevadas.

Alguns dos resultados mais detalhados são importantes, quer para os indivíduos, quer para responsáveis pela política educativa. Em termos relativos, o prémio salarial associado à conclusão do 9º ano de escolaridade reduziu-se para aproximadamente metade entre 1986 para 2013. Pelo contrário, o prémio associado à conclusão do ensino secundário praticamente duplicou quando comparando com o 9º ano de escolaridade. Durante o mesmo período, os trabalhadores do sexo masculino (feminino) com ensino superior passaram de ter salários 34% (33%) acima dos de trabalhadores com educação secundária para 45% (50%) acima. No entanto, de 2008 a 2013 registou-se uma diminuição dos retornos do investimento no ensino superior, sendo a mesma relativamente maior no caso de trabalhadores mais jovens. Os autores não comentam este resultado, sendo talvez ainda cedo para saber se estas mudanças se devem à Grande Recessão ou se, em alternativa, sinalizam uma alteração estrutural.

Apesar das mudanças recentes, os retornos do investimento em educação permanecem ainda muito elevados. A educação continua a ser um dos melhores investimentos que um indivíduo pode fazer.

O segundo artigo nesta edição, por Cristina Manteu e Sara Serra, intitula-se "Medidas de incerteza e o seu impacto na economia portuguesa". É intuitivo que aumentos nos níveis de incerteza tenham efeitos negativos sobre a atividade económica, em particular quando as decisões dos agentes económicos se caracterizam por alguma irreversibilidade. As empresas podem cancelar o investimento e a contratação de pessoal, os consumidores podem adiar compras de itens dispendiosos, nos mercados financeiros observa-se um aumento dos prémios de risco e os agentes mais prudentes intensificam comportamentos defensivos através da redução do consumo com o objetivo de reforçar a poupança por motivos de precaução. Essas mudanças de comportamento somadas contribuem para um aumento da magnitude dos ciclos económicos. O trabalho de Manteu e Serra examina medidas quantitativas de incerteza e estuda o seu impacto no PIB, no investimento e no consumo privado.

O artigo começa por abordar as diversas formas como os investigadores têm medido a incerteza. Um primeiro grupo de medidas baseia-se nas volatilidades e nos prémios de risco em mercados financeiros. Outras medidas levam em conta a frequência de utilização de termos associados à incerteza económica nos meios de comunicação social. Um terceiro grupo de medidas baseia-se nos níveis de desacordo revelados nas previsões económicas de analistas profissionais ou nas respostas a inquéritos de conjuntura. No artigo as autoras combinam medidas de incerteza destes três tipos para formar um indicador sintético de incerteza para Portugal.

Apresentam-se várias conclusões de interesse. A série cronológica do indicador composto mostra aumentos da incerteza durante as três últimas

recessões em Portugal e uma queda desde 2012. As variações anuais e trimestrais do indicador compósito apresentam elevadas correlações negativas com as variações do PIB, do investimento e do consumo privado. Existe um elevado grau de semelhança entre a evolução das medidas de incerteza para Portugal e para a área do euro.

Um problema potencial dos principais resultados é que a ligação entre os máximos das medidas de incerteza e as recessões é tão estreita que poderia ser o caso de estas medidas serem apenas um epifenómeno dos tempos de crise e, portanto, não acrescentarem muito à nossa compreensão das flutuações económicas e à capacidade de as prever. Não é o caso, como as autoras mostram de forma convincente. O problema foi enfrentado através da realização de uma análise multivariada cuidadosa e minuciosa na forma de modelos autoregressivos vetoriais estimando os parâmetros que determinam a evolução ao longo do tempo do PIB, do investimento, do consumo privado conjuntamente com outras variáveis, incluindo as medidas de incerteza, taxas de juro, emprego, stocks de empréstimos, etc. O principal resultado obtido é que a inclusão de variáveis de incerteza nos modelos melhora a precisão das previsões dos modelos (de forma menos expressiva no caso do investimento), em particular no período após a crise da dívida soberana. As funções de resposta a impulso obtidas a partir dos modelos quantificam o impacto inicial de um choque na incerteza e a evolução temporal dos seus efeitos. As consequências dos choques determinadas pelos modelos são de dimensão considerável e estatisticamente significativas. Finalmente, as autoras realizam uma análise de decomposição histórica, dividindo as taxas anuais de variação do PIB, investimento e consumo privado em contribuições devidas a alterações nas medidas de incerteza e contribuições de outros fatores. O PIB, em particular, demonstra o papel relevante da incerteza, com contribuições negativas desta para o crescimento entre 2008 e 2013 e desde então contribuições positivas até 2016. Em suma, estes resultados provam que as medidas de incerteza não são apenas epifenómenos e que fornecem informação adicional que ajuda na explicação da evolução das principais variáveis macroeconómicas.

No terceiro artigo, de Paulo Júlio e José R. Maria, intitulado "Evolução do PIB em Portugal no período pós-2008: Uma narrativa de equilíbrio geral", os autores estimam os parâmetros do PESSOA, um modelo de economia de pequeno porte concebido tendo em conta as características de uma economia integrada numa união monetária e utilizam-no para realizar uma análise dos choques que têm gerado as flutuações da economia portuguesa desde 2008. O PESSOA é um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral e, como tal, dotado de sólidas fundações microeconómicas. É construído adotando uma abordagem de inspiração Keynesiana com efeitos não-Ricardianos, concorrência imperfeita e um conjunto de rigidezes nominais e reais.

Os efeitos não-Ricardianos vêm de uma estrutura de modelização com gerações sobrepostas e com modelos de ciclo de vida em que os agentes

têm vidas finitas estocásticas. Esses pressupostos implicam que as despesas públicas e o seu financiamento geram respostas do consumo privado que conduzem à não neutralidade da política fiscal. Alguns agregados familiares têm ativos e podem usá-los para suavizar o consumo, enquanto outros estão limitados pelo rendimento corrente. A inclusão de fricções financeiras é feita pela adoção de um acelerador financeiro pelo qual as empresas precisam de crédito para funcionar, pagando um custo em juros que depende da sua posição de endividamento e dos custos de falência. Esta abordagem permite que o modelo incorpore choques financeiros de forma explícita e que coloque a suas consequências sob escrutínio. O pressuposto de economia pequena leva a taxas de juros internas que diferem das taxas do banco central apenas por um prémio de risco, determinado exogenamente. A concorrência monopolística está presente nos mercados de trabalho e de produto. Os produtores de bens de capital enfrentam custos de ajustamento ao mudar os níveis de investimento e os distribuidores têm o mesmo tipo de custos quando mudam os preços.

O modelo é estimado para Portugal com observações trimestrais do período 1999-2015 e utilizando 24 séries temporais observáveis. Os autores isolam o crescimento exógeno das tendências removendo a média da primeira diferença de cada uma das séries temporais. Todas as observações trimestrais são ajustadas sazonalmente. O comportamento estocástico do modelo é gerado por 24 choques estruturais, agrupados em cinco categorias distintas: choques nas preferências ou tecnologias; choques nas margens sobre os custos nos mercados internos (designados pelos autores como "markups" domésticos); choques orçamentais; choques financeiros e, por último, choques com origem em fatores externos. O modelo é estimado por métodos Bayesianos e entre os resultados apresentados no artigo estão estimativas dos choques ao longo do tempo e, usando as cinco categorias referidas, a decomposição da variância do PIB.

Os resultados que emergem indicam que a crise de 2008-2009 foi particularmente dominada por choques na tecnologia e nas exportações, refletindo a recessão mundial. A recessão de 2011-13 teve causas diferentes: os choques tecnológicos continuaram a ser importantes, mas não os choques associados às exportações. Outros choques relevantes com efeitos negativos foram os choques no consumo e investimento públicos, os quais resultaram do processo de ajustamento que a economia sofreu durante o período. Os choques financeiros foram centrais no período de 2008-2015, com os aumentos dos prémios de risco do país e dos empresários (este último associado ao crédito bancário) a terem um grande impacto na evolução cíclica do PIB.

# Uma reavaliação do retorno do investimento em educação na economia portuguesa

**Maria Manuel Campos**  
Banco de Portugal

**Hugo Reis**  
Banco de Portugal

Abril de 2017

## Resumo

Este artigo apresenta uma descrição da evolução dos retornos *privados* do investimento em educação na economia portuguesa, ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013. Os retornos são estimados na média e em diferentes pontos da distribuição condicional dos salários, separadamente para homens e mulheres. Os resultados obtidos apontam para a existência de retornos relativamente elevados, em particular no caso das mulheres, e para o seu aumento ao longo da distribuição de salários. Os retornos aumentaram no período de 1986 a 2013, sobretudo na década de 1990. São igualmente apresentadas estimativas para o prémio salarial associado a graus de escolaridade específicos, mostrando que os retornos são particularmente elevados no caso do ensino superior. Nas primeiras décadas em análise, em termos relativos, o prémio associado à conclusão do nono ano de escolaridade era inferior ao referente ao ensino secundário, mas no período mais recente tal diferença é negligenciável. Em suma, os resultados aqui apresentados sugerem que o investimento individual em educação continua a ser rentável. Este facto deve ser tido em conta pelos decisores de política, em conjunto com os retornos *sociais* do investimento em educação, aquando da formulação de políticas e esquemas de incentivos. (JEL: I26, J31, C21)

---

## Introdução

Tal como formalizado em Becker (1962), a medição dos retornos *privados* do investimento em educação constitui uma peça de informação essencial no processo individual de escolha do nível ótimo de investimento. Independentemente dos possíveis retornos *sociais* do investimento em educação, a informação sobre os retornos *privados* é igualmente relevante para os decisores de política na formulação de programas e esquemas de incentivos para promover o investimento em educação.

Os retornos individuais são tipicamente medidos como o prémio salarial resultante de um ano adicional de escolaridade, com base na chamada

---

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e sugestões de Nuno Alves, Cláudia Braz, Isabel H. Correia, Andy Garin, Miguel Gouveia, Pedro Portugal, Pedro Raposo e dos participantes num seminário do Banco de Portugal. As opiniões expressas neste artigo são as dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal e do Eurosistema.  
E-mail: mmcamos@bportugal.pt; hfreis@bportugal.pt

equação salarial de Mincer (Mincer (1974)). Existe uma vasta literatura empírica centrada nas magnitudes e fatores explicativos dos retornos do investimento em educação em economias avançadas e emergentes. Card (1999) apresenta uma revisão desta literatura. Psacharopoulos (1994), Martins e Pereira (2004), Psacharopoulos e Patrinos (2004) e Montenegro e Patrinos (2014) apresentam evidência para diferentes conjuntos de países.

A comparação com resultados obtidos para outros países da União Europeia mostra que os retornos calculados para Portugal são relativamente altos. No entanto, ao longo das últimas décadas os mesmos podem ter mudado em resultado de importantes alterações na composição educacional da mão-de-obra que, por seu turno, podem ter alterado a forma como o mercado valoriza a educação e os diferentes níveis de escolaridade. Em particular, observou-se um aumento da participação feminina nas últimas décadas, sendo que as mulheres apresentam níveis de escolaridade cada vez mais elevados do que os homens. Em termos mais gerais, a oferta de trabalhadores que completaram pelo menos o ensino secundário aumentou consideravelmente, sobretudo desde meados da década de 1990, refletindo um aumento do investimento individual em educação superior<sup>1</sup>. Simultaneamente, verificou-se uma forte redução na percentagem de indivíduos com menos do que o nono ano de escolaridade, refletindo a implementação de legislação que aumentou a escolaridade obrigatória.

O presente artigo pretende complementar a evidência existente sobre retornos do investimento em educação em Portugal e apresentar uma descrição da forma como estes variaram desde o final da década de 1980. Em particular, são utilizados dados dos Quadros de Pessoal (QP daqui em diante) para o período 1986-2013 para estimar os retornos do investimento em educação separadamente para homens e mulheres, na média e ao longo da distribuição condicional de salários. São ainda apresentadas estimativas para o prémio salarial relativo associado a níveis específicos de escolaridade. O principal objetivo do artigo consiste em fornecer uma descrição da evolução dos retornos, não se centrando em relações de causalidade entre escolaridade e salários.

Em termos gerais, os retornos do investimento em educação são elevados, especialmente no caso das mulheres, e aumentam ao longo da distribuição de salários. A magnitude é particularmente elevada no caso dos retornos para o ensino superior. Nas primeiras décadas em análise, em termos relativos, os retornos associados à conclusão do nono ano situavam-se acima dos obtidos

---

1. Note-se que, apesar das grandes mudanças ocorridas na economia portuguesa ao longo das últimas décadas, a percentagem de trabalhadores com pelo menos o ensino secundário completo permanece uma das mais baixas da União Europeia. De acordo com dados do Inquérito ao Emprego disponibilizados pelo Eurostat, em 2016, 46,8 por cento dos indivíduos empregados em Portugal tinha completado o ensino secundário ou superior. Este valor compara com 73,4 por cento no conjunto da União Europeia.

no caso do ensino secundário. No período mais recente esta diferença é negligenciável, sendo um padrão consistente com o tipicamente observado em economias avançadas (Montenegro e Patrinos (2014)). A análise detalhada neste artigo permite identificar algumas exceções a estas conclusões gerais.

Os resultados aqui apresentados são coerentes com estudos anteriores aplicados à economia portuguesa. Vieira (1999) usou dados dos QP no período 1982-1992 e concluiu que os retornos da educação se situam em cerca de 7 por cento na média da distribuição dos salários. Tendo em conta que as estimativas convencionais baseadas na equação de Mincer podem ser afetadas pelo chamado “*ability bias*”<sup>2</sup>, Vieira (1999) tentou minimizar esta fonte de enviesamento usando variáveis instrumentais. Mais concretamente, o autor utiliza as alterações na legislação relativa à escolaridade obrigatória como uma fonte exógena de variabilidade nos níveis de escolaridade individuais. Esta metodologia conduz à obtenção de estimativas mais baixas - mas ainda assim positivas - para os retornos. Sousa *et al.* (2015) também se centraram apenas na estimação dos retornos na média da distribuição através da versão tradicional da equação de Mincer. Usando também os dados dos QP para o período 1986-2009, estes autores obtiveram no último ano da amostra retornos de 10,0 por cento no caso dos homens e próximos de 10,5 por cento no caso das mulheres. Sousa *et al.* (2015) também utilizaram variáveis instrumentais e apresentam resultados com base em três instrumentos diferentes: alterações na escolaridade obrigatória, trimestre de nascimento e o nível médio de escolaridade por região no ano em que o indivíduo entra na escola. Neste caso, as estimativas dos retornos do investimento em educação situam-se abaixo das obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), mas a sua evolução ao longo do tempo é semelhante.

Existem igualmente estudos que avaliam os retornos em diferentes pontos da distribuição dos salários e não apenas na média. Machado e Mata (1998), usando dados dos QP para o período 1982-1994, obtiveram retornos entre 4 e 11 por cento, respetivamente na parte mais baixa e mais alta da distribuição (e de cerca de 7 por cento na média). Resultados semelhantes são apresentados em Hartog *et al.* (2001). Contudo, no último caso, os autores consideraram um conjunto mais alargado de regressores, o que resulta em retornos ligeiramente mais baixos do que os apresentados em Machado e Mata (1998). Martins e Pereira (2004) apresentam igualmente estimativas dos retornos em pontos diferentes da distribuição. Com base nos dados dos QP de 1995, estes autores obtiveram também retornos crescentes ao longo da distribuição (6,5 e 14,5 por cento, respetivamente na aba esquerda e na aba direita da distribuição).

Alves *et al.* (2010) e Portugal (2004) apresentam estimativas do prémio associado ao ensino superior. Em ambos os casos, os autores encontraram

---

2. O “*ability bias*” surge quando determinados atributos individuais que estão correlacionados com o nível salarial e com o nível de escolaridade não são tidos em conta nas regressões.

retornos positivos e significativos que beneficiam indivíduos com o ensino superior (relativamente a outros sem o mesmo grau de escolaridade). Alves *et al.* (2010) apresentam igualmente estimativas dos retornos para o ensino superior em diferentes pontos da distribuição e com base em dados dos QP para 1982, 1995 e 2006. No último ano, os retornos situam-se entre 45 e quase 100 por cento, respetivamente no quantil mais baixo e no mais alto da distribuição.

Destaque-se que na presente análise não se recorre a métodos de variáveis instrumentais ou *control function* para estimar os retornos *privados* do investimento em educação. As estimativas baseadas nestes métodos dependem muito da sub-amostra cujo nível de escolaridade é afetado pela variação do instrumento escolhido. Assim, diferentes instrumentos resultam em diferentes estimativas dos retornos da educação, conduzindo a diferentes interpretações (Imbens e Angrist (1994)). Adicionalmente, pretende-se com este artigo fornecer uma visão global da evolução dos retornos no período 1986-2013 e, tal como evidenciado em Sousa *et al.* (2015), a evolução ao longo do tempo não se altera com a utilização de estimativas por variáveis instrumentais.

Finalmente, importa enfatizar que o presente artigo se centra apenas nos retornos *privados* (ou individuais) para a educação e não aborda a questão dos retornos *sociais*. Estes resultam da existência de externalidades positivas (incluindo o aumento da produtividade do trabalho, a redução de taxas de criminalidade, a melhoria das condições de saúde, a redução das taxas de mortalidade, ou a promoção de níveis mais elevados de cidadania ou melhores decisões de voto - ver Lochner (2011) para uma revisão completa). A avaliação destes efeitos excede o âmbito do presente estudo.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma: a Secção 2 apresenta a fonte dos dados e descreve-os. A Secção 3 descreve o quadro teórico subjacente às estimações apresentadas no artigo, enquanto a Secção 4 descreve a estratégia seguida para as implementar empiricamente. A Secção 5 elenca os principais resultados do artigo. Finalmente, a Secção 6 apresenta as conclusões e uma discussão das suas implicações em termos de política de educação.

## **Descrição dos dados**

Os dados utilizados na presente análise são retirados dos QP, uma base de dados com informação para trabalhadores e empregadores que inclui um número de identificação pessoal que permite seguir os indivíduos ao longo do tempo. A informação constante dos QP baseia-se num inquérito de resposta obrigatória conduzido anualmente pelo Ministério do Trabalho e da Segurança Social. Os dados cobrem todos os estabelecimentos que pagam salários no setor empresarial. Assim, não incluem as administrações públicas, pessoal militar, empregados por conta própria e trabalhadores

domésticos. O questionário cobre características dos trabalhadores e das empresas. Em relação aos primeiros, inclui informação sobre o sexo, idade, nível de escolaridade, ocupação, setor de atividade, antiguidade na empresa e salários, entre outras dimensões. Na presente análise são utilizados dados para o período de 1986 a 2013 (com exceção de 1990 e 2001 cujos dados não estão disponíveis) para uma sub-amostra constituída por empregados a tempo inteiro e a tempo parcial com idade compreendida entre os 16 e 65 anos.

Os salários são definidos como a soma de todos os rendimentos regulares do trabalho (incluindo o salário-base, o pagamento de horas extraordinárias e outros recebimentos regulares). Os salários por hora são calculados tendo em conta o número total de horas trabalhadas, incluindo o tempo suplementar. Os salários reais são calculados com base no Índice de Preços no Consumidor (IPC) tomando como base o ano de 1986. Nos QP, o nível de escolaridade é dado por uma variável categórica que reporta o nível mais elevado concluído pelo indivíduo<sup>3</sup>. Foi igualmente criada uma variável adicional que fornece informação sobre o número mínimo de anos necessários para completar o nível mais elevado reportado na base de dados.

O Quadro 1 descreve de forma breve os dados para alguns dos anos analisados neste artigo. O quadro mostra um aumento significativo do nível médio de escolaridade, de 5,6 para 9,9 anos, respetivamente em 1986 e 2013. Esta evolução reflete uma forte redução na percentagem de trabalhadores com os níveis de escolaridade mais baixos por contrapartida de um aumento significativo da percentagem de trabalhadores que completaram o ensino secundário ou superior (Gráfico 1).

Esta evolução foi particularmente notória no caso dos trabalhadores do sexo feminino. As mulheres são em média mais escolarizadas do que os homens, uma característica que está patente ao longo de todo o período em análise mas que se reforçou na última década. Em particular, a percentagem de mulheres com um grau universitário aumentou de 2,3 por cento em 1986 para 22,0 por cento em 2013 (painel D do Gráfico 1).

Apesar do nível de escolaridade mais elevado, os dados dos QP mostram que em média as mulheres ganham menos do que os homens (Gráfico 2). Contudo, embora se tenham registado aumentos reais de salário semelhantes para os dois sexos na primeira metade do período amostral, desde 2000 que os salários das mulheres têm crescido mais do que os dos homens (Gráfico 3). Tal como enfatizado em Cardoso *et al.* (2016), esta evolução pode ser explicada por um efeito de composição associado ao elevado nível de escolaridade das mulheres que têm vindo a entrar no mercado de trabalho. Com efeito, os salários de mulheres com o ensino superior, que representam uma parte cada

---

3. Concretamente, para a presente análise considera-se para cada indivíduo a moda dos valores reportados ao longo do painel.

	1986	1991	1996	2000	2005	2010	2013	
<b>Mulheres</b>	Educação (anos)	5.73 [3.42]	6.54 [3.57]	7.37 [3.84]	8.16 [4.05]	9.17 [4.26]	10.09 [4.38]	10.39 [4.38]
	Idade (anos)	32.34 [10.2]	32.24 [10.26]	34.18 [10.15]	35.08 [10.15]	36.56 [10.17]	38.06 [10.31]	39.37 [10.21]
	Antiguidade (anos)	8.55 [7.15]	7.34 [7.83]	7.77 [7.98]	7.21 [7.97]	7.21 [7.66]	7.61 [7.92]	8.53 [8.2]
	Nº. obs.	327,634	467,428	584,109	714,836	836,568	923,898	901,793
	% of total	33.1	36.7	39.9	41.5	42.2	45.2	47.3
<b>Homens</b>	Educação (anos)	5.50 [3.33]	6.17 [3.5]	6.89 [3.7]	7.40 [3.81]	8.18 [3.96]	9.03 [4.08]	9.45 [4.08]
	Idade (anos)	36.30 [11.65]	36.35 [11.74]	36.88 [11.32]	37.27 [11.16]	37.79 [10.84]	39.01 [10.68]	39.92 [10.5]
	Antiguidade (anos)	9.56 [8.05]	8.93 [8.71]	8.84 [8.62]	8.11 [8.52]	7.73 [8.07]	8.14 [8.27]	8.89 [8.54]
	Nº. obs.	662,723	806,480	880,628	1,009,561	1,144,560	1,118,236	1,003,012
	% do total	66.9	63.3	60.1	58.5	57.8	54.8	52.7
<b>Total</b>	Educação (anos)	5.6 [3.36]	6.31 [3.53]	7.08 [3.76]	7.71 [3.93]	8.60 [4.12]	9.51 [4.25]	9.9 [4.25]
	Idade (anos)	34.99 [11.35]	34.84 [11.39]	35.80 [10.95]	36.36 [10.8]	37.27 [10.58]	38.58 [10.53]	39.66 [10.37]
	Antiguidade (anos)	9.23 [3.36]	8.34 [3.53]	8.42 [3.76]	7.73 [3.93]	7.51 [4.12]	7.90 [4.25]	8.72 [4.25]
	Nº. obs.	990,357	1,273,908	1,464,737	1,724,397	1,981,128	2,042,134	1,904,805

QUADRO 1. Estatísticas descritivas.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Exceto quando referido o contrário, o quadro apresenta os valores médios (desvios-padrão entre parêntesis). A variável "antiguidade" diz respeito ao número de anos de trabalho na empresa atual.

vez maior da amostra, cresceram em média acima dos salários de homens com o mesmo nível de escolaridade (Gráfico 4).

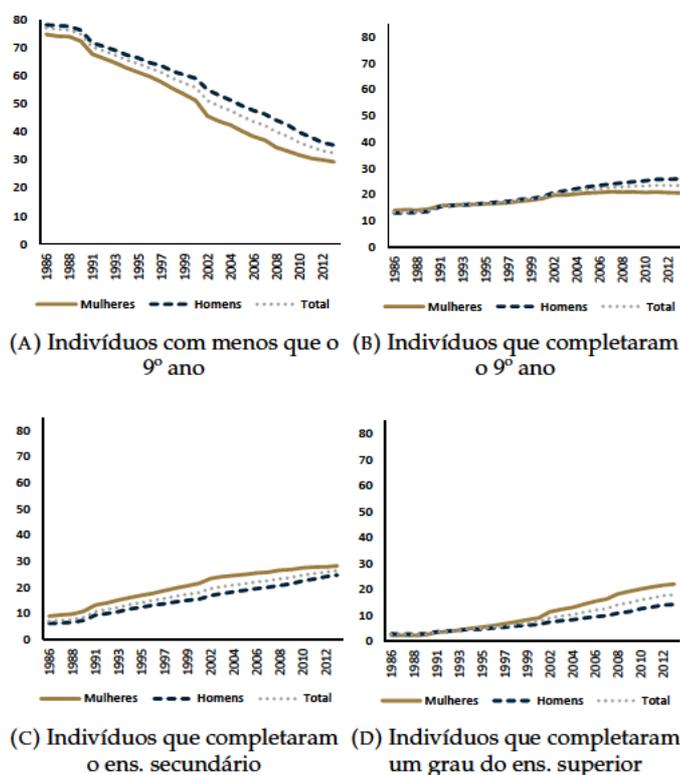


GRÁFICO 1: Trabalhadores por nível de escolaridade (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

O Gráfico 5 mostra o salário real médio por nível de escolaridade ao longo do período de 1986 a 2013. Como expectável, o salário aumenta com o nível de educação, sendo que as diferenças entre trabalhadores que completaram o ensino superior e trabalhadores menos escolarizados são particularmente relevantes. Este diferencial alargou-se até 1995, permaneceu relativamente constante até meados dos anos 2000 e, mais recentemente, tem vindo a diminuir.

O Gráfico 5 ilustra também que, enquanto no final da década de 1980 os salários dos indivíduos que não tinham o nono ano eram consideravelmente inferiores aos dos trabalhadores que o tinham concluído, esta diferença quase desaparece no período mais recente. Em contrapartida, enquanto no início do período em análise os salários reais médios de trabalhadores com o nono ano eram semelhantes aos auferidos por trabalhadores com o ensino secundário, o diferencial entre os dois grupos tem-se acentuado desde os anos 1990.

Quer no caso dos homens, quer das mulheres, a distribuição dos salários deslocou-se para a direita e tornou-se menos comprimida do que no final

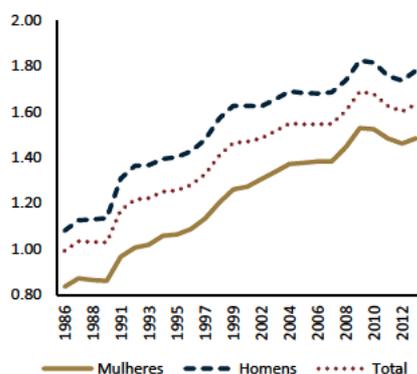


GRÁFICO 2: Salário médio real por hora (em euros).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o salário médio real por hora em cada um dos anos cobertos pelos QP (deflacionados usando o IPC com 1986 como ano-base).

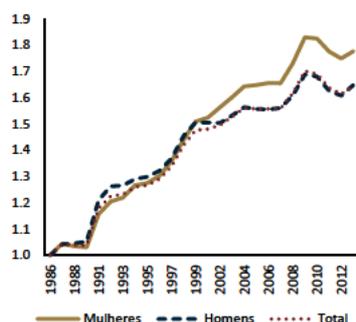


GRÁFICO 3: Crescimento real dos salários (índice 1986=1).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

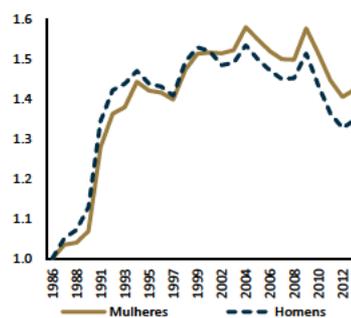


GRÁFICO 4: Crescimento real dos salários de trabalhadores com o ens. superior (índice 1986=1).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

dos anos 1980 (para mais detalhes ver o Apêndice A). Este aumento da desigualdade foi particularmente notório na aba direita da distribuição e até meados da década de 1990, tendo o nível de desigualdade salarial permanecido estável desde então. Note-se que a distribuição dos salários é menos comprimida no caso dos indivíduos com níveis de escolaridade mais baixos.

A composição do nível de escolaridade dos indivíduos nos diferentes pontos da distribuição mudou consideravelmente ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013. Enquanto no início a percentagem de trabalhadores com o ensino superior (ou até mesmo o ensino secundário)

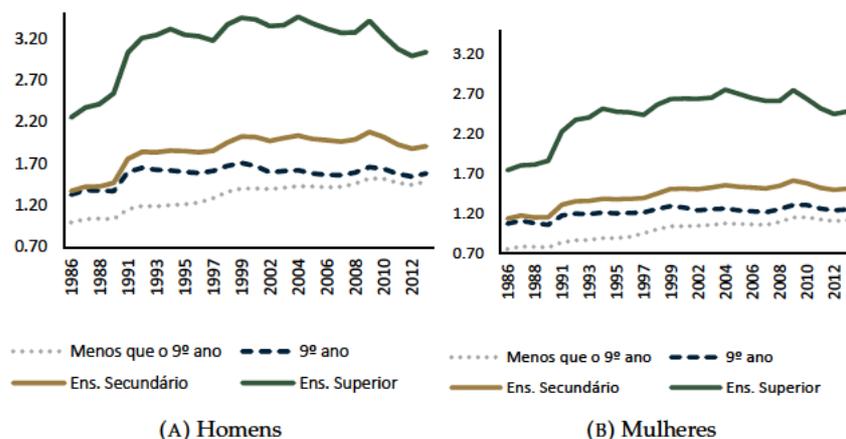


GRÁFICO 5: Salário médio por hora, por nível de escolaridade.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

com salários abaixo da mediana era reduzida, a mesma aumenta significativamente quando se consideram os dados de 2013 (Gráfico 6). Embora esta evolução tenha subjacente uma série de outras alterações na composição do emprego privado e da estrutura productiva da economia portuguesa, pode também ser interpretada como um indício de sobre-educação.

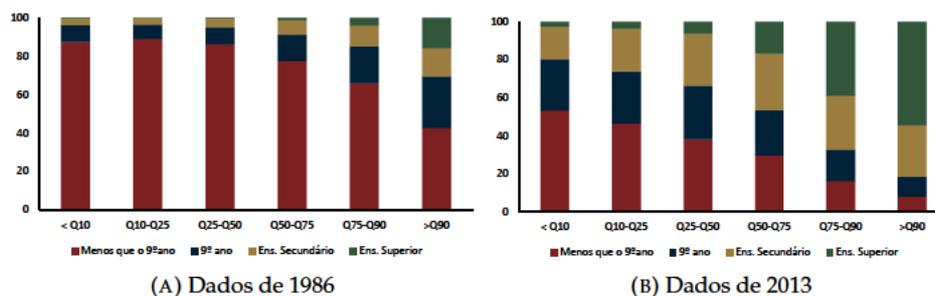


GRÁFICO 6: Composição do nível de escolaridade da distribuição dos salários.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

### Enquadramento teórico

Becker (1962) foi pioneiro na aplicação da teoria da utilidade à decisão individual sobre o nível de investimento em educação. No quadro teórico que

desenvolveu, os aumentos pecuniários associados ao grau de escolaridade são uma componente-chave na escolha individual do nível de investimento em capital humano. Em particular, os agentes escolhem o número ótimo de anos de escolaridade que permite maximizar o valor atualizado dos rendimentos futuros, líquidos dos custos incorridos. Trata-se de um problema de otimização em que os indivíduos continuam a investir em níveis de escolaridade adicionais até ao ponto em que os benefícios marginais igualam os custos marginais.

Mincer (1974) propôs uma aproximação empírica à vertente dos benefícios neste problema de otimização individual. Em particular, a chamada equação tradicional de Mincer corresponde a:

$$\ln y_i = \alpha + \beta S_i + \lambda_1 Exp_i + \lambda_2 Exp_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde  $\beta$  corresponde ao retorno pecuniário associado a um ano adicional de educação e  $Exp$  diz respeito à experiência do indivíduo no mercado de trabalho. Tal como a generalidade da literatura sobre a relação entre salários e escolaridade, o presente artigo também se baseia na equação de Mincer para estimar os retornos do investimento em educação.

Note-se que Card (1999) enfatizou que a decisão sobre o investimento em educação depende de preferências individuais e, como tal, está sujeita a heterogeneidade individual, quer no que se refere aos retornos marginais (decorrente por exemplo de diferenças nas aptidões individuais), quer no que respeita aos custos (incluindo diferenças nas taxas de substituição entre escolaridade associadas, por exemplo, a diferentes níveis de acesso a fontes de financiamento ou gostos pessoais).

### **Estratégia empírica**

O presente artigo estima os retornos do investimento em educação com base em regressões de salários de Mincer, semelhantes à Equação (1). As regressões são levadas a cabo separadamente em cada um dos anos cobertos pelos QP. Assume-se que o impacto da educação no salário é homogéneo, afetando da mesma forma os salários de todos os indivíduos:  $\beta_i = \beta_1 = \dots = \beta_N$ , para todo o  $i = 1, \dots, N$ .

Adicionalmente, toma-se a idade dos indivíduos como *proxy* para a experiência total no mercado de trabalho e, em linha com Mincer (1974), considera-se também um polinómio de segunda ordem. As regressões incluem um conjunto de outros regressores: a antiguidade do indivíduo na empresa atual (também sob a forma de um polinómio de segunda ordem), o logaritmo da dimensão da empresa e, quando as regressões são aplicadas conjuntamente a homens e mulheres, uma variável binária para o género (igual a um no caso dos homens).

No sentido de tornar a estimação mais flexível, as regressões são igualmente aplicadas separadamente às sub-amostras constituídas por homens e mulheres, usando o mesmo conjunto de regressores com exceção da variável binária para o género<sup>4</sup>.

### *Retorno decorrente de um ano de escolaridade adicional*

A especificação base corresponde a

$$\ln y_i = \alpha + \beta S_i + \lambda_1 idade_i + \lambda_2 idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde  $y_i$  corresponde ao salário real por hora do indivíduo (deflacionado com o IPC tomando 1986 como o ano-base) e  $S_i$  representa o número mínimo de anos necessário para completar o nível de escolaridade mais elevado reportado pelo indivíduo. Assim, o coeficiente  $\beta$  é o parâmetro de interesse, representando o aumento percentual no salário por hora que resulta de um ano adicional de escolaridade. Este coeficiente é estimado inicialmente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). O vetor  $\mathbf{x}_i$  inclui o conjunto de características observáveis acima referidas e as estimativas para os parâmetros incluídos no vetor  $\gamma$  medem o respetivo impacto marginal sobre  $y_i$ . Finalmente, o impacto marginal da idade é dado por  $\lambda_1 + 2 * \lambda_2 idade_i$ , onde  $idade_i$  corresponde à idade do trabalhador.

Apesar de a presente análise assentar numa hipótese de efeitos homogêneos, assume-se alguma heterogeneidade nos retornos ao permitir que os mesmos variem consoante a posição dos indivíduos ao longo da distribuição condicional de salários. Em particular, a especificação-base é igualmente aplicada no quadro de regressão de quantis proposta por Koenker e Bassett (1978). Assim, permite-se que os regressores afetem a forma da distribuição condicional dos salários, bem como o respetivo comportamento nas abas. Esta metodologia implica

$$\ln y_i = \alpha_\theta + \beta_\theta S_i + \lambda_{1,\theta} idade_i + \lambda_{2,\theta} idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma_\theta + \varepsilon_{\theta,i}, \quad (3)$$

onde  $\theta$  representa diferentes quantis da distribuição condicional dos salários por hora:  $\theta = \{0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9\}$ . Deste modo,  $\beta_\theta$  corresponde ao retorno percentual associado a um ano de escolaridade adicional no quantil  $\theta$  da distribuição do logaritmo do salário por hora, condicional no conjunto de características observáveis dos indivíduos incluído na regressão. Por

4. Com o objetivo de aferir a robustez das estimativas, foram realizadas regressões controlando adicionalmente para o setor de atividade e a distrito da empresa atual do indivíduo. Este procedimento conduz a uma redução da magnitude do coeficiente associado ao nível de escolaridade, mas não altera a sua evolução ao longo do tempo (Apêndice B).

permitirem avaliar os retornos da educação em diferentes quantis, os resultados obtidos com base nesta metodologia complementam a informação fornecida pelo OLS, a qual se refere à média da distribuição.

### *Retorno associado a níveis de escolaridade específicos*

Para além da especificação-base, considera-se igualmente uma especificação alternativa em que o nível máximo de escolaridade completado é incluído sob a forma de variável categórica:

$$\ln y_i = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j E_{j,i} + \lambda_1 idade_i + \lambda_2 idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma + \varepsilon_i, \quad (4)$$

onde  $E_j, j = \{1, 2, 3, 4\}$  são variáveis-indicador que assumem o valor um no caso dos indivíduos que reportam ter completado os seguintes níveis de escolaridade: 1) menos do que o nono ano; 2) nono ano; 3) ensino secundário; e 4) ensino superior. A primeira categoria é omitida nas regressões. Neste caso, cada um dos  $\beta_j, j > 1$ , corresponde ao prémio salarial que beneficia os indivíduos que completaram o nível de escolaridade  $j$  face a indivíduos comparáveis que tenham um nível de escolaridade inferior ao nono ano ( $j = 1$ ). Esta especificação é igualmente implementada no quadro de regressão de quantis:

$$\ln y_i = \alpha_\theta + \sum_{j=2}^4 \beta_{\theta,j} E_{j,i} + \lambda_{1,\theta} idade_i + \lambda_{2,\theta} idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma_\theta + \varepsilon_{\theta,i}, \quad (5)$$

Tal como enfatizado em Card (2001), estimativas de retornos do investimento em educação baseadas em equações de Mincer podem ser afetadas por dois tipos de enviesamento. Por um lado, podem existir erros na medição do nível de escolaridade dos indivíduos, o que resulta num enviesamento negativo do parâmetro  $\beta$ . Embora não seja possível excluir a possibilidade de ocorrência de erros de medida, assume-se que a utilização de uma base de dados administrativa faz com que tais casos sejam negligenciáveis na amostra.

A segunda fonte de enviesamento das estimativas está relacionada com o facto de não serem tidas em conta todas as características individuais, observáveis ou não, que podem afetar os salários. Como tal, o impacto destas características é captado pelo termo de erro  $\varepsilon_i$ . Se as mesmas também afetarem o nível de escolaridade dos indivíduos geram um problema de endogeneidade e o estimador OLS é inconsistente. Uma vez que por definição as equações de Mincer não têm em conta o impacto nos salários e no nível de escolaridade de capacidades individuais inatas não observadas,  $\hat{\beta}$  tende a sobre-estimar  $\beta$  (trata-se do chamado “ability bias”). Dado que o objetivo da presente

análise é apresentar uma descrição da evolução dos retornos do investimento em educação no período 1986-2013 e não avaliar relações de causalidade, não são aplicados métodos como variáveis instrumentais ou *control function*. Adicionalmente, as estimativas baseadas nestes métodos dependem em larga medida das características da sub-amostra cujo nível de escolaridade é afetado pela variação dos instrumentos escolhidos (Imbens e Angrist (1994)).

## Resultados

### *Retorno decorrente de um ano de escolaridade adicional*

O Gráfico 7 apresenta as estimativas do retorno do investimento em educação obtidas por OLS a partir da especificação (2), em cada um dos anos cobertos pelos QP<sup>5</sup>.

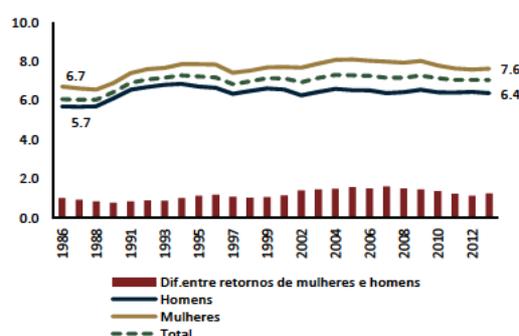


GRÁFICO 7: Retornos associados a um ano de escolaridade adicional (obtidos por OLS).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o coeficiente associado a  $S_i$  estimado por OLS a partir da especificação (2). Os coeficientes são significativos a 1%.

O gráfico evidencia que os retornos associados a um ano de escolaridade adicional são positivos quer no caso dos homens, quer das mulheres. No último caso, os retornos são ligeiramente superiores, ao longo de todo o

5. Todos os coeficientes são significativos. O Quadro B.1 no Apêndice B apresenta o conjunto completo dos resultados obtidos para anos selecionados. Os resultados obtidos para a totalidade do período 1986-2013, incluindo os obtidos separadamente para homens e mulheres, estão disponíveis mediante pedido aos autores. O Quadro B.1 inclui ainda os resultados da estimação da especificação (2) incluindo regressores que controlam para o setor de atividade e o distrito. A introdução destes regressores adicionais conduz à diminuição da magnitude dos retornos da educação, mas as conclusões relativas à sua evolução ao longo do tempo não se alteram.

período em análise. Para as mulheres, em 2013, estima-se que um ano de escolaridade adicional resulte, em média, num incremento de 7,6 por cento no salário por hora, enquanto para os homens a estimativa se situa em 6,4 por cento. O diferencial entre os dois géneros é estatisticamente significativo ao longo do período e permaneceu relativamente constante. Ao longo do tempo, observou-se um ligeiro aumento dos retornos para ambos os géneros. Este aumento foi particularmente notório durante a década de 1990, enquanto em décadas mais recentes os retornos permaneceram relativamente invariantes. Ainda assim, verifica-se uma ligeira queda desde 2009<sup>6</sup>.

Os resultados ilustrados no Gráfico 7 referem-se a estimativas dos retornos associados a um ano de escolaridade adicional na média da distribuição condicional de salários. Estes resultados podem, contudo, ocultar importantes diferenças ao longo da distribuição. Com recurso à regressão de quantis, o Gráfico 8 mostra que a magnitude das estimativas para os retornos do investimento em educação varia consideravelmente ao longo da distribuição. Por exemplo, os resultados apontam para prémios salariais de 3,1 e 8,8 por cento no primeiro e no nono decil da distribuição, respetivamente (6,4 por cento na média). Este resultado aplica-se a ambos os sexos, mas é particularmente notório no caso das mulheres.

As estimativas apresentadas no Gráfico 8 mostram ainda que o aumento dos retornos ao longo do período em análise se verifica apenas no caso dos indivíduos com salários acima do percentil 25 da distribuição. Na aba esquerda da distribuição, os retornos estimados para 2013 são mais baixos do que os obtidos com os dados de 1986. Adicionalmente, até 2003, o facto de os retornos serem mais altos no caso das mulheres apenas se verifica acima do primeiro decil da distribuição<sup>7</sup>.

A comparação entre os retornos do investimento em educação estimados em diferentes pontos da distribuição fornece uma medida da respetiva dispersão (Gráfico 9). Em primeiro lugar, esta comparação evidencia que, em geral, os retornos são mais dispersos no caso das mulheres. A desigualdade nos retornos alargou-se quer para os homens, quer para as mulheres ao longo do período 1986-2013, mas este facto é sobretudo evidente no caso das mulheres e no início da década de 1990. Este resultado parece decorrer da evolução registada na aba esquerda da distribuição condicional dos salários, uma vez que nos quantis mais altos a desigualdade nos retornos permaneceu relativamente constante. Adicionalmente, a variabilidade dos retornos é mais reduzida entre indivíduos com salários mais altos do que na aba inferior da distribuição.

---

6. Testes de significância mostram que esta queda, embora de pequena magnitude, é estatisticamente significativa.

7. Note-se que as diferenças entre os retornos estimados com base nos dados de 1986 e 2013 são estatisticamente significativas.

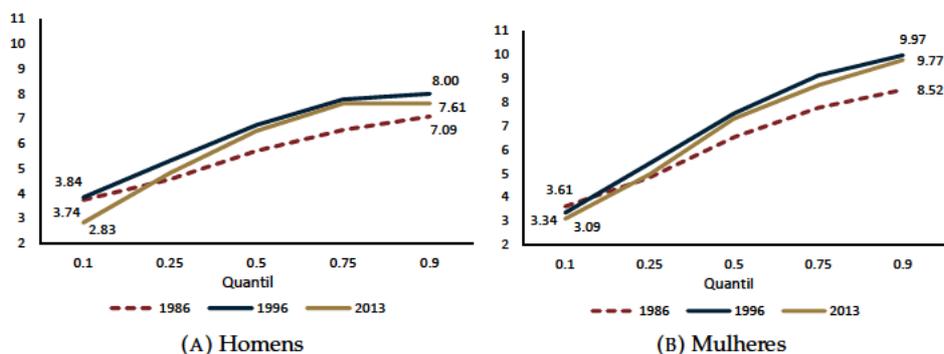


GRÁFICO 8: Retornos do investimento em educação ao longo da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o aumento percentual no salário que decorre de um ano de escolaridade adicional, com base em regressões de quantis a partir da especificação (3). Para detalhes adicionais, ver Apêndice B.

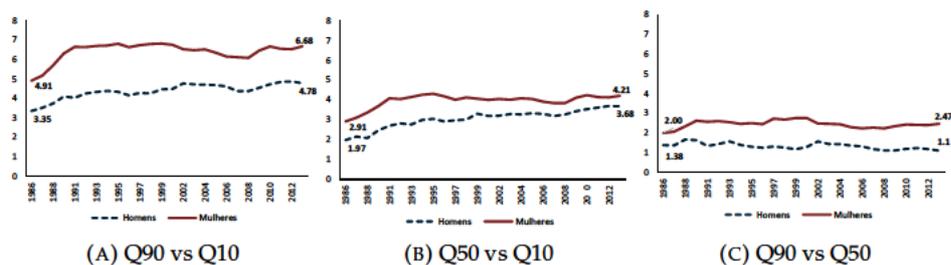


GRÁFICO 9: Dispersão dos retornos do investimento em educação.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o diferencial entre os retornos do investimento em educação estimados em diferentes pontos da distribuição dos salários.

### *Retorno associado a níveis de escolaridade específicos*

O recurso às especificações (4) e (5) permite avaliar o prêmio salarial associado a níveis de escolaridade específicos. Neste caso, os coeficientes  $\beta_j$ ,  $j = \{2, 3, 4\}$ , representam o incremento salarial decorrente de concluir o nível  $j$  por oposição a completar um nível inferior ao nono ano (correspondente ao nível de escolaridade  $j = 1$ , a categoria omitida nas regressões). No entanto, a variável de interesse para a análise diz respeito ao incremento salarial face ao nível imediatamente anterior. Assim, apresenta-se no Gráfico 10 a diferença entre os coeficientes estimados com base na especificação (4):

$$r_{9^{\circ}ano} = \beta_2$$

$$r_{Ens. secundário} = \beta_3 - \beta_2$$

$$r_{Ens. superior} = \beta_4 - \beta_3$$

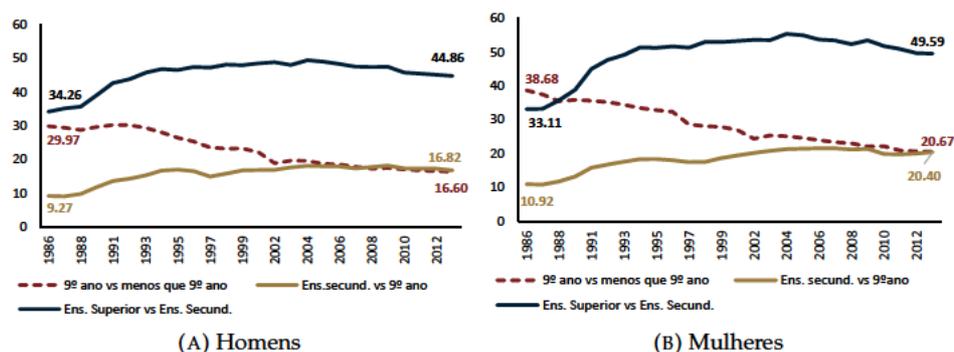


GRÁFICO 10: Retornos por nível de escolaridade, na média da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o prémio salarial percentual associado a cada nível de escolaridade, medido em termos relativos face ao grau imediatamente anterior. Para mais detalhes, ver o Apêndice B.

Em primeiro lugar, o Gráfico 10 confirma que as mulheres beneficiam de retornos do investimento em educação mais elevados do que os homens, exceto no que se refere ao prémio relativo associado ao ensino superior face ao ensino secundário nos primeiros anos em análise. O gráfico mostra ainda que o aumento ao longo do tempo documentado na subsecção anterior é largamente explicado pela evolução do prémio associado ao ensino superior. Com efeito, no início do período amostral estima-se que a conclusão de um grau universitário implicasse para os trabalhadores do sexo masculino um prémio de 34,3 por cento em relação à conclusão do ensino secundário. No caso das mulheres, este prémio situa-se em 33,1 por cento. Os resultados obtidos com base nos QP de 2013 sugerem que os homens detentores de um curso superior beneficiam de um prémio salarial de 44,9 por cento face a trabalhadores comparáveis com apenas o ensino secundário. No caso das mulheres, o prémio corresponde a 49,6 por cento.

No que se refere aos trabalhadores com o ensino secundário, os resultados apontam para um aumento do prémio em relação aos que concluíram o nono ano entre 1986 e 2013, mas o mesmo permanece significativamente abaixo do estimado para os que completaram o ensino superior: 16,8 por cento para os homens e 20,4 por cento para as mulheres. Este aumento do prémio relativo associado ao ensino superior e ao ensino secundário verificou-se num contexto de alargamento do conjunto de trabalhadores que concluíram estes

graus de escolaridade, sugerindo que tal evolução decorreu de um aumento da procura por este tipo de mão-de-obra.

Em termos relativos, o prémio associado ao ensino superior aumentou consideravelmente na primeira metade da década de 1990 - sobretudo no caso das mulheres - e permaneceu estável até 2009. A partir deste ano observa-se uma queda na respetiva magnitude. Para o período mais recente, os resultados para o ensino superior mostram ainda que para os trabalhadores mais jovens os retornos do investimento em educação são relativamente mais baixos e diminuíram mais do que o observado na amostra completa (Gráfico 11).

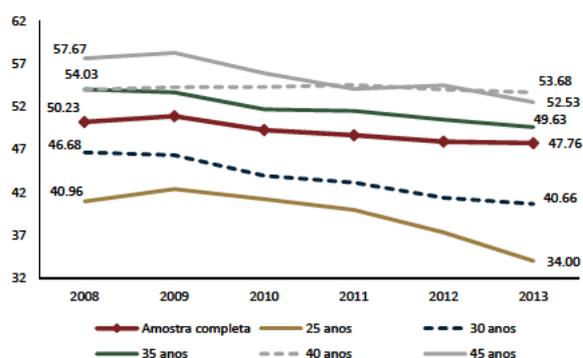


GRÁFICO 11: Retornos associados ao ensino superior por idade (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o prémio salarial associado aos trabalhadores que concluíram o ensino superior, medido em termos relativos face aos que terminaram o ensino secundário. As estimativas foram obtidas conjuntamente para as sub-amostras dos homens e das mulheres.

Finalmente, importa destacar a significativa redução do prémio associado à conclusão do nono ano. No final da década de 1980, este era muito semelhante ao prémio relativo associado ao ensino superior (no caso das mulheres, era mesmo mais elevado). Desde então, verifica-se uma diminuição do prémio associado ao nono ano e a estimativa obtida em 2013 corresponde a cerca de metade da obtida em 1986. Esta evolução é consistente com o padrão tipicamente observado nas economias avançadas (Montenegro e Patrinos (2014)).

A redução do prémio associado à conclusão do nono ano ocorreu no contexto de um aumento da percentagem de indivíduos para os quais este é o nível de escolaridade máximo (e uma marcada redução na percentagem daqueles que reportam ter completado menos do que o nono ano). Esta evolução, ilustrada no Gráfico 12, pode resultar da extensão da escolaridade obrigatória do sexto para o nono ano, em 1986. Esta alteração legislativa aplicou-se apenas a indivíduos nascidos a partir de 1980 que começam a surgir nos QP a partir de 1996.

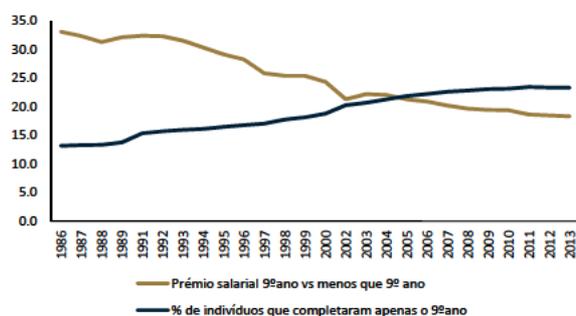


GRÁFICO 12: Retornos associados à conclusão do 9º ano vs. percentagem de indivíduos que completaram apenas o 9º ano.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

No entanto, mesmo os indivíduos nascidos antes de 1980 e que em 1986 ainda estavam matriculados podem ter antecipado que o mercado passaria a valorizar a conclusão do nono ano e, como tal, decidiram permanecer na escola - quer seja apenas para completar o nono ano ou para concluir um nível de escolaridade mais elevado como forma de diferenciação. Este tipo de comportamentos resultaria num decréscimo da percentagem de indivíduos com menos do que o nono ano mesmo antes da entrada dos primeiros afetados pelo aumento da escolaridade obrigatória no mercado de trabalho. Embora não seja possível estabelecer uma relação de causalidade entre este decréscimo e a queda dos retornos associados ao nono ano, *ceteris paribus*, um aumento do número de trabalhadores que concluíram este grau de escolaridade resultaria, em princípio, numa evolução semelhante. Assim, a redução do prémio associado à conclusão do nono ano pode ter resultado de alterações do lado da oferta. Adicionalmente, esta evolução pode ter sido reforçada por efeitos de seleção. Em particular, é provável que os indivíduos que deixaram a escola após concluir o nono ano no período mais recente detenham características diferentes daqueles que o fizeram há algumas décadas e que tais características determinem retornos mais baixos para o mesmo nível de escolaridade (por exemplo, é expectável que os indivíduos que mais recentemente abandonaram a escola depois do nono ano possuam menos capacidade inatas ou tenham enquadramentos familiares menos favoráveis).

Os resultados das regressões de quantis a partir da especificação (5), apresentados no Gráfico 13, mostram que, no caso das mulheres, o prémio relativo associado ao ensino superior aumenta ao longo da distribuição. No caso dos trabalhadores do sexo masculino, tal conclusão apenas se aplica abaixo do nono decil. O Gráfico 13 sugere ainda que o aumento do retorno relativo associado a um grau universitário se verifica ao longo de toda a distribuição, sendo, contudo, particularmente evidente na aba direita da

distribuição e no caso das mulheres. No que se refere à já referida queda na magnitude dos retornos a partir de 2009, a mesma parece resultar da evolução registada na aba esquerda da distribuição. Finalmente, no que diz respeito aos prémios relativos associados ao ensino secundário e ao nono ano, a sua evolução média decorre dos desenvolvimentos verificados na aba direita, uma vez que nos quantis abaixo da mediana tais prémios permaneceram virtualmente inalterados.

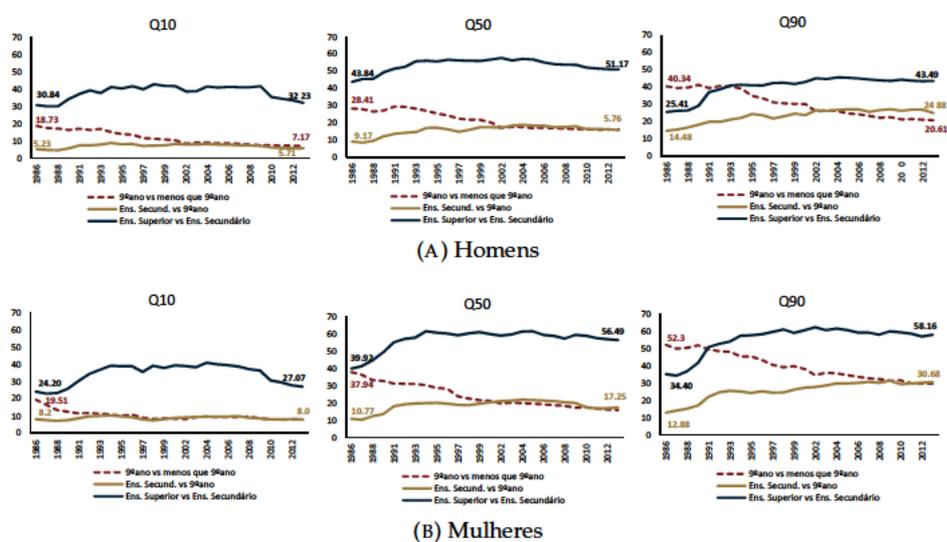


GRÁFICO 13: Retornos por nível de escolaridade, ao longo da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

## Discussão e conclusões

Os resultados apresentados neste artigo apontam para a existência de retornos *privados* positivos associados ao investimento em educação. Os retornos aumentaram no final da década de 1980 e na década de 1990, sobretudo no que diz respeito ao ensino superior. Esta evolução terá ocorrido em paralelo com uma expansão da percentagem de trabalhadores que completaram graus de ensino superior, sugerindo que tal expansão foi mais do que compensada por um aumento da procura de mão-de-obra qualificada. Durante o final da década de 1990 e o início dos anos 2000, os retornos permaneceram relativamente constantes, em larga medida refletindo a estabilização do prémio salarial associado ao ensino superior. Contudo, os resultados aqui apresentados apontam para uma ligeira diminuição na magnitude dos retornos no período após 2009, quer no caso do ensino superior, quer no caso do ensino secundário.

Apesar destas alterações ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013 a mensagem geral não se altera: os retornos do investimento em educação são mais altos no caso das mulheres e aumentam ao longo da distribuição dos salários e com o nível de escolaridade. Assim, a escolarização parece ser mais valorizada no caso das mulheres e no caso de profissões melhor remuneradas e que exigem um nível de qualificação superior. Esta evolução pode ser explicada por vários fatores.

Uma das possíveis explicações consiste na ocorrência de um fenómeno de sobre-educação, do qual existem efetivamente indícios. A sobre-educação, medida como a existência de uma percentagem não negligenciável de trabalhadores qualificados em ocupações que exigem baixas qualificações, resulta na colocação destes indivíduos nos quantis mais baixos da distribuição dos salários. Neste contexto, os retornos do investimento em educação são baixos e a dispersão entre trabalhadores com escolaridade semelhante aumenta. Adicionalmente, é reforçado o padrão de aumento dos retornos ao longo da distribuição.

Os efeitos da sobre-educação podem refletir aspetos qualitativos da escolaridade. A estimação dos retornos tem em conta apenas a dimensão quantitativa da escolaridade, descurando fatores como a qualidade das escolas ou a diferente valorização atribuída pelo mercado a diferentes áreas de estudo. A frequência de escolas de baixa qualidade ou o investimento numa área de estudos pouco valorizada tendem a resultar em empregos pouco remunerados e em ocupações que exigem baixas qualificações.

Não é possível excluir a possibilidade de que os resultados aqui descritos estejam afetados pelo facto de não serem consideradas diferenças individuais em termos das capacidade inatas dos trabalhadores (ou de outros atributos não observados). Em particular, é expectável que diferentes capacidades inatas sejam particularmente relevantes para explicar a dispersão dos retornos entre trabalhadores mais qualificados. No caso dos indivíduos menos

qualificados, pelo contrário, as diferenças nas capacidades inatas tendem a ser pouco relevantes. A omissão destas diferenças aquando da estimação dos retornos resultaria na sua sobre-estimação nos quantis mais elevados da distribuição, reforçando os efeitos de sobre-educação e dos aspetos qualitativos da escolaridade.

Embora este artigo aborde exclusivamente os retornos *privados* do investimento em educação, os resultados apresentados são relevantes quer para os agentes individuais, quer para os decisores de política. Em Portugal, a educação continua a ser um investimento rentável a nível individual e os decisores devem incorporar esta informação na formulação de políticas e esquemas de incentivos.

Os retornos são mais elevados no caso do ensino superior e é expectável que os indivíduos continuem a investir em educação, sobretudo a nível universitário. A escolaridade obrigatória foi recentemente alargada para 12 anos, o que pode fornecer incentivos para que indivíduos que de outro modo saíam da escola após o ensino secundário, continuem a estudar e completem o ensino superior para se diferenciarem no mercado de trabalho. Em princípio, estes fatores resultariam num aumento da população estudantil nas próximas décadas, mas podem ser contrariados pelas tendências demográficas.

Num contexto de fortes restrições orçamentais, o principal desafio para os decisores de política consiste em garantir a qualidade do sistema escolar público ao mesmo tempo que fornece as condições necessárias para que os indivíduos de rendimentos mais baixos tenham acesso ao ensino superior. Esta gestão não pode ser feita em detrimento de uma perda de qualidade na educação primária ou básica, dado que o investimento nos níveis de escolaridade inferiores aumenta o retorno dos níveis seguintes<sup>8</sup>. Estas tensões podem exigir uma recomposição das fontes de financiamento da despesa pública em educação. Uma sugestão frequentemente avançada consiste no aumento da participação dos indivíduos no financiamento da frequência do ensino superior. Esta linha de raciocínio baseia-se na ideia de que os retornos *sociais* do investimento em educação são relativamente mais baixos no caso do ensino superior, enquanto os retornos *privados* são mais elevados - uma ideia suportada pelos resultados do presente artigo. Alguns exemplos de medidas no sentido do aumento da participação individual no financiamento incluem simples aumentos de propinas ou a recente reforma do ensino superior levada a cabo no Reino Unido que inclui a criação de esquemas de empréstimos condicionais aos rendimentos futuros dos estudantes. O recurso a este tipo de medidas pode criar margem de manobra para reforçar os apoios às famílias de rendimentos mais baixos.

---

8. Veja-se Heckman e Cunha (2007).

## Referências

- Alves, Nuno, Mário Centeno, e Álvaro A. Novo (2010). "Investment in Education in Portugal: Returns and Heterogeneity." Economic Bulletin Issue for Discussion Spring, Banco de Portugal, Economics and Research Department.
- Becker, Gary S. (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy*, 70, 1–9.
- Card, David (1999). "The causal effect of education on earnings." In *Handbook of Labor Economics, Handbook of Labor Economics*, vol. 3, edited by O. Ashenfelter e D. Card, chap. 30, pp. 1801–1863. Elsevier.
- Card, David (2001). "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems." *Econometrica*, 69(5).
- Cardoso, Ana Rute, Paulo Guimarães, Pedro Portugal, e Pedro S. Raposo (2016). "The sources of the gender wage gap." *Banco de Portugal Economic Studies*.
- Hartog, Joop, Pedro Pereira, e José Vieira (2001). "Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators." *Applied Economics*, 33(8), 1021–1037.
- Heckman, James e Flavio Cunha (2007). "The Technology of Skill Formation." *American Economic Review*, 97(2), 31–47.
- Imbens, Guido e Joshua Angrist (1994). "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica*, 62(2), 467–75.
- Koenker, Roger W e Gilbert Bassett (1978). "Regression Quantiles." *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Lochner, Lance (2011). "Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship." NBER Working Papers 16722, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Machado, José Ferreira e José Mata (1998). "Earning Functions in Portugal 1982-1994: Evidence From Quantile Regressions." Tech. rep.
- Martins, Pedro S. e Pedro T. Pereira (2004). "Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries." *Labour Economics*, 11(3), 355–371.
- Mincer, Jacob A. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Montenegro, Claudio E. e Harry Anthony Patrinos (2014). "Comparable estimates of returns to schooling around the world." Policy Research Working Paper Series 7020, The World Bank.
- Portugal, Pedro (2004). "Myths and Facts Regarding the Portuguese Labour Market - the Tragic Fate of College Graduates." *Banco de Portugal Economic Bulletin*.
- Psacharopoulos, George (1994). "Returns to investment in education: A global update." *World Development*, 22(9), 1325–1343.

- Psacharopoulos, George e Harry Anthony Patrinos (2004). "Returns to investment in education: a further update." *Education Economics*, 12(2), 111–134.
- Sousa, Sandra, Miguel Portela, e Carla Sá (2015). "Characterization of returns to education in Portugal: 1986-2009." Tech. rep., *Mimeo*.
- Vieira, José (1999). "Returns to education in Portugal." *Labour Economics*, 6(4), 535–541.

### Apêndice A: Detalhes referentes à distribuição empírica do logaritmo dos salários por hora

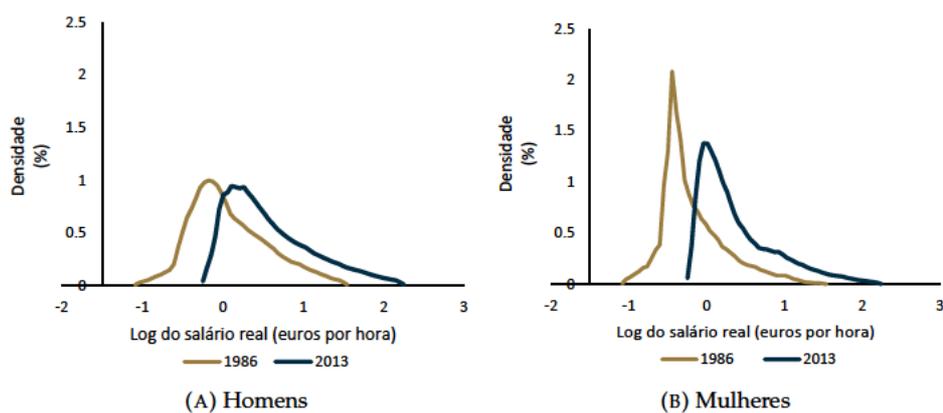


GRÁFICO A.1: Distribuição dos salários reais em 1986 e em 2013.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

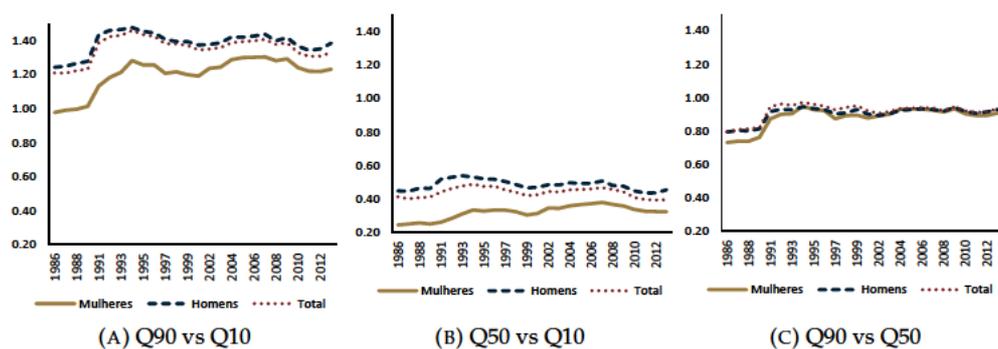
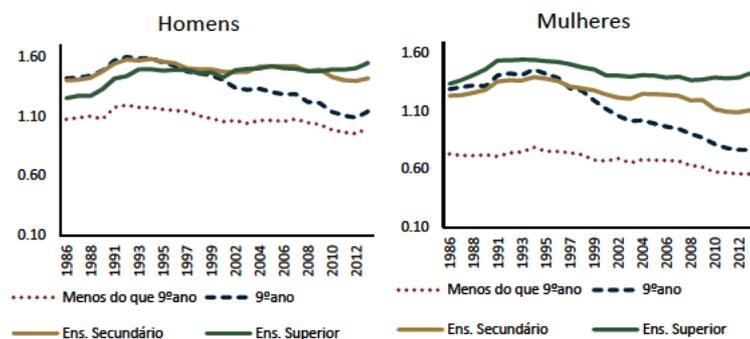


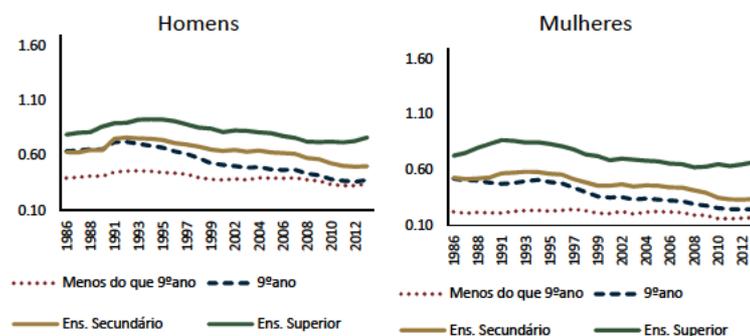
GRÁFICO A.2: Dispersão dos salários reais.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

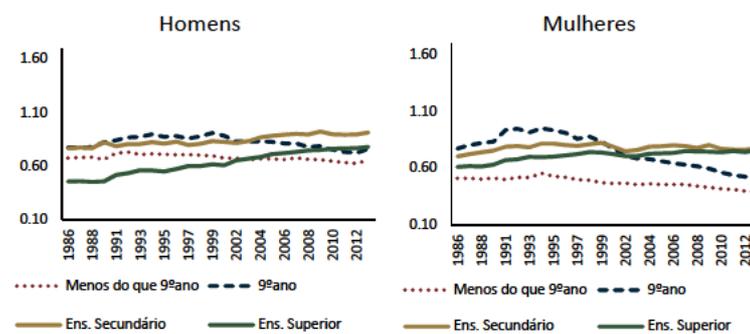
Nota: Os gráficos ilustram a diferença entre o logaritmo dos salários reais por hora em diferentes pontos da distribuição.



(A) Q90 vs Q10



(B) Q50 vs Q10



(C) Q90 vs Q50

GRÁFICO A.3: Dispersão dos salários reais por nível de escolaridade.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram a diferença entre o logaritmo dos salários reais por hora em diferentes pontos da distribuição.

## Apêndice B: Resultados das estimações

	Especificação base (2)					Especificação (2) com regressores adicionais				
	1986	1996	2005	2010	2013	1986	1996	2005	2010	2013
Educação (anos)	0.0608*** (0.0001)	0.0719*** (0.0001)	0.0730*** (0.0001)	0.0715*** (0.0001)	0.0706*** (0.0001)	0.0478*** (0.0001)	0.0580*** (0.0001)	0.0640*** (0.0001)	0.0638*** (0.0001)	0.0637*** (0.0001)
Idade	0.0580*** (0.0002)	0.0458*** (0.0002)	0.0413*** (0.0002)	0.0404*** (0.0002)	0.0423*** (0.0002)	0.0489*** (0.0002)	0.0406*** (0.0002)	0.0382*** (0.0002)	0.0363*** (0.0002)	0.0374*** (0.0002)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1858*** (0.0007)	0.2526*** (0.0006)	0.2567*** (0.0006)	0.2449*** (0.0005)	0.2477*** (0.0006)	0.1530*** (0.0007)	0.1957*** (0.0007)	0.2154*** (0.0006)	0.2036*** (0.0006)	0.1992*** (0.0006)
Dimensão da empresa (log)	0.0778*** (0.0002)	0.0832*** (0.0002)	0.0715*** (0.0001)	0.0497*** (0.0001)	0.0446*** (0.0001)	0.0590*** (0.0002)	0.0621*** (0.0002)	0.0539*** (0.0001)	0.0335*** (0.0001)	0.0303*** (0.0001)
Antiguidade	0.0078*** (0.0001)	0.0117*** (0.0001)	0.0166*** (0.0001)	0.0165*** (0.0001)	0.0164*** (0.0001)	0.0097*** (0.0001)	0.0122*** (0.0001)	0.0174*** (0.0001)	0.0162*** (0.0001)	0.0159*** (0.0001)
Antiguidade (quadrado)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000) (0.1064)	-0.0003*** (0.0000) (0.0934)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Constante	-2.1323*** (0.0033)	-1.9018*** (0.0035)	-1.7187*** (0.0034)	-1.6105*** (0.0035)	-1.7051*** (0.0039)	-2.0086*** (0.0042)	-1.6877*** (0.0043)	-1.5613*** (0.0043)	-1.4275*** (0.0043)	-1.5136*** (0.0046)
Distrito	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
Setor	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
R-quadrado	0.54	0.53	0.49	0.45	0.45	0.63	0.59	0.53	0.50	0.49
N	990215	1464732	1981128	2042134	1904805	990215	1464732	1981128	2042134	1904805

### QUADRO B.1. Regressões de salários - OLS.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões por OLS da especificação (2) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

	Especificação base (4)					Especificação (4) com regressores adicionais				
	1986	1996	2005	2010	2013	1986	1996	2005	2010	2013
9º ano	0.3309*** (0.0011)	0.2824*** (0.0009)	0.2127*** (0.0007)	0.1936*** (0.0007)	0.1832*** (0.0008)	0.2360*** (0.0009)	0.1966*** (0.0008)	0.1663*** (0.0007)	0.1577*** (0.0007)	0.1508*** (0.0008)
Ens. secundário	0.4365*** (0.0016)	0.4604*** (0.0010)	0.4138*** (0.0008)	0.3839*** (0.0008)	0.3720*** (0.0008)	0.3156*** (0.0012)	0.3304*** (0.0009)	0.3278*** (0.0008)	0.3117*** (0.0008)	0.3058*** (0.0008)
Ens. superior	0.7643*** (0.0026)	0.9508*** (0.0017)	0.9356*** (0.0011)	0.8767*** (0.0010)	0.8496*** (0.0010)	0.6521*** (0.0019)	0.8005*** (0.0014)	0.8321*** (0.0010)	0.7883*** (0.0009)	0.7697*** (0.0009)
Idade	0.0569*** (0.0002)	0.0437*** (0.0002)	0.0397*** (0.0002)	0.0401*** (0.0002)	0.0425*** (0.0002)	0.0471*** (0.0002)	0.0381*** (0.0002)	0.0360*** (0.0002)	0.0356*** (0.0002)	0.0370*** (0.0002)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1947*** (0.0007)	0.2543*** (0.0006)	0.2581*** (0.0005)	0.2484*** (0.0005)	0.2525*** (0.0006)	0.1606*** (0.0007)	0.1964*** (0.0007)	0.2167*** (0.0006)	0.2068*** (0.0006)	0.2030*** (0.0006)
Dimensão da empresa (log)	0.0784*** (0.0002)	0.0841*** (0.0002)	0.0713*** (0.0001)	0.0500*** (0.0001)	0.0450*** (0.0001)	0.0584*** (0.0002)	0.0620*** (0.0002)	0.0532*** (0.0001)	0.0333*** (0.0001)	0.0303*** (0.0001)
Antiguidade	0.0068*** (0.0001)	0.0123*** (0.0001)	0.0179*** (0.0001)	0.0173*** (0.0001)	0.0169*** (0.0001)	0.0087*** (0.0001)	0.0127*** (0.0001)	0.0187*** (0.0001)	0.0170*** (0.0001)	0.0164*** (0.0001)
Antiguidade (quadrado)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Constante	-1.8229*** (0.0033)	-1.4761*** (0.0035)	-1.2544*** (0.0034)	-1.1626*** (0.0035)	-1.2639*** (0.0039)	-1.7812*** (0.0042)	-1.3597*** (0.0043)	-1.1697*** (0.0042)	-1.0422*** (0.0043)	-1.1261*** (0.0046)
Distrito	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
Setor	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
R-quadrado	0.52	0.52	0.49	0.46	0.46	0.61	0.59	0.54	0.51	0.50
N	990215	1464732	1981128	2042134	1904805	990215	1464732	1981128	2042134	1904805

## QUADRO B.2. Regressões de salários - OLS.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões por OLS da especificação (4) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

	1986			1996			2005			2010			2013		
	P10	P50	P90												
Educação (anos)	0.0385*** (0.0001)	0.0611*** (0.0001)	0.0762*** (0.0002)	0.0394*** (0.0001)	0.0719*** (0.0001)	0.0887*** (0.0002)	0.0371*** (0.0001)	0.0732*** (0.0001)	0.0902*** (0.0002)	0.0326*** (0.0001)	0.0716*** (0.0001)	0.0885*** (0.0002)	0.0309*** (0.0001)	0.0709*** (0.0001)	0.0881*** (0.0002)
Idade	0.0503*** (0.0002)	0.0530*** (0.0002)	0.0705*** (0.0004)	0.0235*** (0.0001)	0.0405*** (0.0002)	0.0655*** (0.0004)	0.0188*** (0.0001)	0.0386*** (0.0002)	0.0599*** (0.0004)	0.0147*** (0.0001)	0.0368*** (0.0002)	0.0600*** (0.0004)	0.0135*** (0.0001)	0.0387*** (0.0002)	0.0646*** (0.0004)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0007*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1522*** (0.0008)	0.1906*** (0.0008)	0.2174*** (0.0015)	0.1710*** (0.0005)	0.2575*** (0.0007)	0.3158*** (0.0014)	0.1533*** (0.0004)	0.2568*** (0.0006)	0.3393*** (0.0012)	0.1244*** (0.0003)	0.2407*** (0.0006)	0.3268*** (0.0012)	0.1206*** (0.0003)	0.2391*** (0.0006)	0.3379*** (0.0012)
Dimensão da empresa (log)	0.0667*** (0.0002)	0.0766*** (0.0002)	0.0813*** (0.0004)	0.0711*** (0.0001)	0.0829*** (0.0002)	0.0801*** (0.0003)	0.0537*** (0.0001)	0.0716*** (0.0002)	0.0735*** (0.0003)	0.0287*** (0.0001)	0.0488*** (0.0001)	0.0529*** (0.0003)	0.0257*** (0.0001)	0.0429*** (0.0001)	0.0506*** (0.0003)
Antiguidade	0.0073*** (0.0001)	0.0074*** (0.0001)	0.0084*** (0.0003)	0.0116*** (0.0001)	0.0136*** (0.0001)	0.0038*** (0.0003)	0.0129*** (0.0001)	0.0167*** (0.0001)	0.0106*** (0.0002)	0.0112*** (0.0001)	0.0167*** (0.0001)	0.0112*** (0.0002)	0.0128*** (0.0001)	0.0170*** (0.0001)	0.0088*** (0.0002)
Antiguidade (quadrado)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
Constante	-2.1000*** (0.0041)	-2.0584*** (0.0035)	-2.1252*** (0.0066)	-1.4851*** (0.0019)	-1.8398*** (0.0035)	-1.9750*** (0.0073)	-1.1600*** (0.0016)	-1.6994*** (0.0035)	-1.8373*** (0.0073)	-0.8478*** (0.0015)	-1.5666*** (0.0032)	-1.7899*** (0.0077)	-0.8485*** (0.0015)	-1.6566*** (0.0033)	-1.9629*** (0.0085)
N	990215	990215	990215	1464732	1464732	1464732	1981128	1981128	1981128	2042134	2042134	2042134	1904805	1904805	1904805

### QUADRO B.3. Regressões de salários - regressões de quantis.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões de quantis da especificação (3) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

	1986			1996			2005			2010			2013		
	P10	P50	P90												
9º ano	0.1995*** (0.0013)	0.3219*** (0.0014)	0.4409*** (0.0022)	0.1359*** (0.0009)	0.2636*** (0.0011)	0.3751*** (0.0019)	0.0996*** (0.0006)	0.1904*** (0.0008)	0.2861*** (0.0016)	0.0862*** (0.0004)	0.1747*** (0.0007)	0.2580*** (0.0017)	0.0813*** (0.0004)	0.1653*** (0.0007)	0.2534*** (0.0018)
Ens. secundário	0.2628*** (0.0017)	0.4312*** (0.0020)	0.5866*** (0.0027)	0.2364*** (0.0011)	0.4497*** (0.0012)	0.6192*** (0.0021)	0.1955*** (0.0007)	0.3962*** (0.0009)	0.5699*** (0.0017)	0.1635*** (0.0005)	0.3548*** (0.0008)	0.5352*** (0.0018)	0.1530*** (0.0005)	0.3418*** (0.0008)	0.5285*** (0.0018)
Ens. superior	0.5473*** (0.0054)	0.8431*** (0.0029)	0.8663*** (0.0035)	0.6331*** (0.0038)	1.0206*** (0.0021)	1.1082*** (0.0024)	0.6006*** (0.0020)	0.9837*** (0.0013)	1.1092*** (0.0018)	0.4940*** (0.0016)	0.9108*** (0.0011)	1.0676*** (0.0018)	0.4502*** (0.0014)	0.8800*** (0.0010)	1.0503*** (0.0019)
Idade	0.0499*** (0.0002)	0.0508*** (0.0002)	0.0709*** (0.0004)	0.0221*** (0.0001)	0.0371*** (0.0002)	0.0626*** (0.0004)	0.0174*** (0.0001)	0.0347*** (0.0002)	0.0573*** (0.0004)	0.0141*** (0.0001)	0.0343*** (0.0002)	0.0582*** (0.0004)	0.0139*** (0.0001)	0.0366*** (0.0002)	0.0632*** (0.0004)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1610*** (0.0008)	0.1981*** (0.0008)	0.2189*** (0.0015)	0.1697*** (0.0005)	0.2576*** (0.0007)	0.3154*** (0.0014)	0.1517*** (0.0005)	0.2550*** (0.0006)	0.3411*** (0.0012)	0.1264*** (0.0004)	0.2415*** (0.0006)	0.3327*** (0.0012)	0.1248*** (0.0004)	0.2418*** (0.0006)	0.3459*** (0.0012)
Dimensão da empresa (log.)	0.0653*** (0.0002)	0.0768*** (0.0002)	0.0811*** (0.0004)	0.0697*** (0.0001)	0.0834*** (0.0002)	0.0818*** (0.0003)	0.0525*** (0.0001)	0.0699*** (0.0002)	0.0749*** (0.0003)	0.0279*** (0.0001)	0.0467*** (0.0001)	0.0544*** (0.0003)	0.0255*** (0.0001)	0.0403*** (0.0001)	0.0515*** (0.0003)
Antiguidade	0.0067*** (0.0002)	0.0062*** (0.0001)	0.0076*** (0.0003)	0.0112*** (0.0001)	0.0145*** (0.0001)	0.0047*** (0.0003)	0.0132*** (0.0001)	0.0182*** (0.0001)	0.0121*** (0.0002)	0.0116*** (0.0001)	0.0173*** (0.0001)	0.0122*** (0.0002)	0.0136*** (0.0001)	0.0166*** (0.0001)	0.0094*** (0.0002)
Antiguidade (quadrado)	-0.0001*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
Constante	-1.8962*** (0.0039)	-1.7218*** (0.0034)	-1.7707*** (0.0067)	-1.2250*** (0.0018)	-1.3824*** (0.0035)	-1.4688*** (0.0071)	-0.8965*** (0.0021)	-1.1694*** (0.0034)	-1.2918*** (0.0076)	-0.6226*** (0.0016)	-1.0440*** (0.0028)	-1.2513*** (0.0079)	-0.6578*** (0.0018)	-1.1268*** (0.0030)	-1.4207*** (0.0085)
N	990215	990215	990215	1464732	1464732	1464732	1981128	1981128	1981128	2042134	2042134	2042134	1904805	1904805	1904805

QUADRO B.4. Regressões de salários - regressões de quantis.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões de quantis da especificação (5) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



# Medidas de incerteza e o seu impacto na economia portuguesa

**Cristina Manteu**  
Banco de Portugal

**Sara Serra**  
Banco de Portugal

Abril de 2017

## Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar a evolução de várias medidas de incerteza para Portugal e avaliar o seu impacto nos desenvolvimentos macroeconómicos nos anos mais recentes, em particular no PIB, FBCF e consumo privado. Esta análise mostra que níveis elevados de incerteza tiveram implicações negativas para a atividade económica durante as crises financeira e da dívida soberana. Adicionalmente, a redução da incerteza associada à conclusão em 2014 do Programa de Assistência Económica e Financeira potenciou a recuperação subsequente. (JEL: E24, J24, J41)

---

## Introdução

A incerteza tem sido considerada frequentemente um determinante da fraca recuperação das economias avançadas desde a crise financeira de 2008. Em consequência deste facto, a literatura relacionada com a medição da incerteza e a avaliação dos seus efeitos macroeconómicos tem-se expandido nos anos mais recentes.

A incerteza económica diz respeito a uma situação que envolve informação imperfeita e/ou inexistente acerca do futuro da economia<sup>1</sup>. Nas suas decisões de consumo e investimento, os agentes económicos necessitam de formar expectativas sobre os eventos futuros relevantes, com base na informação disponível. Estas expectativas são condicionadas por incerteza, na medida em que a probabilidade de vários eventos é impossível de avaliar com precisão.

---

Agradecimentos: As autoras agradecem a Miguel Gouveia e aos participantes num seminário do Banco de Portugal os seus comentários e sugestões. Eventuais erros ou omissões são da exclusiva responsabilidade das autoras. As opiniões expressas neste artigo são pessoais e não refletem necessariamente as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: [mvmanteu@bportugal.pt](mailto:mvmanteu@bportugal.pt); [srserra@bportugal.pt](mailto:srserra@bportugal.pt)

1. Os economistas tendem a distinguir entre incerteza e risco. Knight (1921) foi provavelmente o primeiro a fazer a distinção entre risco - realizações possíveis às quais é possível atribuir probabilidades (medidas ou aprendidas) - e incerteza - realizações cuja probabilidade é desconhecida ou situações em que existe desconhecimento de todas as realizações possíveis. Embora tudo seja possível (a essência da incerteza), nem tudo é igualmente provável (a essência do risco). Neste artigo, tal como em grande parte da literatura empírica, não é feita uma distinção entre estes dois conceitos dada a dificuldade em destrinchá-los na prática.

É de referir que existe sempre algum nível de incerteza na economia, sendo uma característica intrínseca do ciclo económico. É a alteração nos níveis de incerteza ao longo do tempo que afeta as decisões dos agentes económicos.

A teoria económica aponta para três principais canais de transmissão da incerteza à atividade económica<sup>2</sup>. O primeiro destes canais é a possibilidade de efeitos "esperar para ver". As empresas e os consumidores podem decidir adiar decisões de despesa para evitar os custos associados a erros. As empresas podem também reduzir a contratação quando confrontadas com maior incerteza. Um nível mais elevado de incerteza dá aos agentes incentivos para adiar ou cancelar decisões envolvendo custos irreversíveis de dimensão considerável até que se verifique uma redução da incerteza e mais informação se torne disponível, limitando a dinâmica da atividade económica. Este canal é normalmente designado como a teoria da opção real aplicada à incerteza, devido ao valor da opção de esperar face a aumentos de incerteza. A poupança por motivos de precaução pode igualmente constituir um canal de transmissão da incerteza. Uma maior incerteza quanto ao rendimento futuro pode induzir as famílias a reduzir o consumo atual para aumentar a poupança para o futuro. Finalmente, a incerteza pode também afetar a economia através de prémios de risco mais elevados. Num contexto de incerteza elevada, os agentes podem exigir prémios de risco mais elevados, reduzindo o preço dos ativos e aumentando os custos de financiamento. Em períodos de incerteza elevada e prolongada pode ocorrer uma redução do volume de crédito, já que há menor incentivo dos bancos à concessão de empréstimos.

A literatura empírica sobre o impacto da incerteza sugere que esta tende a estar associada a um menor crescimento no curto prazo<sup>3</sup>. No caso da economia portuguesa, a investigação desta relação entre a incerteza e a atividade económica é ainda reduzida<sup>4</sup>. Como tal, este artigo tem como objetivo apresentar um conjunto de medidas de incerteza específicas à economia portuguesa e avaliar em que medida a incerteza afeta a atividade económica em Portugal.

O artigo está organizado da seguinte forma: a secção seguinte apresenta e analisa alguns indicadores habituais de incerteza para o caso da economia portuguesa. Na secção relativa à metodologia são descritos os modelos vectoriais auto-regressivos Bayesianos (BVAR) estruturais utilizados para quantificar o impacto de choques nas medidas de incerteza sobre a atividade económica, investimento e consumo privado em Portugal. Os principais

---

2. Ver Haddow *et al.* (2013) e referências inclusas e IMF (2012).

3. Para um resumo da literatura, ver Bloom (2014).

4. Schneider e Giorno (2014) apresentam um estudo comparativo do impacto da incerteza na Grécia, Portugal e Irlanda considerando como medida de incerteza a volatilidade do mercado acionista, o que limita a sua abrangência. Gunnemann (2014) constrói índices nacionais de incerteza quanto à política económica, baseados em informação de jornais, para nove países europeus, incluindo Portugal, e analisa o seu impacto na produção industrial e desemprego.

resultados são apresentados na secção respetiva. A última secção sumariza as principais conclusões do artigo.

### **Indicadores de incerteza**

Uma avaliação empírica da relação entre a incerteza e atividade económica exige uma quantificação da incerteza. A incerteza não é diretamente observada mas existem vários indicadores propostos na literatura empírica, baseados em diferentes métodos e conjuntos de informação. Estes indicadores de incerteza podem ser classificados em três grupos principais, que focam diferentes aspetos da incerteza. Um primeiro grupo de indicadores é baseado em dados financeiros, em particular na volatilidade dos mercados financeiros. As expectativas dos participantes nos mercados financeiros relativamente à evolução futura da economia refletem-se nos índices acionistas, nas taxas de rentabilidade das obrigações e nas taxas de câmbio. Como tal, uma reduzida volatilidade nestes mercados deverá ser indicativa de expectativas estáveis, enquanto uma elevada volatilidade deverá sinalizar uma maior incerteza dos participantes no mercado acerca das perspetivas económicas. Outras medidas de incerteza têm em consideração a prevalência de alguns termos relacionados com a incerteza económica em jornais. Finalmente, um terceiro grupo de indicadores foca-se na divergência das previsões de analistas profissionais para alguns agregados macroeconómicos ou das expectativas dos participantes em inquéritos quanto às vendas ou produção das empresas. A lógica subjacente é a de que as expectativas futuras deverão ser mais diversas em tempos de elevada incerteza do que em alturas de reduzida incerteza, em que os agentes tendem a partilhar em termos gerais as mesmas perspetivas.

Cada tipo de medida tem os seus prós e contras, constituindo formas imperfeitas e parciais de avaliar a incerteza económica. As medidas com base na volatilidade dos mercados financeiros têm a vantagem de estarem disponíveis em tempo real. No entanto, podem variar independentemente de alterações na incerteza, nomeadamente em consequência de um aumento da aversão ao risco dos agentes económicos. Podem também constituir indicadores de âmbito restrito, não capturando choques de incerteza relevantes para a economia em termos mais gerais. Os indicadores de incerteza baseados na imprensa têm a vantagem de representar o grau de incerteza sentido pela população em geral. Como descrito por Alexopoulos e Cohen (2009), a cobertura noticiosa deverá ser mais relevante para capturar perceções de incerteza em "Main Street" do que a volatilidade dos mercados financeiros, que é observada essencialmente em "Wall Street". As desvantagens das medidas baseadas em notícias de jornais estão relacionadas com potenciais faltas de precisão e enviesamento. Finalmente, medidas baseadas na dispersão de previsões ou de respostas a inquéritos terão

igualmente uma ligação mais direta com a economia real mas o problema é que podem capturar não apenas incerteza mas também divergência. Cada previsor/participante no inquérito pode estar extremamente convicto, subsistindo no entanto um elevado grau de divergência (e vice versa). Não obstante estas limitações, as proxies para a incerteza consideradas deverão proporcionar indicações úteis relativamente ao verdadeiro grau de incerteza na economia. Neste artigo utilizam-se medidas de incerteza para Portugal pertencentes a estes três grupos.

Dentro do primeiro grupo, consideram-se duas medidas baseadas na metodologia do indicador compósito de stress sistémico (CISS-EA) descrito em Holló *et al.* (2012), que utiliza princípios da *portfolio theory* na agregação de indicadores de stress de mercados específicos num indicador compósito<sup>5</sup>. Uma das medidas é o indicador compósito de stress financeiro para Portugal (ICSF) de Braga *et al.* (2014), que considera indicadores de stress financeiro como a volatilidade da rentabilidade de ativos e *spreads* de risco em vários segmentos do mercado financeiro nacional (obrigacionista, acionista, monetário, cambial e de intermediários financeiros). O outro indicador é menos abrangente, medindo apenas o stress no mercado da dívida soberana em Portugal (SovCISS-PT). Este integra medidas de risco de crédito, volatilidade e liquidez numa medida agregada de risco sistémico associado ao mercado da dívida soberana<sup>6</sup>. O SovCISS-PT é calculado pelo BCE<sup>7</sup>.

No que diz respeito ao segundo grupo de medidas, são considerados três indicadores. O primeiro é o conhecido índice de incerteza relativo à política económica para a Europa (EPU) de Baker *et al.* (2016), que é baseado na pesquisa de palavras chave na imprensa, contabilizando todos os meses o número de artigos de jornal que incluem simultaneamente termos relacionados com a economia, política económica e incerteza<sup>8</sup>. Embora o indicador se refira à Europa como um todo, a sua relevância para Portugal é analisada, sendo expectável que se revele elevada dadas as características de Portugal enquanto pequena economia aberta, o seu grau de integração

---

5. Os indicadores compósitos resultam de uma média ponderada dos indicadores de stress individuais, em que os pesos são dados pelas correlações entre esses indicadores, que variam ao longo do tempo. A ideia central é a de que o nível global de stress sistémico aumenta com uma maior correlação entre os indicadores de stress individuais, *ceteris paribus*.

6. Ver Garcia-de Andoain e Kremer (2016) para pormenores quanto à metodologia.

7. Na base de dados Statistical Data Warehouse do BCE são disponibilizadas atualizações mensais do SovCISS para a área do euro como um todo (SovCISS-EA) e estados-membros: <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9551138>.

8. Alguns autores propuseram também o uso de medidas de incerteza relacionadas com política económica com base no número de buscas no Google (ver Donadelli (2015) e Bontempi *et al.* (2016)). A ideia subjacente a estas medidas é a de que os utilizadores de internet manifestam a sua incerteza ao procurarem palavras específicas com maior frequência. No entanto, os resultados desta investigação sugerem que estas medidas de incerteza baseadas em pesquisas no Google são muito correlacionadas com os índices de incerteza económica desenvolvidos por Baker *et al.* (2016).

(na área do euro e UE) e a sua exposição à evolução económica e política à escala europeia. Gunnemann (2014) calculou um indicador comparável para a economia portuguesa (**EPU-PT**), mas não está disponível uma atualização para os anos mais recentes. Finalmente, é possível construir um indicador alternativo para Portugal constituído por uma média ponderada dos índices EPU para seis países europeus (França, Alemanha, Itália, Espanha, Reino Unido e Irlanda), correspondendo os ponderadores ao peso deste países nas exportações portuguesas (**EPU-TW**).

Finalmente, no terceiro grupo, foram construídos indicadores para Portugal baseados em inquéritos, em linha com a abordagem de Girardi e Reuter (2017), explorando a informação dos inquéritos de confiança da Comissão Europeia (Comissão Europeia (2017)). Estes indicadores são baseados na ideia de que a divergência das respostas pode ser interpretada como uma indicação de incerteza, que é desta forma medida diretamente junto dos agentes económicos que tomam as decisões de investimento e consumo.

A primeira medida (**UNC1**) baseia-se na dispersão das respostas positivas e negativas a questões prospetivas do inquérito<sup>9</sup>. Girardi e Reuter (2017) obtêm uma medida agregada calculando simplesmente a média da dispersão de todas as questões individuais, estandardizadas de forma a terem média zero e desvio padrão unitário. Esta medida é designada por **UNC1A**. Adicionalmente, é também utilizada uma variante (**UNC1B**), para a qual é primeiro calculado um indicador de incerteza para cada setor e para os consumidores, considerando a média das medidas de dispersão em cada inquérito<sup>10</sup>. Em segundo lugar, os índices setoriais e dos consumidores são agregados num indicador de incerteza da economia como um todo através de uma média ponderada que considera os pesos do indicador de sentimento económico.

O segundo indicador (**UNC2**) tira partido do facto de os inquéritos de confiança conterem algumas questões sobre expectativas e avaliações retrospectivas das mesmas variáveis. Enquanto a dispersão das respostas a perguntas prospetivas pode ser influenciada por incerteza e outros fatores (nomeadamente, heterogeneidade e divergência), a dispersão das respostas a questões retrospectivas não deve refletir incerteza. Na prática, o cálculo do indicador implica dividir a dispersão das respostas às questões prospetivas para um dado mês pela dispersão das respostas às perguntas retrospectivas correspondentes, dadas alguns meses depois, o que pode ser interpretado como uma medida da incerteza expressa em percentagem da dispersão "natural" na economia. A principal desvantagem do **UNC2** como *proxy* para

---

9. Para mais pormenores sobre o cálculo das medidas de incerteza baseadas em inquéritos, ver Manteu e Serra (2017).

10. Apenas foram incluídas em cada índice agregado as dispersões associadas a perguntas individuais que apresentem uma correlação negativa com o crescimento do PIB.

a incerteza é o facto de incluir avaliações retrospectivas de eventos passados, o que torna o indicador disponível apenas com um desfasamento temporal significativo.

A terceira medida de incerteza (**UNC3**) proposta por Girardi e Reuter (2017) baseia-se na ideia de que um nível de incerteza elevado pode também manifestar-se através da divergência da evolução dos saldos de resposta extrema relativos a diferentes questões (aumento da dispersão inter questões em vez de intra questões). Como tal, esta medida é calculada com base na dispersão das variações no saldo de respostas extremas (face ao verificado três meses antes) para todas as questões do inquérito. Em alturas de menor incerteza, é expectável que a avaliação da maior parte das variáveis seja aproximadamente partilhada, i.e., as empresas devem ter uma avaliação positiva da produção no passado e futuro, das encomendas, das existências, etc. ("tudo a melhorar"), enquanto o contrário deverá verificar-se em alturas de incerteza, em que se espera um aumento da dispersão entre os saldos de resposta extrema relativos a essas questões.

As medidas individuais de incerteza podem ser combinadas num indicador sintético, que captura melhor a incerteza na economia ao alisar o ruído inerente a um indicador em particular. O índice sintético de incerteza para Portugal (**SIU-PT**) agrega quatro das medidas acima referidas, nomeadamente o ICSF, o EPU, o UNC1B e o UNC3, cuja escolha se baseia na sua natureza tempestiva e no objetivo de abranger os três tipos de medidas de incerteza referidos. O índice é uma média ponderada das suas componentes estandardizadas, em que os pesos são de 1/3 para o ICSF, 1/3 para o EPU e 1/3 para uma média simples das duas medidas baseadas em inquéritos, UNC1B e UNC3.

As figuras 1-5 apresentam todas as medidas de incerteza acima descritas para Portugal<sup>11</sup>. Uma vez que não existe qualquer indicação de níveis "conhecidos" de incerteza para a economia portuguesa que sirvam de referência para comparação da evolução destes indicadores, a análise gráfica apenas permite avaliar se essa evolução é plausível. Começou por se analisar se os picos nos indicadores coincidem com eventos políticos e económicos relevantes, quer ao nível nacional quer internacional. As zonas a sombreado nos gráficos identificam as últimas três recessões em Portugal, sendo que as duas últimas também se observaram na área do euro.

À primeira vista, os indicadores parecem capturar relativamente bem os principais eventos criadores de incerteza do passado, embora em diferentes graus. O ICSF e o SovCISS-PT mantiveram um nível reduzido por um período prolongado (de 1999 a 2007), mas reagiram de forma bastante significativa durante a crise financeira global em 2008 e a crise da dívida soberana (iniciada

---

11. Foram consideradas variáveis estandardizadas, i.e., às quais se subtraiu a média e se dividiu pelo desvio padrão, calculados no período amostral.

em 2010), sugerindo que estas crises tiveram uma natureza sistémica (figura 1). No caso do SovCISS-PT o efeito da crise da dívida soberana é maior e mais prolongado. O EPU, EPU-PT e EPU-TW apresentaram alguns picos nas alturas dos ataques terroristas de 11 de Setembro e na guerra do Golfo em 2003 (figura 2). Estas medidas baseadas em notícias apresentaram apenas um aumento moderado durante a crise financeira internacional, reagindo mais significativamente durante a crise da dívida soberana na área do euro. Os indicadores de incerteza quanto à política económica capturam possivelmente melhor o aumento de incerteza durante este período, já que a crise da dívida soberana originou questões relacionadas com o enquadramento institucional da área do euro.

As medidas de incerteza económica baseadas na dispersão das respostas a inquéritos apresentam uma evolução mais diferenciada (figuras 3 e 4). Estas apresentaram uma resposta relativamente forte à crise financeira internacional mas muito mais moderada à crise da dívida soberana (com exceção do UNC2). Finalmente, o indicador sintético de incerteza, embora apresentando aumentos em todos os principais eventos, registou os maiores picos durante a crise financeira internacional e a crise da dívida soberana na área do euro. O SIU-PT aumentou mais de dois desvios padrão face à sua média no final de 2008 e um desvio padrão e meio no último trimestre de 2011 (figura 5).

A natureza diferenciada dos indicadores pode ajudar a explicar os desenvolvimentos divergentes no período mais recente. O EPU e o EPU-TW começaram a aumentar em 2015, no contexto da crise grega, e apresentaram um pico acentuado no início de 2016, possivelmente refletindo uma avaliação relativamente negativa do setor bancário europeu bem como a crise de imigração europeia e, subsequentemente, as consequências do referendo no Reino Unido. Desde então, estas medidas têm permanecido elevadas, o que pode ser associado à incerteza relacionada como o *Brexit* bem como riscos políticos latentes relacionados com as eleições recentes e futuras em vários países. No final de 2016, os indicadores estavam em níveis máximos. A incerteza, medida pelos indicadores de stress financeiro (ICSF e SovCISS-PT), também aumentou no início de 2016, mas comparativamente menos, e tem diminuído desde então. No que diz respeito às medidas baseadas em inquéritos de opinião (UNC1 e UNC3), estas apontam para uma redução persistente da incerteza desde meados de 2014, um efeito possivelmente associado à conclusão do Programa de Assistência Económica e Financeira. No final de 2016, ambas as medidas se situavam em níveis substancialmente inferiores à sua média histórica. O indicador sintético SIU-PT aponta para algum aumento da incerteza no início de 2016 e posterior estabilização no resto do ano, em níveis ligeiramente superiores à média.

A incerteza parece possuir uma relação contracíclica com o produto interno bruto (PIB). As figuras 1-5 mostram que a incerteza, medida através dos vários indicadores apresentados, tende a aumentar durante os períodos de recessão e a cair durante períodos de crescimento estável. O quadro 1

## Medidas de incerteza para Portugal

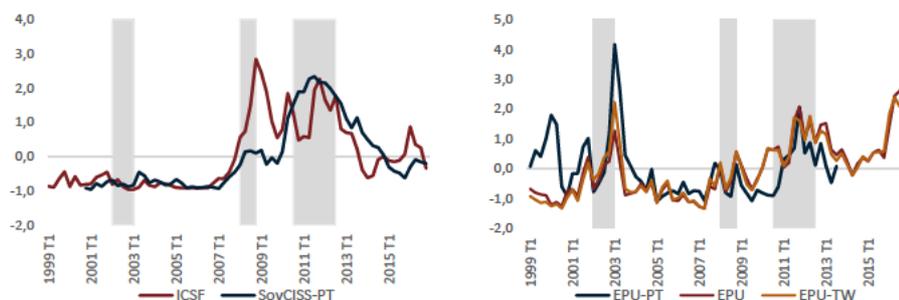


GRÁFICO 1: Baseados em informação financeira.

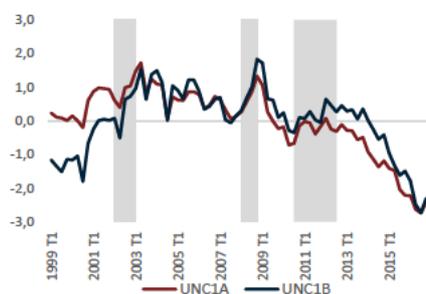


GRÁFICO 2: Baseados em dados de jornais.

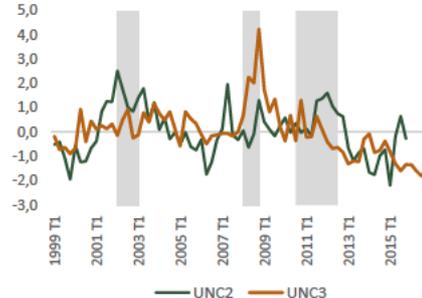


GRÁFICO 3: Baseados em dados de inquéritos.



GRÁFICO 4: Baseados em dados de inquéritos.

GRÁFICO 5: Indicador Sintético de incerteza.

mostra que todos os indicadores de incerteza para Portugal apresentam uma correlação negativa com o crescimento do PIB, bem como com o crescimento da formação bruta de capital fixo (FBCF) e do consumo privado, quer em termos de taxas de variação em cadeia quer homólogas.

	PIB		FBCF		Consumo Privado	
	T.v.h.	T.v.c.	T.v.h.	T.v.c.	T.v.h.	T.v.c.
ICSF	-0,63	-0,51	-0,53	-0,33	-0,60	-0,50
SovCISS-PT	-0,56	-0,46	-0,56	-0,34	-0,64	-0,53
EPU	-0,47	-0,36	-0,45	-0,20	-0,44	-0,32
EPU-TW	-0,49	-0,39	-0,48	-0,23	-0,45	-0,34
EPU-PT	-0,22	-0,19	-0,30	-0,17	-0,23	-0,21
UNC1A	-0,08	-0,12	-0,15	-0,12	-0,11	-0,11
UNC1B	-0,46	-0,35	-0,39	-0,20	-0,41	-0,28
UNC2	-0,33	-0,34	-0,44	-0,32	-0,39	-0,44
UNC3	-0,14	-0,32	-0,07	-0,12	-0,08	-0,18
SIU-PT	-0,74	-0,64	-0,64	-0,36	-0,68	-0,56

QUADRO 1. Correlações entre medidas de incerteza e agregados macroeconómicos.

As figuras 6-9 comparam as medidas de incerteza construídas para Portugal com medidas semelhantes para a área do euro, mostrando uma evolução da incerteza em Portugal muito parecida com a da área do euro. As principais exceções são as medidas UNC1A and UNC2. A última é a única medida baseada em inquéritos de opinião que aponta para níveis mais elevados de incerteza em Portugal do que na área do euro durante o período da crise da dívida soberana. A medida SovCISS para Portugal mostra um aumento muito mais significativo durante a crise da dívida soberana do que durante a crise financeira, enquanto na versão para a área do euro, estes dois episódios implicaram aumentos similares. O impacto mais profundo e prolongado da crise da dívida soberana em Portugal, como noutros estados vulneráveis da área do euro, possivelmente explica o maior aumento (medido pelo SovCISS) durante este período. As elevadas correlações dos indicadores com medidas similares para a área do euro sugerem que fatores globais comuns terão sido determinantes importantes da evolução da incerteza em Portugal.

Medidas de incerteza para Portugal - Comparação com a área do euro

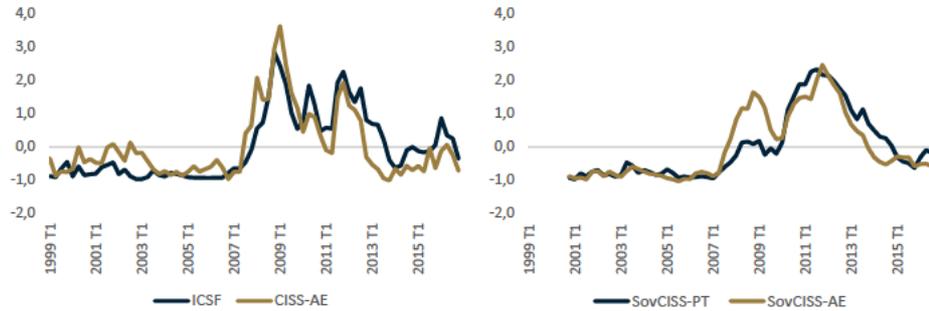


GRÁFICO 6: ICSF/CISS.

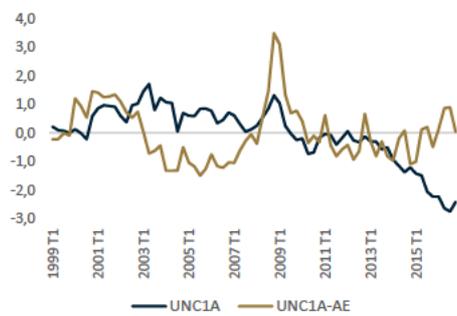


GRÁFICO 7: SovCISS.

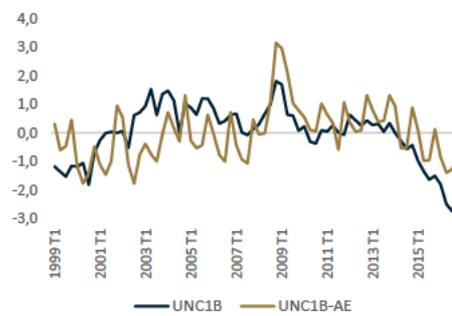


GRÁFICO 8: UNC1A.

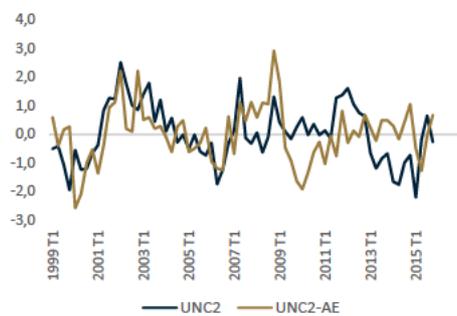


GRÁFICO 9: UNC1B.

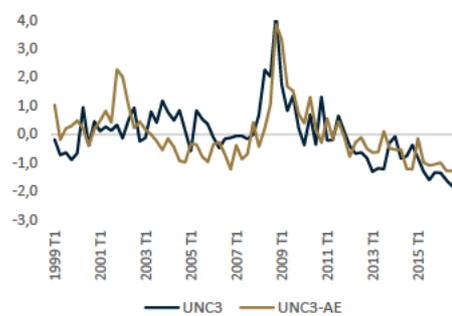


GRÁFICO 10: UNC2.

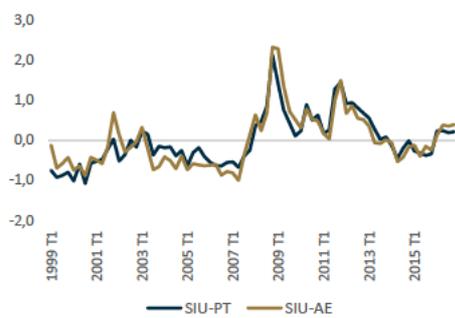


GRÁFICO 11: UNC3.

GRÁFICO 12: Indicador sintético de incerteza.

## Metodologia

A ligação entre os indicadores de incerteza apresentados e a atividade económica pode ser melhor analisada através de modelos que explorem a interdependência mútua entre eles, sem impor uma relação causal *a priori*. Os modelos autoregressivos vetoriais (VAR) são um instrumento analítico frequentemente utilizado com este objectivo, em particular quando estimados usando técnicas Bayesianas, que reduzem os problemas de sobreparametrização dos VAR tradicionais. Como tal, a relevância da incerteza para a evolução macroeconómica foi estimada com base em modelos autoregressivos vetoriais Bayesianos estruturais, à semelhança de Bundesbank (2016) e Comissão Europeia (2015)<sup>12</sup>. Para uma descrição formal do modelo BVAR e pormenores sobre as *priors* e hiperparâmetros, ver Mantey e Serra (2017).

A decomposição estrutural dos choques baseou-se no método de Cholesky, em linha com o que é habitual na literatura (ECB (2016)). As variáveis macroeconómicas consideradas são aquelas para as quais os canais de transmissão da incerteza são melhor e mais frequentemente identificados na literatura, nomeadamente o PIB, a FBCF e o consumo privado (ver Haddow *et al.* (2013) e referências inclusas).

Os modelos para cada variável macroeconómica foram inicialmente estimados numa versão base que inclui alguns dos regressores tipicamente considerados na literatura. Esta versão foi depois reestimada adicionando os indicadores de incerteza, um de cada vez, posicionados em primeiro lugar na ordenação de Cholesky, i.e., assume-se que a incerteza afeta contemporaneamente todas as outras variáveis do modelo. Esta opção é também a mais utilizada na literatura. Finalmente, foi estimada uma terceira versão que inclui, além da variável de incerteza, uma medida de endividamento do setor privado, aproximada pelo stock de crédito relevante.

Assim, o primeiro modelo base inclui como regressores<sup>13</sup> o PIB, a inflação, o emprego, o stock de empréstimos a famílias e sociedades não financeiras (como *proxy* para os níveis de endividamento) e a taxa de juro nominal de curto prazo. No caso da FBCF, o conjunto de variáveis do modelo é semelhante, com a inclusão do PIB e a exclusão do emprego e da *proxy* para o endividamento das famílias. Finalmente, o último modelo base inclui o consumo privado, a inflação, o rendimento disponível, a taxa de juro de curto

---

12. Os modelos foram estimados com a *toolbox* de MATLAB apresentada em Dieppe *et al.* (2016).

13. A ordem pela qual são apresentadas as variáveis descreve a ordenação de Cholesky das variáveis no modelo.

prazo e uma medida do stock total de riqueza (composta pela riqueza em habitação e financeira) e o stock de crédito às famílias<sup>14</sup>.

Com o objetivo de enriquecer e robustecer a análise, foi estimado um conjunto de variantes dos modelos. Todos os modelos foram estimados quer em níveis quer em diferenças, e no último caso foi estimado um BVAR standard e um modelo VAR ajustado para a média (*mean-adjusted VAR*)<sup>15</sup>. Adicionalmente, todos os modelos foram estimados com desfasamentos das variáveis entre um e quatro períodos. Os resultados (disponíveis a pedido) mostram que, com base na verosimilhança do modelo, o número ótimo de desfasamentos é predominantemente um e nunca mais do que dois, e como tal todos os resultados apresentados se referem a modelos apenas com um desfasamento. Outro teste de robustez consistiu na estimação em duas subamostras. A primeira considera o período de 1999T1 a 2007T4, excluindo portanto quer a crise financeira quer a crise da dívida soberana na área do euro. A segunda amostra considera o período de 1999T1 a 2010T4, como tal excluindo apenas o período da crise da dívida soberana<sup>16</sup>. Este teste de robustez é relevante uma vez que o impacto estimado da incerteza depende crucialmente da presença na amostra de estimação de períodos de grandes variações nos níveis de incerteza, que para a maioria dos indicadores ocorrem precisamente nas duas recessões mencionadas. Como tal, em alguns casos, a estimação com base numa amostra apenas até 2008 implica uma resposta das variáveis macroeconómicas a choques de incerteza que não possui o sinal esperado ou é fortemente não significativa. No caso do SovCISS-PT e do UNC2, isto acontece mesmo quando a amostra é prolongada até 2010, uma vez que estes indicadores originam respostas a choques de incerteza que são positivas no momento do impacto. Como tal, os resultados para estes indicadores não são apresentados, estando disponíveis a pedido.

Em linha com Banbura *et al.* (2015), a maioria das variáveis é expressa em logaritmos (com exceção da taxa de juro, que é expressa em níveis), e, no caso do modelo em diferenças, as variáveis são expressas como taxas de variação em cadeia anualizadas. Os indicadores de incerteza são expressos em níveis em ambos os tipos de modelo, tendo em conta uma análise preliminar que

---

14. Alguns autores, como Girardi e Reuter (2017) ou Haddow *et al.* (2013) também incluem nos modelos VAR estimados uma medida de confiança, uma vez que aumentos nas medidas de incerteza tendem a coincidir com reduções na confiança. Como tal, existe a possibilidade de estas medidas estarem a capturar alterações na confiança e não choques de incerteza. No entanto, os autores citados concluem que os resultados não se alteram significativamente quando se controla por variações na confiança e, como tal, esta opção não foi explorada.

15. Para mais detalhes sobre este tipo de modelos, ver Jarocinski e Smets (2008) e Dieppe *et al.* (2016).

16. Há, no entanto, exceções a estas subamostras de estimação, e às subamostras usadas para avaliação das previsões condicionais, nomeadamente para os modelos que incluem o SovCISS-PT (disponível apenas a partir de 2000T4) e o EPU\_PT e UNC2 (disponíveis apenas até 2013T3 e 2015T4, respetivamente).

mostra que as correlações com as taxas de variação homóloga dos agregados macroeconómicos são maximizadas quando os indicadores de incerteza são expressos em níveis<sup>17</sup>.

## Resultados

### *Previsões condicionais*

Com o objetivo de avaliar em que medida a incerteza poderá ter contribuído para a evolução do PIB, da FBCF e do consumo nos anos mais recentes, foi realizado um exercício de previsões condicionais com o BVAR. As previsões condicionais são obtidas restringindo a evolução de todas as variáveis à efetivamente observada, com exceção do agregado macroeconómico de interesse em cada caso. Esta análise permite uma avaliação da evolução contrafactual destas variáveis definida pelo modelo e em que medida a inclusão de indicadores de incerteza e de endividamento aproximaria essa evolução da observada. Um exercício similar foi realizado por Ciccarelli e Osbat (2017) para analisar a evolução da inflação e pela Comissão Europeia (2015) para estudar o impacto da incerteza. Como tal, os modelos foram estimados para uma subamostra e foi feita uma projecção *out-of-sample* de cada variável macroeconómica em análise tendo por base a hipótese de que a evolução de todas as outras variáveis é conhecida. O desempenho em termos relativos de todos os modelos é avaliado com base na sua capacidade de melhorar a raiz quadrada do erro quadrático médio (acrónimo em inglês RMSE) das previsões condicionais para a taxa de variação homóloga da variável macroeconómica face ao modelo de base ao longo dos períodos das crises financeira e da dívida soberana e subsequente recuperação.

O quadro (A.1) do Apêndice apresenta o RMSE relativo das previsões para as taxas de variação homólogas dos modelos estimados, no caso das subamostras que excluem as duas crises mais recentes ou apenas a da dívida soberana, respetivamente. Os resultados em níveis para os RMSE, disponíveis em Manteu e Serra (2017), conduzem a algumas conclusões preliminares, descritas seguidamente.

De acordo com os resultados, os modelos em níveis são claramente preferíveis aos em diferenças, e como tal a análise subsequente será focada nestes resultados. É no entanto de referir que os modelos em diferenças mostram que pelo menos alguns indicadores de incerteza melhoram a qualidade das previsões condicionais para todos os agregados macroeconómicos considerados.

---

17. Embora os modelos tenham sido estimados em níveis e primeiras diferenças das variáveis, a apresentação de resultados é focada em taxas de variação homóloga, dada a volatilidade das taxas de variação em cadeia de algumas variáveis, com destaque para a FBCF.

Outra conclusão é que uma amostra de estimação mais longa dá origem em geral a RMSE mais baixos para as previsões condicionais do período da crise da dívida soberana e posterior. Esta conclusão reforça a teoria de que é necessário um episódio de incerteza elevada no período amostral para identificar o impacto destes indicadores nas variáveis macroeconómicas. Existe no entanto uma exceção no caso da FBCF, para a qual os modelos estimados até 2008 têm um melhor desempenho.

Os resultados do quadro (A.1) são bastante consistentes entre amostras de estimação e mostram que a inclusão de variáveis de incerteza nos modelos melhora as previsões condicionais em alguns casos (destacados a sombreado), especialmente no período da crise de dívida soberana e posterior. No caso do consumo, no entanto, as melhorias nas previsões estão concentradas sobretudo em 2008-2010. No caso do PIB e consumo, os ganhos de desempenho em termos de previsão têm lugar quando são adicionadas medidas de incerteza ao modelo base, enquanto no caso da FBCF os ganhos relativos são menores e acontecem sobretudo quando são também adicionados ao modelo indicadores de endividamento.

Esta conclusão, idêntica à obtida por Comissão Europeia (2015) não implica que a incerteza não seja um determinante da FBCF, mas apenas que não parece ter sido um dos principais fatores a explicar as limitações do PIB e de outras variáveis do modelo em explicar a queda do investimento nas duas recessões em análise. Outra possibilidade é a de que os fatores de incerteza relevantes para as decisões de investimento sejam mais idiossincráticos que os capturados pela maioria dos indicadores deste artigo, que parecem refletir essencialmente fenómenos supranacionais. Esta hipótese é reforçada pelos resultados quanto aos "melhores" indicadores de incerteza, i.e., aqueles que originam RMSE mais baixos. Os indicadores baseados em dados dos mercados financeiros e em notícias aparentam ser os mais úteis para explicar a evolução do PIB (ICSF e EPU-TW), enquanto no caso da FBCF e consumo privado, os indicadores preferidos são baseados em inquéritos (UNC1A e UNC3, respetivamente) (no caso da FBCF, o indicador baseado em notícias EPU\_PT aparenta ser promissor mas a amostra disponível é limitada). Este resultado deriva possivelmente de uma maior necessidade de informação específica no caso da FBCF e do consumo privado, que está incorporada nos indicadores baseados em inquéritos de opinião que refletem diretamente a opinião de empresários e consumidores.

Os resultados em termos dos ganhos adicionais na explicação da queda do PIB nas duas últimas recessões pela inclusão dos indicadores de incerteza parecem ser relativamente limitados, o que sugere que uma parte substancial dos desenvolvimentos económicos neste período não pode explicada por este conjunto de modelos/variáveis. Uma razão possível para este resultado é que sejam necessários episódios adicionais de incerteza elevada para que o modelo possa estimar com precisão o impacto da incerteza na economia. Isto é equivalente em termos de resultados à possibilidade de

que o impacto macroeconómico da incerteza tenha aumentado desde a crise financeira (uma hipótese defendida por Comissão Europeia (2013)). Para avaliar esta possibilidade, as previsões condicionais foram recalculadas para o caso em que os coeficientes do modelo são estimados com a amostra completa. Os resultados, disponíveis em Manteu e Serra (2017), mostram que os ganhos relativos em termos de RMSE para todos os agregados macroeconómicos resultantes da inclusão de indicadores de incerteza e endividamento são maiores e mais generalizados em termos de indicadores quando os modelos são estimados com a amostra completa. No que concerne os indicadores de incerteza com melhor desempenho, as conclusões não mudam de forma significativa quando comparadas com as obtidas com as previsões condicionais *out-of-sample*, uma vez que os indicadores com melhor desempenho são os mesmos no caso do PIB, e no caso da FBCF e consumo privado são igualmente indicadores baseados em inquéritos, e, no último caso, também o SIU.

### *Funções de resposta a impulso*

Esta subsecção analisa a quantificação do impacto dos indicadores de incerteza através de funções de resposta a impulso (acrónimo em inglês IRF) obtidas com os modelos estimados com a amostra completa. Os resultados reportam-se a modelos que incluem quer indicadores de incerteza quer de endividamento, mas são muito similares para o caso dos modelos que incluem apenas indicadores de incerteza.

As figuras (B.1) a (B.3) apresentam as funções de resposta a impulso do nível de cada agregado macroeconómico (em pontos percentuais) a um choque estrutural de um desvio padrão associado à incerteza. Estas IRF são estatisticamente significativas para a maioria dos indicadores, especialmente na primeira metade do período considerado.

No caso do PIB, o impacto dos choque é semelhante entre indicadores e também não difere muito em termos de magnitude dos resultados obtidos por Girardi e Reuter (2017) para a área do euro, por Meinen e Röhe (2016) para os quatro maiores países da área do euro e por Gil *et al.* (2017) para Espanha. A magnitude da resposta máxima a um choque de incerteza é também similar ao obtido para Portugal por Gunnemann (2014), embora nesse caso a atividade económica seja representada pela produção industrial e os resultados não sejam significativos. No caso dos resultados de Schneider e Giorno (2014) para Portugal, não é claro qual a dimensão exata do choque considerado, mas o impacto cumulativo no nível do PIB durante a crise financeira parece ser muito inferior ao descrito na subsecção seguinte, possivelmente porque o âmbito da medida de incerteza considerada é demasiado restrito. No caso da FBCF e do consumo privado, enquanto o ICSF e os indicadores baseados em notícias originam IRF semelhantes, estas são em geral muito mais moderadas no caso dos indicadores baseados em inquéritos, e em

alguns casos (UNC3) até positivas no momento de impacto. Este resultado também foi obtido por Meinen e Röhe (2016) no caso da resposta da FBCF a uma medida de incerteza do tipo do UNC1A. Um resultado comum aos três agregados macroeconómicos é o facto de o SIU constituir o envelope inferior das IRF (excluindo o SovCiss-PT). Tal resulta possivelmente de o SIU, ao ser uma média de indicadores de natureza diferente, abranger um conjunto mais alargado de episódios de incerteza, e deste modo capturar mais adequadamente o impacto da incerteza no ciclo económico. A utilização de indicadores compósitos de incerteza para avaliar o impacto macroeconómico desta é uma abordagem habitual na literatura (ECB (2016), Gil *et al.* (2017)).

### *Decomposição histórica*

Outra forma de analisar o impacto da incerteza no ciclo económico é avaliar o seu impacto ao longo do tempo através de um exercício de decomposição histórica. As figuras (C.1) a (C.6) do apêndice apresentam os resultados deste exercício para os indicadores e modelos escolhidos com base na análise de previsões condicionais *out-of-sample* descrita anteriormente. Esta escolha, tal como já mencionado, não é substancialmente alterada quando o modelo é estimado com a amostra completa. Dada a disparidade dos resultados das IRF entre os indicadores baseados em inquéritos e os restantes no caso da FBCF e do consumo privado, a decomposição histórica para a medida compósita SIU é também reportada.

O perfil temporal do contributo da incerteza medida pelo SIU é bastante semelhante para todos os agregados macroeconómicos e também ao do ICSF no caso do PIB. A incerteza teve um impacto negativo entre 1 e 2 pontos percentuais (p.p.) no crescimento do PIB entre o final de 2008 e meados de 2012, começando a reduzir-se a partir dessa altura. O maior impacto da incerteza neste período é no entanto positivo, em 2014, possivelmente associado ao fim do Programa de Assistência Económica e Financeira de Portugal. Ao longo de 2016, o impacto favorável da incerteza começou a desvanecer-se, tornando-se negativo na segunda metade do ano. Vários eventos podem ter contribuído para esta evolução, incluindo a crise da imigração na Europa, uma avaliação relativamente desfavorável do setor bancário nesta zona e o período que antecedeu e sucedeu ao referendo à participação do Reino Unido na União Europeia (*Brexit*).

No entanto, os resultados para a FBCF e para o consumo privado são substancialmente diferentes quando avaliados com indicadores de incerteza baseados em inquéritos, que apontam para um papel muito mais marginal da incerteza. No caso do consumo, a incerteza, avaliada com o indicador UNC3, apresenta o maior impacto durante a crise financeira, com virtualmente nenhum impacto durante a crise da dívida soberana. Este resultado é difícil de compreender dado o contexto de medidas com impacto no rendimento disponível no âmbito do Programa de Assistência Económica e Financeira e

o aumento do desemprego neste período, que é uma *proxy* habitual para a incerteza utilizada em modelos para o consumo (Gil *et al.* (2017)).

Esta análise sugere que os resultados são mais consistente para o PIB do que para as suas subcomponentes, possivelmente porque estas são mais suscetíveis a choques idiossincráticos não capturados pela maioria dos indicadores de incerteza. Aliás, estes parecem refletir essencialmente eventos supranacionais, como sugerido pela similaridade entre os indicadores compósitos para Portugal e para a área do euro.

## Conclusões

Este artigo apresentou um conjunto de indicadores de incerteza para Portugal, abrangendo vários tipos de abordagens à medição desta variável. Entre esses indicadores, os que são baseados em inquéritos de opinião foram calculados pela primeira vez para Portugal. Um indicador compósito das medidas de incerteza apresenta semelhanças assinaláveis com um indicador comparável para a área do euro. Uma análise baseada em modelos BVAR para o PIB, a FBCF e o consumo privado vem reforçar os resultados obtidos na literatura que reportam um impacto negativo de aumentos da incerteza sobre a atividade económica. Os resultados sugerem que estes indicadores, só por si ou conjuntamente com medidas de endividamento, contribuem para explicar a queda dos agregados macroeconómicos durante as crises financeira e da dívida soberana e a fraqueza da recuperação subsequente. No entanto, a magnitude desse impacto está muito dependente do tipo de indicador de incerteza considerado. Os resultados para o PIB são no entanto muito consistentes entre indicadores e apontam para um impacto negativo relevante da incerteza nas últimas duas recessões e para um impacto positivo após o fim do Programa de Assistência Económica e Financeira.

Este tema oferece várias possibilidades para investigação futura, desde a análise de medidas de incerteza adicionais a testes de robustez adicionais aos modelos considerados. Possivelmente a possibilidade de investigação mais interessante consistiria na estimação de um VAR com limiar associado (*threshold VAR*). Tal permitir obter respostas assimétricas a choques de incerteza e que estes só fossem ativos acima de uma dada magnitude, características que os resultados empíricos desde artigo sugerem ser relevantes.

## Referências

- Alexopoulos, Michelle e Jon Cohen (2009). "Uncertain Times, uncertain measures." Working papers, University of Toronto, Department of Economics.
- Baker, Scott R., Nicholas Bloom, e Steven J. Davis (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty." *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Banbura, Marta, Domenico Giannone, e Michele Lenza (2015). "Conditional forecasts and scenario analysis with vector autoregressions for large cross-sections." *International Journal of Forecasting*, 31(3), 739–756.
- Bloom, Nicholas (2014). "Fluctuations in Uncertainty." *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–76.
- Bontempi, Maria Elena, Roberto Golinelli, e Matteo Squadrani (2016). "A New Index of Uncertainty Based on Internet Searches: A Friend or Foe of Other Indicators?" Quaderni-Working Paper DSE 1062.
- Braga, José Pedro, Inês Pereira, e Teresa Balcão Reis (2014). "Composite Indicator of Financial Stress for Portugal." *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*.
- Bundesbank, Deutsche (2016). "Measuring macroeconomic uncertainty and its impact on investment in the euro area." *Deutsche Bundesbank Monthly Report*.
- Ciccarelli, Matteo e Chiara Osbat (2017). "Low inflation in the euro area: Causes and consequences." Occasional Paper Series 181, European Central Bank.
- Comissão Europeia (2013). "Assessing the impact of uncertainty on consumption and investment." *Quarterly Report on the Euro area*, 12(2), 7.
- Comissão Europeia (2015). "Investment dynamics in the euro area since the crisis." *Quarterly Report on the Euro area*, 14(1), 35.
- Comissão Europeia (2017). "The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys (a user guide)." Tech. rep.
- Dieppe, Alistair, Romain Legrand, e Björn van Roye (2016). "The BEAR toolbox." Working Paper Series 1934, European Central Bank.
- Donadelli, Michael (2015). "Google search-based metrics, policy-related uncertainty and macroeconomic conditions." *Applied Economics Letters*, 22(10), 801–807.
- ECB (2016). "The impact of uncertainty on activity in the euro area." *ECB Economic Bulletin*, 8.
- Garcia-de Andoain, Carlos e Manfred Kremer (2016). "Beyond Spreads: Measuring Sovereign Market Stress in the Euro Area." Tech. rep., mimeo.
- Gil, María, Javier J. Pérez, e Alberto Urtasun (2017). "Macroeconomic uncertainty: measurement and impact on the Spanish economy." *Economic Bulletin*, (1/2017).

- Girardi, Alessandro e Andreas Reuter (2017). "New uncertainty measures for the euro area using survey data." *Oxford Economic Papers*, 69(1), 278.
- Gunnemann, Julius (2014). "The impact of policy-related uncertainty on the economy: New evidence from Europe." Tech. rep., mimeo.
- Haddow, Abigail, Chris Hare, John Hooley, e Tamarah Shakir (2013). "Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter?" *Bank of England Quarterly Bulletin*, 53(2), 100–109.
- Holló, Dániel, Manfred Kremer, e Marco Lo Duca (2012). "CISS - a composite indicator of systemic stress in the financial system." Working Paper Series 1426, European Central Bank.
- IMF (2012). "How Does Uncertainty Affect Growth." *World Economic Outlook*.
- Jarocinski, Marek e Frank Smets (2008). "House prices and the stance of monetary policy." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, (Jul), 339–366.
- Knight, Frank H. (1921). *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston: Houghton Mifflin.
- Manteu, Cristina e Sara Serra (2017). "Impact of uncertainty measures on the Portuguese economy." Tech. rep., mimeo.
- Meinen, Philipp e Oke Röhe (2016). "On measuring uncertainty and its impact on investment: Cross-country evidence from the euro area." Tech. rep.
- Schneider, Jan-David e Claude Giorno (2014). "Economic Uncertainties and their Impact on Activity in Greece compared with Ireland and Portugal." OECD Economics Department Working Papers 1151, OECD Publishing.

## Apêndice A: Resultados das previsões condicionais

50

Indicador de incerteza	Modelo	Amostra de estimação até 2007T4						Amostra de estimação até 2010Q4		
		PIB		FBCF		CONS		PIB	FBCF	CONS
		2008Q1-2010Q4	2011Q1-2016Q4	2008Q1-2010Q4	2011Q1-2016Q4	2008Q1-2010Q4	2011Q1-2016Q4	2011Q1-2016Q4	2011Q1-2016Q4	2011Q1-2016Q4
ICFS	Base									
	Base+Incert	0.93	0.90	1.49	1.18	1.19	1.11	0.88	1.01	1.08
	Base+Incert+Crédito	1.38	1.39	2.01	1.11	0.83	1.70	1.60	0.95	1.91
EPU	Base									
	Base+Incert	1.03	0.97	1.01	1.02	1.07	1.15	1.00	1.02	1.09
	Base+Incert+Crédito	1.28	1.50	1.06	0.99	0.68	1.65	1.64	0.99	1.97
EPU_PT	Base									
	Base+Incert	0.98	1.01	1.01	1.02	1.04	0.89	1.04	1.02	1.03
	Base+Incert+Crédito	1.24	1.83	1.06	0.92	0.62	2.64	2.54	0.98	4.04
UNC1A	Base									
	Base+Incert	1.01	1.06	1.04	1.01	0.99	0.89	1.08	1.00	1.12
	Base+Incert+Crédito	1.32	1.60	1.20	0.93	0.58	1.58	1.25	0.94	1.92
UNC3	Base									
	Base+Incert	1.01	1.02	1.11	1.02	0.92	0.87	1.08	0.95	0.86
	Base+Incert+Crédito	1.12	1.35	1.24	0.96	0.51	1.48	1.50	0.93	1.85
UNC1B	Base									
	Base+Incert	1.01	0.95	1.00	1.01	1.04	0.82	0.96	1.01	0.91
	Base+Incert+Crédito	1.28	1.59	1.06	0.93	0.63	1.47	1.36	0.95	1.88
EPU-TW	Base									
	Base+Incert	1.08	1.01	1.02	1.00	1.09	1.01	0.94	1.01	1.02
	Base+Incert+Crédito	1.32	1.55	1.06	0.95	0.67	1.54	1.64	1.00	1.94
SIU	Base									
	Base+Incert	1.08	1.06	1.00	0.99	0.90	0.88	1.00	1.02	0.90
	Base+Incert+Crédito	1.27	1.48	1.17	0.95	0.58	1.59	1.69	1.00	1.92

QUADRO A.1. RMSE relativos das previsões condicionais.

Notas: os valores apresentados referem-se aos RMSE relativos aos erros de projeção das taxas de variação homólogas. Os resultados não são inteiramente comparáveis entre o EPU\_PT e os restantes porque os RMSE são calculados com base em erros até 2013T3.

## Apêndice B: Resultados das funções de resposta a impulso

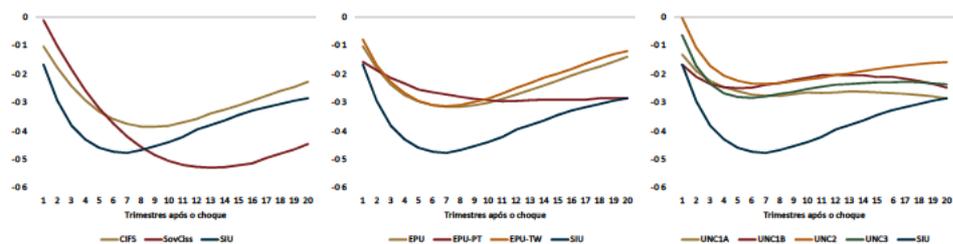


GRÁFICO B.1: Funções de resposta a impulso a um choque de incerteza no PIB.

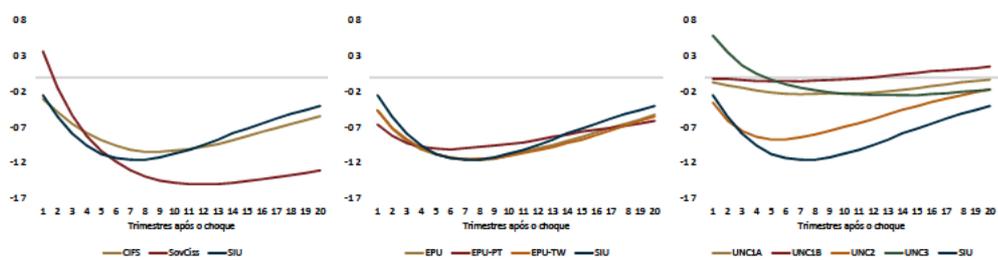


GRÁFICO B.2: Funções de resposta a impulso a um choque de incerteza na FBCF.

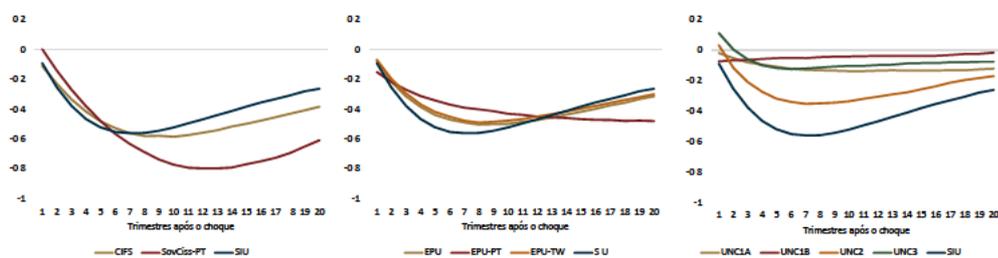
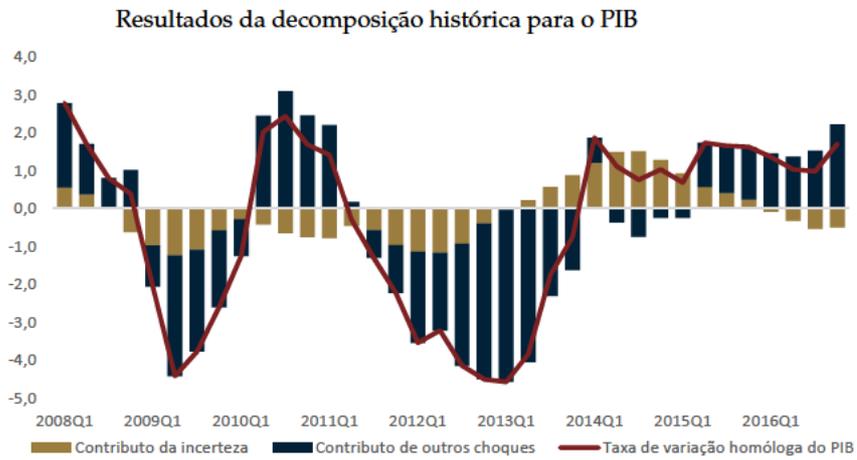


GRÁFICO B.3: Funções de resposta a impulso a um choque de incerteza no Consumo Privado.

### Apêndice C: Resultados da decomposição histórica



Resultados da decomposição histórica para a FBCF

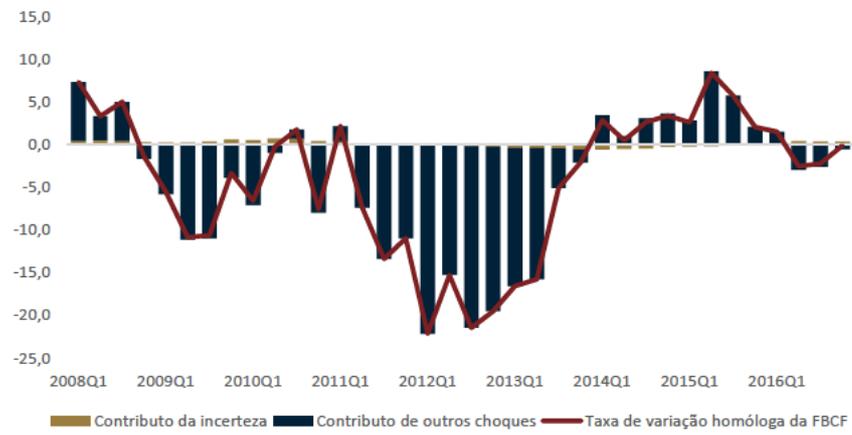


GRÁFICO C.3: Indicador de incerteza UNC1A.

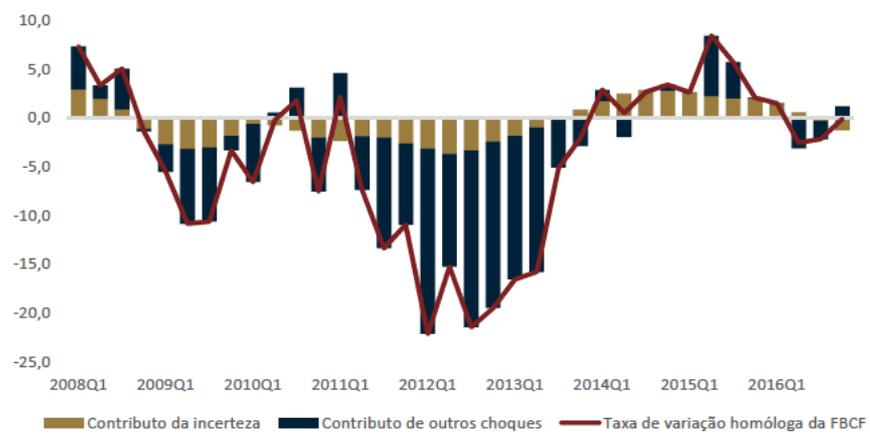


GRÁFICO C.4: Indicador de incerteza SIU.

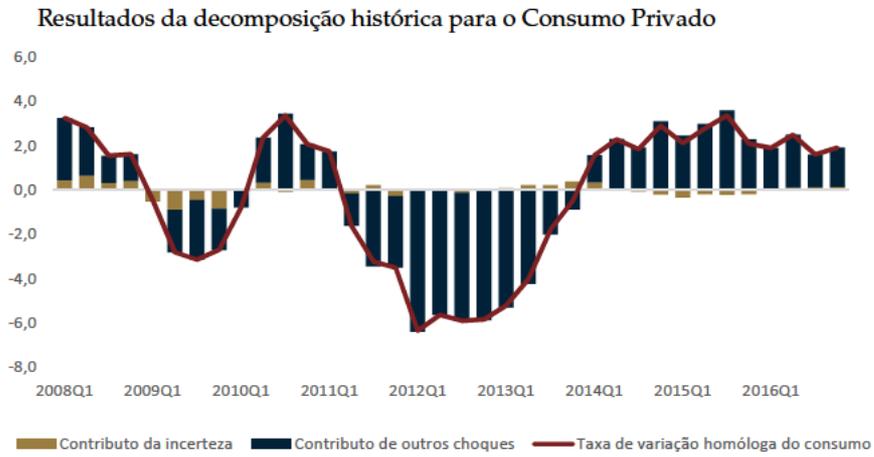


GRÁFICO C.5: Indicador de incerteza UNC3.

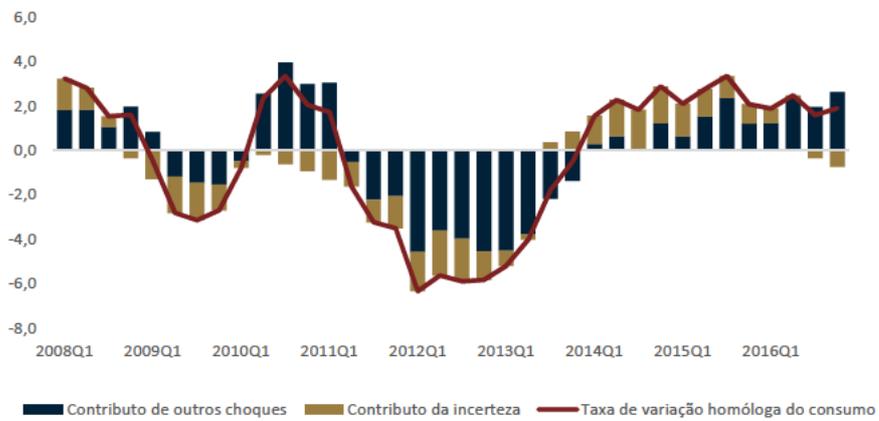


GRÁFICO C.6: Indicador de incerteza SIU.

# Evolução do PIB em Portugal no período pós-2008: Uma narrativa de equilíbrio geral

**Paulo Júlio**  
Banco de Portugal e CEFAGE

**José R. Maria**  
Banco de Portugal

Abril 2017

## Resumo

Utilizando métodos Bayesianos, este artigo apresenta alguns resultados que decorreram da estimação de uma versão simplificada do modelo *PESSOA*, um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral de média escala que contempla características importantes de uma pequena economia integrada numa união monetária. Os fatores financeiros emergem como a força motriz mais importante das flutuações do ciclo económico desde o início da área do euro. A recessão de 2008-2009 foi impulsionada principalmente por fatores externos e por perturbações de natureza tecnológica, enquanto a crise de 2011-2013 foi despoletada por medidas orçamentais e por fatores financeiros, tendo sido posteriormente amplificada por choques tecnológicos. (JEL: C11, C13, E20, E32)

---

## Introdução

Os modelos de equilíbrio geral são amplamente utilizados na análise macroeconómica devido aos seus sólidos fundamentos microeconómicos, emergindo como um poderoso dispositivo de descrição da realidade. Até inícios de 2000, os modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (usualmente designados “DSGE”, a partir da designação “Dynamic Stochastic General Equilibrium”) foram principalmente calibrados, em grande parte devido à falta de ferramentas econométricas bem desenvolvidas e suficientemente adequadas, bem como às exigências computacionais muito intensivas que estão associadas à sua estimação.

Com os avanços recentes nas metodologias de computação, em paralelo com importantes desenvolvimentos teóricos (*e.g.* Schorfheide 2000), a estimação Bayesiana surgiu rapidamente como um método poderoso e adequado para estimar e avaliar quantitativamente modelos DSGE de

---

Agradecimentos: Gostaríamos de agradecer as discussões com Cláudia Braz, Lara Wemans, Luciana Barbosa, Nuno Silva, Pedro Prego e Sónia Costa. Paulo Júlio reconhece o auxílio financeiro da Fundação para a Ciência e Tecnologia (UID/ECO/04007/2013) e do FEDER/COMPETE (POCI-01-0145-FEDER-007659). As opiniões são pessoais e não refletem necessariamente as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são da nossa exclusiva responsabilidade.

E-mail: pfulio@bportugal.pt; jrmaria@bportugal.pt

média e grande escala, o que desencadeou uma vasta literatura sobre o tema. Muitos trabalhos documentaram as possibilidades empíricas dos modelos DSGE estimados, mesmo quando comparados com ferramentas econométricas mais tradicionais. Os estudos de Christiano *et al.* (2011, 2014, 2015)—concluindo que os choques financeiros têm desempenhado um papel importante na flutuação do ciclo económico, em particular no período mais recente—constituem-se como trabalhos influentes nesta área de investigação económica. A implementação e estimação de modelos DSGE também assumiu um papel relevante em diversas instituições responsáveis pela formulação de políticas, tais como o *Riksbank* (Adolfson *et al.* 2008), o *Bundesbank* (Gadatsch *et al.* 2015), o *Banco da Finlândia* (Kilponen *et al.* 2016), o *Banco Central Europeu* (Christoffel *et al.* 2008), o *Banco Central do Brasil* (de Castro *et al.* 2011), ou a *Comissão Europeia* (Ratto *et al.* 2009), para citar apenas alguns.

Utilizando métodos Bayesianos, procedeu-se à estimação de uma versão simplificada do *PESSOA*, um modelo DSGE de média escala que contempla características importantes de uma pequena economia integrada numa união monetária. O *PESSOA* apresenta efeitos não-Ricardianos significativos, concorrência imperfeita e diversos elementos que configuram rigidez nominal e real. A estrutura fundamental baseia-se em Kumhof *et al.* (2010). O modelo engloba igualmente as fricções financeiras propostas por Bernanke *et al.* (1999) e exploradas por exemplo em Christiano *et al.* (2011), o que permite a identificação de choques financeiros. Como é usual em modelos DSGE de inspiração Keynesiana, o *PESSOA* partilha diversos aspectos que também estão presentes na literatura de referência (*e.g.* Smets e Wouters 2003; Christiano *et al.* 2005; Adolfson *et al.* 2007), principalmente no que respeita a competição imperfeita e fricções. O modelo contempla, no entanto, algumas características únicas. O esquema de gerações sobrepostas, tal como em Blanchard (1985) e Yaari (1965), em conjunto com um efeito amplificador que decorre do perfil de rendimento ao longo do ciclo de vida, desencadeiam de forma endógena uma importante miopia entre os agentes e originam desvios da equivalência Ricardiana tradicional, gerando respostas realistas do consumo privado a alterações na despesa pública (Blanchard 1985; Galí *et al.* 2007). Adicionalmente, a existência de uma estrutura estocástica em que o tempo de vida é finito permite a determinação endógena da posição de investimento internacional da economia no estado estacionário, limitando a quantidade de ativos/dívida que as famílias podem acumular (Harrison *et al.* 2005) e desencadeando uma correlação positiva entre dívida pública e dívida externa líquida.

O modelo *PESSOA* foi estimado com observações trimestrais de Portugal para o período 1999:1–2015:4 e usando vinte e quatro séries temporais, incluindo variáveis reais, nominais e financeiras. Tal como em Christiano *et al.* (2011), procedeu-se à remoção da média da primeira diferença de cada uma das séries de modo a isolar a estimação de alterações significativas nos crescimentos tendenciais exógenos da economia. O comportamento

estocástico do modelo é desencadeado por vinte e quatro choques estruturais, agrupados em cinco categorias distintas: preferências/tecnologia; “markups” domésticos; orçamentais; financeiros; e, finalmente, fatores externos.

Este artigo reporta vários subprodutos da estimação, nomeadamente decomposições históricas e de variância, contribuindo para clarificar alguns aspectos das flutuações do ciclo económico português, com destaque para o período pós-2008. Os factores financeiros emergem como a força motriz mais importante das flutuações do ciclo económico desde o início da Área do Euro. Os movimentos de frequência mais elevada são, no entanto, muito influenciados por factores tecnológicos e externos. A recessão de 2008-2009 foi motivada principalmente por estes dois factores, enquanto que a crise de 2011-2013 foi em primeiro lugar desencadeada por choques orçamentais e por factores financeiros, tendo sido posteriormente amplificada por choques tecnológicos.

O resto deste artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta uma breve descrição do modelo *PESSOA*. A seguir apresenta-se a base de dados e o conteúdo estocástico do modelo, e posteriormente uma narrativa de equilíbrio geral para as flutuações cíclicas do PIB. A seção final apresenta as conclusões.

## O modelo

*PESSOA* é um modelo DSGE para uma pequena economia aberta integrada numa união monetária. Possui uma estrutura de produção multi-setorial, características não-Ricardianas, competição imperfeita e uma série de fricções nominais, reais e financeiras. A estrutura usada neste artigo é ligeiramente simplificada em comparação com a versão calibrada usada em várias ocasiões para efeitos de análise e simulação de políticas.<sup>1</sup>

Os fluxos comerciais e financeiros cingem-se aos países da Área do Euro, os quais estão imunes a choques domésticos, uma consequência do contexto de pequena economia aberta. As taxas de juro internas apenas se podem desviar da taxa de referência da Autoridade Monetária (a seguir denominada Banco Central Europeu (BCE)) por um prémio de risco exógeno. A lei do preço único em termos relativos verifica-se no longo prazo, implicando que qualquer processo de inflação interno em relação à Área do Euro deve ser completamente anulado mais tarde por um processo de desinflação e

---

1. Detalhes técnicos da versão original podem ser encontrados em Almeida *et al.* 2013a. Para exemplos de utilizações num contexto de calibração, ver Almeida *et al.* (2009, 2010, 2013b); Castro *et al.* (2013, 2015). Em comparação com a versão inicial do *PESSOA*, os setores de bens transaccionáveis e não transaccionáveis foram concentrados num único setor, de forma a atenuar problemas de identificação.

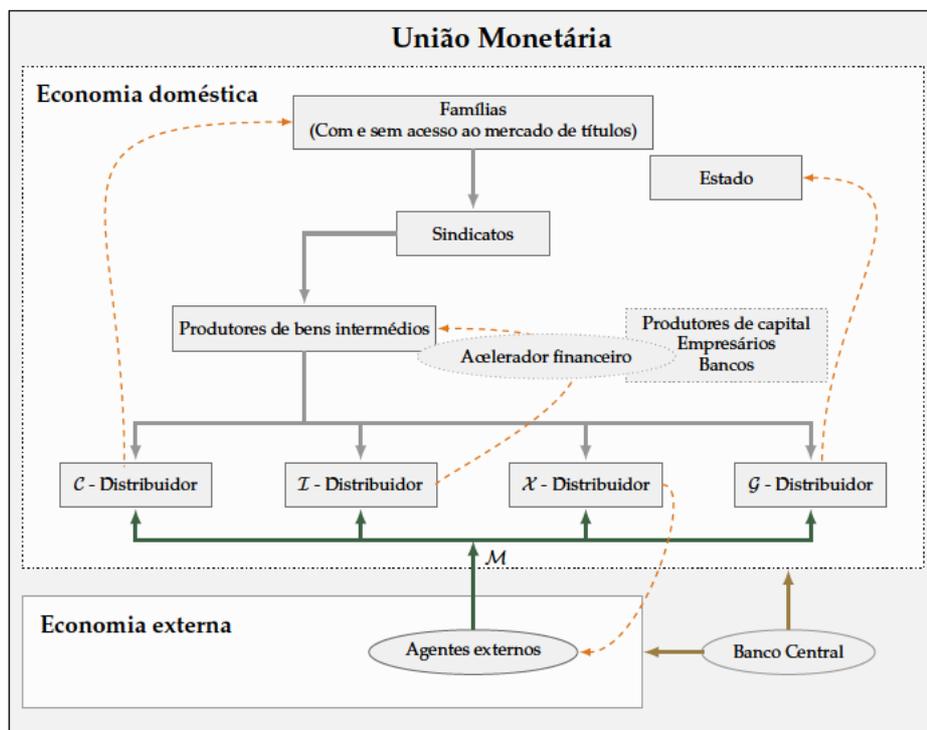


GRÁFICO 1: Uma representação estilizada do modelo *PESSOA*.

Fonte: Os autores.

Notas: O identificador  $C$  representa os bens de consumo,  $I$  os bens de investimento,  $G$  os bens consumidos pelo Estado,  $X$  os bens de exportação, e  $M$  os bens de importação. O acelerador financeiro compreende os agentes produtores de capital, os empresários e os bancos. As linhas a cheio das economias doméstica e externa identificam os fornecedores de *inputs*, e.g. as Famílias fornecem mão-de-obra aos Sindicatos; as linhas a tracejado identificam os clientes, e.g. as Famílias compram bens de consumo dos agentes nomeados  $C$  - Distribuidor.

*vice-versa*. O setor externo é representado por um modelo VAR Bayesiano englobando a produção externa, a taxa de juro e a inflação.

O modelo contempla os seguintes dez tipos de agentes: famílias, sindicatos, produtores de bens intermédios, distribuidores (produtores de bens finais), Estado, produtores de bens de capital, empresários, bancos, agentes estrangeiros da Área do Euro e o BCE. A Figura 1 apresenta uma representação estilizada do modelo *PESSOA* contendo as principais interações entre estes agentes.

As famílias evoluem de acordo com o esquema de gerações sobrepostas proposto originalmente em Blanchard (1985). Estas estão sujeitas a vidas finitas estocásticas e enfrentam uma probabilidade de morte idêntica e constante, independente da idade (ver Frenkel e Razin 1996; Harrison *et al.*

2005; Bayoumi e Sgherri 2006). A população é constante, implicando que em cada período o número de recém-nascidos é igual àqueles que perecem. Coexistem dois tipos de famílias em cada momento do tempo: famílias detentoras de ativos, e por conseguinte capazes de alisar o consumo ao longo da vida através da negociação de ativos; e famílias sem acesso ao mercado do títulos, e por conseguinte levadas a consumir todos os rendimentos auferidos em cada momento do tempo.

O modelo é intrinsecamente não-Ricardiano. As famílias sem acesso ao mercado do títulos não alisam o consumo e são sempre contemporaneamente afetadas pelas decisões de política orçamental. As restantes famílias preferem claramente a emissão de dívida pública para financiar despesas do Estado, uma vez que os impostos futuros serão cobrados em grande parte junto das gerações futuras (Buiter 1988). Os efeitos não-Ricardianos são amplificados pelo perfil de rendimento ao longo do ciclo de vida, que modifica o incentivo dos agentes em prol de preferirem pagar impostos mais tarde, quando o rendimento do trabalho é menor. O modelo apresenta ainda tributação distorcionária sobre o consumo das famílias, trabalho e rendimentos de capital. Todas as famílias são remuneradas pelos serviços prestados aos sindicatos e podem receber transferências do Estado e do exterior. Os detentores de ativos também auferem juros sobre os títulos detidos, recebem dividendos de empresas e remunerações por serviços financeiros (na monitorização de empresas em falência).

Os sindicatos contratam a mão-de-obra das famílias para a disponibilizar junto dos produtores de bens intermédios. Estes agentes operam em concorrência perfeita no mercado de *inputs* e em concorrência monopolística no mercado de *outputs*, cobrando um “*markup*” sobre os produtores de bens intermédios e criando portanto uma hiato entre o salário pago por essas empresas e o salário recebido pelas famílias. Os lucros dos sindicatos são distribuídos às famílias sob a forma de dividendos.

Os produtores de bens intermédios combinam capital, alugado aos empresários, com serviços de mão-de-obra, contratados junto dos sindicatos, para produzir um bem intermédio que depois é vendido aos distribuidores. Estes agentes também operam em concorrência perfeita no mercado de *inputs* e em concorrência monopolística no mercado de *outputs*, enfrentando custos de ajustamento quadráticos sempre que alteram os preços. Eles pagam contribuições para a segurança social e impostos de capital sobre os lucros.

O acelerador financeiro ilustrado na Figura 1 é um mecanismo que compreende os produtores de bens de capital, os empresários e os bancos, tal como em Bernanke *et al.* (1999) e Christiano *et al.* (2010). Neste mecanismo, as fricções financeiras afetam a rentabilidade do capital e, portanto, a acumulação de capital. Os produtores de bens de capital detêm a exclusividade da sua produção. Antes de cada ciclo de produção, eles compram o capital não depreciado aos empresários e combinam-no com bens de investimento comprados aos distribuidores para produzir o novo capital da economia, o

qual é depois novamente vendido aos empresários. Os produtores de bens de capital enfrentam custos de ajustamento quadráticos quando alteram os níveis de investimento, operando num ambiente perfeitamente competitivo tanto nos mercados de *inputs* como de *outputs*.

As decisões dos empresários têm um efeito direto sobre a acumulação de capital da economia. Eles não possuem recursos próprios suficientes para financiar a aquisição desejada de capital, mas podem colmatar a diferença recorrendo a empréstimos bancários. Dado o capital próprio, esta decisão determina diretamente a composição do balanço da empresa e, por conseguinte, a alavancagem. Os empresários operam num ambiente com risco no qual choques idiossincráticos alteram o valor do stock de capital (depois da composição do balanço ter sido decidida). Eles são igualmente responsáveis por selecionar a taxa de utilização do capital que maximiza o valor descontado dos lucros (depois de impostos) que decorre da atividade de aluguer do capital. No final de cada período, os empresários compram o novo stock de capital dos produtores de bens de capital e voltam ao alugá-lo para que seja usado no processo de produção. Os empresários pagam um imposto de capital sobre o lucro auferido.

Os bancos operam num ambiente perfeitamente competitivo, e o seu papel é unicamente recolher fundos das famílias detentoras de ativos e disponibilizar esses recursos financeiros aos empresários. Se um empresário falir, devido a um choque idiossincrático adverso, o banco deve pagar todos os custos de falência às famílias detentoras de ativos, tais como custos de auditoria, liquidação de ativos ou efeitos de interrupção de negócios. Dado que as aquisições de capital são arriscadas, também os empréstimos dos bancos o são, originando a cobrança de um *spread* sobre a taxa de juro para cobrir perdas por falência. Embora os empréstimos individuais sejam arriscados, a carteira agregada dos bancos é livre de risco, uma vez que cada banco detém uma carteira de empréstimos totalmente diversificada. O contrato celebrado entre o empresário e o banco engloba um menu de taxas de juros condicionais, as quais asseguram lucro zero em todos os períodos e em todos os estados da natureza. Os empréstimos das famílias são portanto livres de risco em todos os momentos.

Os distribuidores combinam bens intermédios domésticos com bens importados (identificados na Figura 1 por  $\mathcal{M}$ ) para produzir os bens finais. Os bens de consumo ( $\mathcal{C}$ ) são adquiridos pelas famílias, os bens de consumo público ( $\mathcal{G}$ ) pelo Estado, e os bens de exportação ( $\mathcal{X}$ ) pelos distribuidores estrangeiros. Os bens de investimento ( $\mathcal{I}$ ), adquiridos pelos produtores de bens de capital, são um componente chave do acelerador financeiro. Analogamente aos produtores de bens intermédios, os distribuidores são perfeitamente competitivos no mercado de *inputs* e monopolisticamente competitivos no mercado de *outputs*, e enfrentam custos de ajustamento quadráticos quando alteram os preços. Eles pagam impostos de capital sobre os lucros.

As despesas do Estado compreendem não só a aquisição dos já mencionados bens de consumo público, adquiridos junto dos distribuidores, como também transferências *lumpsum* para as famílias e juros da dívida pública. Estas despesas são financiadas através de impostos sobre os salários, os rendimentos de capital e o consumo das famílias e, eventualmente, através de transferências do exterior. O governo também pode emitir títulos de dívida pública com maturidade de um trimestre para financiar despesas, pagando uma taxa de juro sobre a dívida pública. Os impostos sobre os rendimentos de salários—doravante denominados impostos sobre o trabalho—incluem as contribuições pagas pelos empregadores e pelos trabalhadores. As alterações nos impostos pagas pelos trabalhadores garantem que a dívida evolua ao longo de uma trajetória não explosiva, embora as políticas de estabilização automáticas permitam que o equilíbrio orçamental possa desviar-se temporariamente do objetivo pré-determinado.

O resto do mundo corresponde ao resto da união monetária, e assim a taxa de câmbio efetiva nominal está irrevogavelmente fixada na unidade. A economia doméstica interage com a economia externa através do mercado de bens e do mercado financeiro. No mercado de bens, os distribuidores domésticos compram bens importados do exterior para serem usados na produção de bens finais. O recíproco acontece com os distribuidores estrangeiros, que compram produtos de exportação de distribuidores domésticos. No mercado financeiro internacional, as famílias detentoras de ativos comercializam ativos para suavizar o consumo.

### **Variáveis observadas e choques estruturais**

O modelo foi estimado com observações trimestrais para o período 1999:1–2015:4, tendo sido usadas vinte e quatro séries temporais, incluindo variáveis reais, nominais e financeiras. Todas as variáveis endógenas e seu tratamento, antes da estimação, estão apresentadas na Tabela 1.

Deve salientar-se que as transformações dos dados observados isolam a estimação de influências exógenas não diretamente explicadas pela estrutura do modelo. O rácio receitas/PIB associado às contribuições patronais e dos trabalhadores, bem como o rácio PIB/prestações sociais são dois exemplos de dados observados que incorporam tendências na amostra que estão, em grande medida, relacionados com o aumento permanente da proteção social e o envelhecimento. O modelo não foi concebido para capturar essas características, que assumem uma natureza estrutural. Para ter devidamente em conta o seu comportamento nas frequências mais elevadas, calculámos a primeira diferença (de logaritmos). Também subtraímos a média da maioria das séries temporais—suprimindo assim as diferenças exógenas de crescimento da tendência ou as diferenças de nível—para favorecer as características associadas ao ciclo económico presentes nos dados observados.

Variáveis observadas	Transformação
<b>Variáveis reais</b>	
PIB, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Consumo privado, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Consumo e investimento públicos, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Investimento privado, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Exportações, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Importações, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Salários reais, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Horas trabalhadas, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
<b>Variáveis nominais</b>	
Deflador do PIB	Primeira diferença de logs, centrada
Deflador do consumo privado	Primeira diferença de logs, centrada
Deflador do consumo e investimento públicos	Primeira diferença de logs, centrada
Deflador do investimento privado	Primeira diferença de logs, centrada
Deflador das exportações	Primeira diferença de logs, centrada
<b>Política orçamental</b>	
Rácio receitas/PIB: impostos indiretos	Nível, centrado
Rácio receitas/PIB: impostos sobre rend. das famílias	Nível, centrado
Rácio receitas/PIB: impostos de empresas	Nível, centrado
Rácio receitas/PIB: contribuições	Primeira diferença de logs, centrada
Rácio despesas/PIB: prestações sociais	Primeira diferença de logs, centrada
<b>Variáveis financeiras</b>	
Prémio de risco da economia	Nível (pp)
Empréstimos reais a sociedades não financeiras	Primeira diferença de logs, centrada
Spread de taxas de juro de empresas	Nível (pp), centrado
<b>Variáveis da Área do Euro</b>	
PIB, per capita	Primeira diferença de logs, centrada
Deflador do PIB	Primeira diferença de logs, centrada
EURIBOR a 3 meses	Nível, centrado

QUADRO 1. Variáveis observadas.

Fontes: INE, EUROSTAT e Banco de Portugal.

Notas: Os agregados *per capita* são calculados com a população total. Os salários reais são deflacionados pelo deflador do consumo privado. Os empréstimos reais são deflacionados pelo deflador do PIB. O prémio de risco da economia é medido exogenamente pelo diferencial entre a taxa de juro implícita na dívida pública portuguesa e alemã. O diferencial da taxa de juro das empresas é calculado como a diferença entre a taxa de juro paga pelas sociedades não financeiras e a taxa de juro nacional, que inclui o prémio de risco. Os pontos percentuais são abreviados para "pp".

Todas as observações trimestrais estão ajustadas de sazonalidade. Sempre que as séries oficiais ajustadas não estavam disponíveis, a transformação foi realizada usando o *X12 ARIMA*.

Com exceção das variáveis externas, permitimos a existência de erros de medida para levar em consideração algum ruído nos dados macroeconómicos.

A variância dos erros de medida foi calibrada em 5% da variância de cada série observada, exceto nos dados financeiros, onde um ruído mais considerável justifica um valor maior, de 25%.

A estimação assenta numa prática comum na literatura, na qual vários parâmetros não identificáveis ou fracamente identificados são calibrados, tendo por base estudos empíricos relevantes ou evidência micro, ou fazendo corresponder “grandes rácios” ou qualquer outra medida quantificável do estado estacionário. A informação *a priori* é combinada com a verosimilhança obtida a partir dos dados para obter um *kernel* para a distribuição *a posteriori*. Este é maximizado através de uma rotina de otimização numérica, de molde a obter uma estimativa para a moda da distribuição *a posteriori* e para a correspondente matriz de variância-covariância. Esta informação é então usada para inicializar o algoritmo adaptativo *Random-Walk Metropolis-Hastings*, e assim obter estimativas para os parâmetros da distribuição *a posteriori*. Foram calculadas 4 cadeias paralelas de 1 milhão de repetições cada, e descartadas as primeiras 500 mil. Todos os subprodutos da estimação são avaliados na média da distribuição *a posteriori*. As séries de dados observadas utilizadas na estimação e as variáveis alisadas sem erros de medida são, em geral, virtualmente idênticas, com exceção do crescimento do crédito e do *spread* de taxas de juro de crédito, onde o maior erro de medida cria um diferencial entre os dois.<sup>2</sup>

O comportamento estocástico do modelo *PESSOA* é determinado por vinte e quatro choques estruturais, os quais foram agregados em cinco categorias, nomeadamente “Preferências e tecnologia”, “Markups domésticos”, “Orçamentais”, “Financeiros” e “Externos”. O conteúdo de cada categoria está discriminado na Tabela 2, a qual também apresenta o agente da Figura 1 que é diretamente afetado pelo choque, sempre que aplicável, embora a partir de uma perspetiva de equilíbrio geral todos os agentes sejam potencialmente afetados em todos os momentos por todas as perturbações.

Vinte e um choques afetam diretamente a economia doméstica, quer através de processos do tipo independente e identicamente distribuído (iid), quer através de processos autorregressivo de primeira ordem (AR(1)). Os restantes três choques, nomeadamente os que afetam a inflação, o PIB e a taxa de juro da Área do Euro, são determinados por um VAR Bayesiano (BVAR) *à la* Christiano *et al.* (2011), estimado em conjunto com o modelo DSGE. A Figura 2 apresenta os choques estimados no período 1999:1–2015:4.

---

2. Todos os detalhes podem ser encontrados em Júlio e Maria (2017), incluindo as opções tomadas na fase de calibração, bem como a análise das funções de distribuição *a priori* e *a posteriori*. Poderão existir pequenas diferenças quantitativas em relação aos resultados apresentados neste artigo, as quais não têm impacto nas mensagens principais.

Componente	Agente	Processo
<b>Choques de preferências/tecnológicos</b>		
Escolha entre consumo/oferta de trabalho	Famílias	AR(1)
Eficiência na utilização das importações	<i>Todos os distribuidores</i>	AR(1)
Tecnologia de amplificação do fator trabalho (estacionária)	Prod: bens intermédios	AR(1)
Tecnologia de amplificação do fator trabalho (raiz unitária)	Prod: bens intermédios	AR(1)
Eficiência na utilização do investimento privado	Prod: bens de capital	AR(1)
<b>Choques de markups domésticos</b>		
Salários	Sindicatos	AR(1)
Preços de bens de consumo	$\mathcal{C}$ - Distribuidor	iid
Preços de bens de investimento	$\mathcal{I}$ - Distribuidor	iid
Preços de bens de consumo público	$\mathcal{G}$ - Distribuidor	iid
Preços de bens de exportação	$\mathcal{X}$ - Distribuidor	iid
<b>Choques orçamentais</b>		
Consumo público e investimento	Estado	AR(1)
Transferências	Estado	AR(1)
Taxas de imposto: trabalho	Estado	AR(1)
Taxas de imposto: consumo	Estado	AR(1)
Taxas de imposto: capital	Estado	AR(1)
Regra fiscal	Estado	AR(1)
<b>Choques financeiros</b>		
Prémio de risco da economia	<i>Vários</i>	AR(1)
Risco do empresário (crédito)	Empresários	AR(1)
Valor líquido da empresa	Empresários	AR(1)
<b>Choques externos</b>		
Markup dobre o preço de bens de importação	<i>Todos os distribuidores</i>	iid
Quota de mercado das exportações	$\mathcal{X}$ - Distribuidor	AR(1)
Área do Euro: inflação	$\mathcal{X}$ - Distribuidor	BVAR
Área do Euro: PIB	$\mathcal{X}$ - Distribuidor	BVAR
Área do Euro: taxa de juro	<i>Vários</i>	BVAR

QUADRO 2. O conteúdo estocástico do modelo *PESSOA*.

Fonte: Os autores.

Notas: O choque tecnológico de amplificação do fator trabalho (raiz unitária) é implementado assumindo que a primeira diferença do choque segue um processo AR(1). A taxa de juro da economia portuguesa é definida como a soma da taxa de juro da Área do Euro e o prémio de risco da economia (exógeno). A coluna "Agente" identifica o agente apresentado na Figura 1 que é afetado diretamente pelo choque, sempre que aplicável. A coluna "Choque" recupera a nomenclatura usada em Júlio e Maria (2017). A coluna "Processos" identifica se o processo estatístico associado ao choque é Normal e iid ou autorregressivo de ordem um.

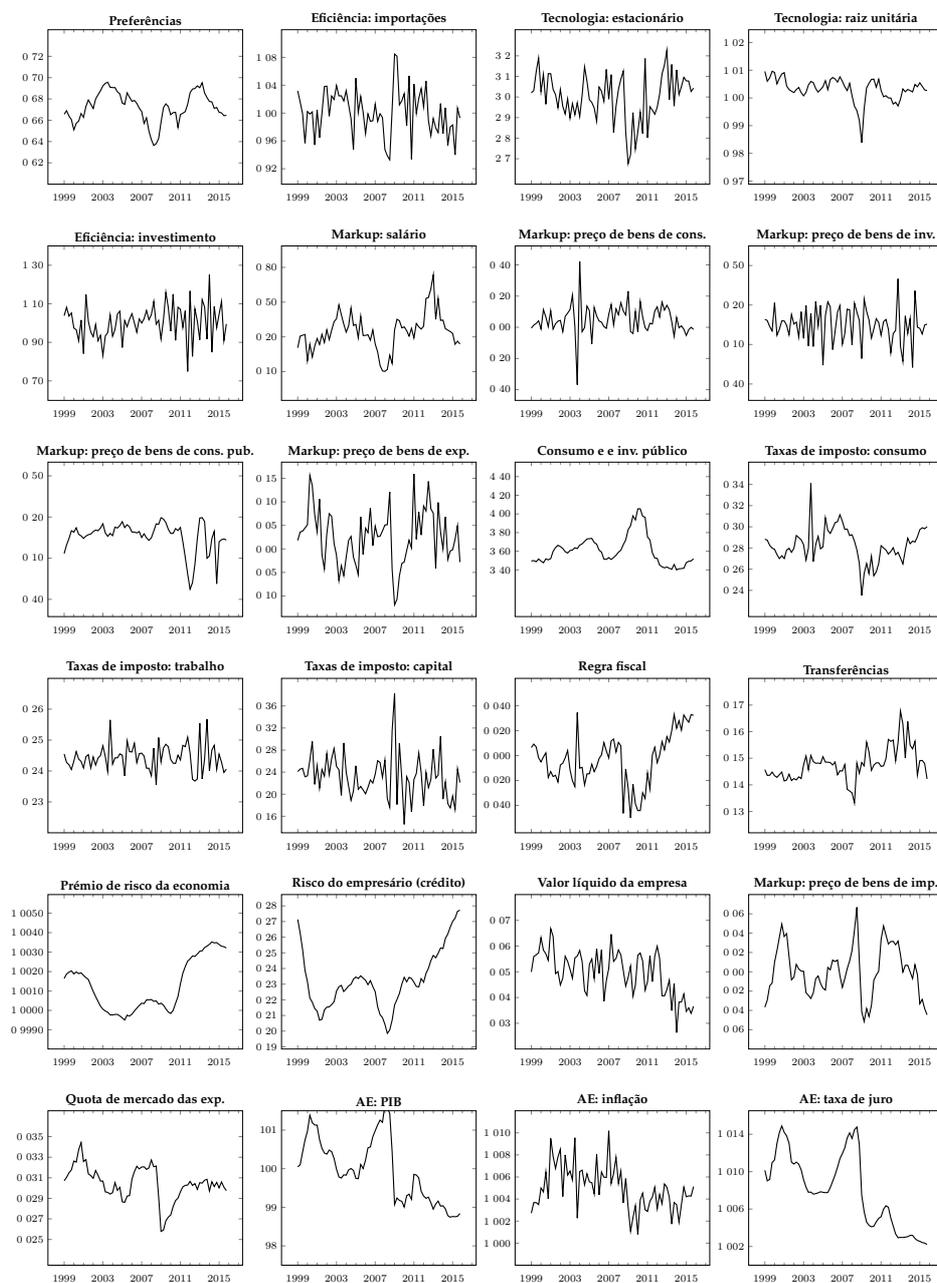


GRÁFICO 2: Estimativas para os choques.

Fonte: Os autores.

Notas: Os níveis do estado estacionário podem ser encontrados em Júlio e Maria (2017). As hipóteses subjacentes aos processo de cada choque estão apresentadas na última coluna da Tabela 2. "AE" identifica uma variável da Área do Euro. O PIB da Área do Euro foi colocado no nível 100 no estado estacionário.

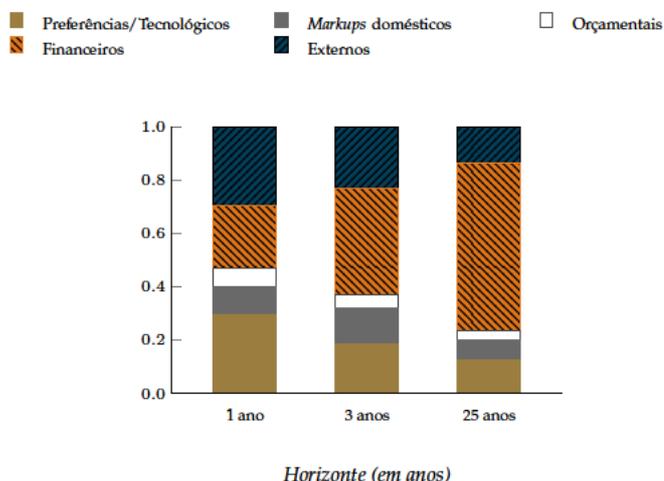


GRÁFICO 3: Decomposição da variância do erro de previsão para o PIB.

Fonte: Os autores.

Notas: A decomposição refere-se à componente estacionária do nível do PIB português, calculado tendo em consideração o nível da tecnologia.

### Uma narrativa de equilíbrio geral para o PIB

A Figura 3 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão para o PIB estacionário nos horizontes de 1, 3 e 25 anos, enquanto a Figura 4 mostra a decomposição histórica das variações em termos homólogos de acordo com as cinco categorias acima mencionadas.

O resultado mais significativo associado à decomposição da variância é a crescente importância dos fatores financeiros à medida que o horizonte temporal aumenta. Esta tendência começa por ultrapassar a importância da categoria “Preferências e tecnologia”, e em horizontes mais longos também a categoria associada aos fatores externos. Os *markups* domésticos e as decisões de política orçamental desempenham um papel reduzido em todos os horizontes temporais.

A relevância dos fatores financeiros fica a dever-se principalmente ao choque de risco do empresário (crédito), o qual é sempre dominante em comparação com os restantes choques da sua categoria. A relevância deste choque, que apresenta uma elevada persistência, está em linha com a literatura empírica recente (Christiano *et al.* 2014). O prémio de risco da economia também é relevante, principalmente nos horizontes mais curtos, sendo superado pelo choque sobre o valor líquido da empresa no médio e longo prazos.

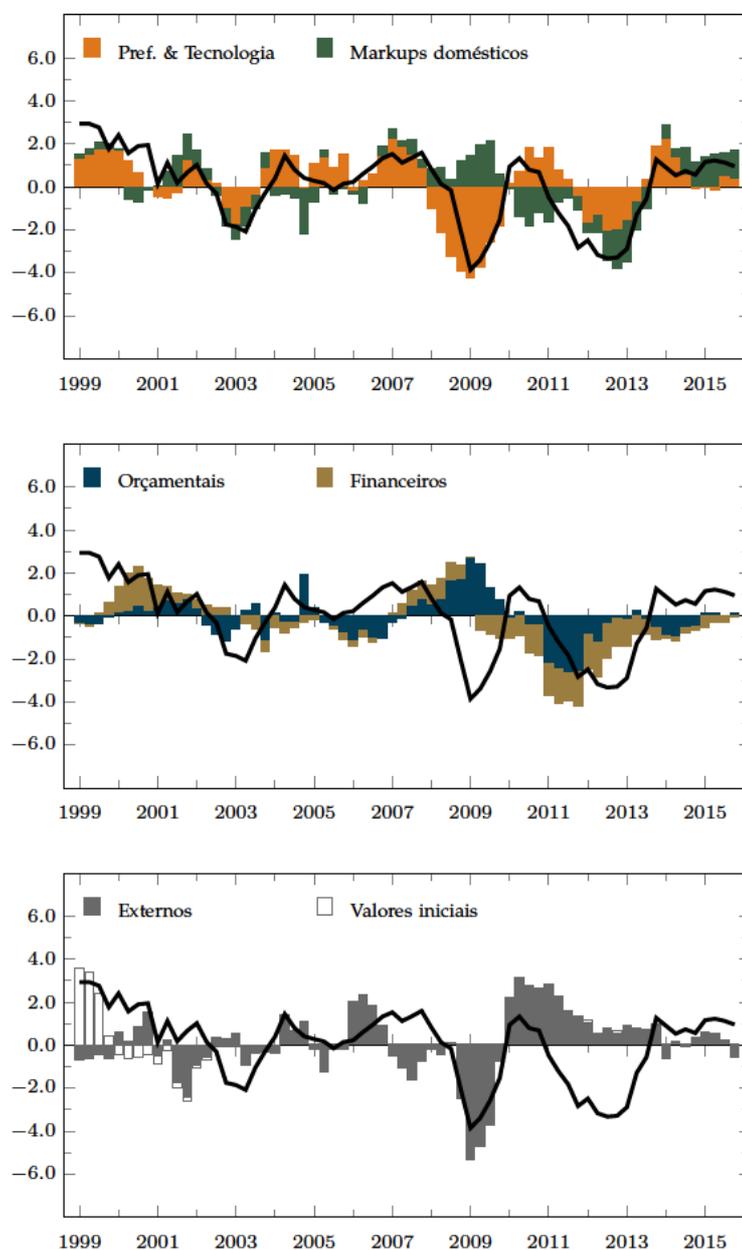


GRÁFICO 4: Decomposição histórica do crescimento do PIB português.

Fonte: Os autores.

Notas: Todos os resultados estão em desvios em relação aos níveis do estado estacionário. O crescimento do PIB está avaliado em termos homólogos. O conteúdo de cada categoria de choques está descrito na Tabela 2. No modelo *PESSOA*, o crescimento do PIB no estado estacionário é idêntico em Portugal e na Área do Euro, tendo sido fixado em 1.2% em termos anuais (em linha com o valor médio no período 1999:1–2015:4 para a Área do Euro). Further details can be found in Júlio e Maria (2017). O eixo vertical de cada gráfico está em percentagem para o crescimento do PIB (linha a preto) e em pontos percentuais para os contributos (barras).

A decomposição histórica da taxa de crescimento do PIB, calculada trimestralmente ao longo do período 1999:1–2015:4, revela que os choques de preferências e tecnológicos são muito importantes para explicar as frequências mais elevadas, tanto em períodos de expansão como em períodos recessivos. Os fatores orçamentais não são nem sistematicamente pró-cíclicos nem contra-cíclicos, enquanto os fatores financeiros ou externos apresentaram uma elevada persistência, oscilando entre contribuições negativas e positivas relativamente sistemáticas. A contribuição média dos fatores financeiros no período amostral é negativa, devido em grande medida aos últimos cinco anos, em contraste com a contribuição dos fatores externos. Os *markups* domésticos são uma categoria mais errática, o que é explicável em parte pelos processos clarificados na Tabela 2.<sup>3</sup>

As estimavas dos choques associados a variáveis financeiras sugerem que Portugal foi moderadamente afetado pela turbulência financeira mundial de 2008.<sup>4</sup> O colapso do comércio mundial em 2009 e o declínio concomitante do PIB na Área do Euro resultaram, contudo, em importantes choques externos negativos, acompanhados de perturbações significativas de natureza tecnológica. Estes eventos originaram a queda da taxa de crescimento do PIB, apesar de contribuições positivas do lado orçamental, principalmente associadas ao consumo público, impostos sobre o consumo e impostos sobre o rendimento do trabalho.

Os fatores externos, influenciados pela recuperação do comércio mundial, foram a principal força motriz que colocou o crescimento do PIB próximo dos níveis do estado estacionário no início de 2010. No entanto, as fragilidades macroeconómicas domésticas e a turbulência dos mercados financeiros despoletaram choques financeiros adversos, especialmente um aumento do prémio de risco da economia—incorporado no *PESSOA* como um desenvolvimento exógeno—e um aumento do prémio de risco do empresário (crédito). O PIB contraiu novamente no início de 2011, refletindo um forte impacto orçamental em que o consumo e o investimento públicos caíram e os impostos—especialmente no consumo e no trabalho—subiram. A parte mais substantiva do ajustamento orçamental durou até ao início de 2012, embora o crescimento do PIB tenha permanecido abaixo do nível do estado estacionário até ao final de 2013, devido em parte a choques de preferências e tecnológicos.

A taxa de crescimento do PIB português recuperou dos dois períodos recessivos com a inversão dos efeitos provocados por alguns destes choques, permanecendo acima dos níveis do estado estacionário a partir de 2014. Os *markups* domésticos—em particular sobre o salário e sobre o preço

---

3. Devido a problemas de identificação, os choques sobre o *markup* dos salários são os únicos que são caracterizados por um processo AR(1).

4. A eficiência na utilização das importações produziu efeitos recessivos importante durante 2008.

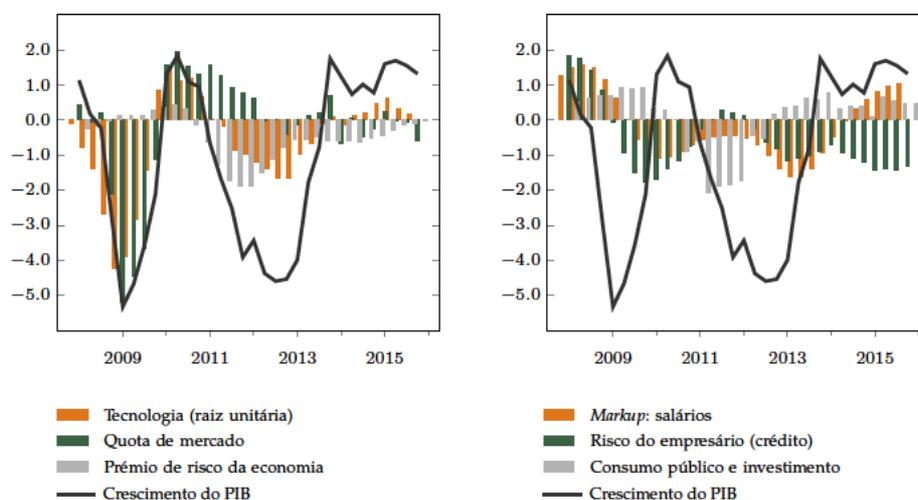


GRÁFICO 5: Contribuições para o crescimento do PIB—choques específicos.

Fonte: Os autores.

Notas: Todos os resultados estão em desvio em relação aos níveis do estado estacionário. O crescimento do PIB é calculado em termos homólogos.

no consumidor—e fatores externos emergiram com as contribuições mais expressivas para o crescimento do PIB neste período mais recente.

A Figura 5 apresenta a contribuição de choques específicos para o crescimento do PIB, entre os vinte e quatro choques estruturais apresentados na Tabela 2, tomando em consideração a sua correlação com a variável endógena após 2008 e sua importância relativa. Os resultados mostram que a recessão de 2009-10 foi predominantemente dominada por dois choques estruturais: tecnologia (raiz unitária) e quota de mercado das exportações, refletindo sobretudo a turbulência financeira mundial, a queda do PIB da Área do Euro e o colapso do comércio mundial em 2009.

A crise de 2011-13 deixa de ser dominada por apenas dois choques, apresentando contributos importantes mais disseminados. O choque tecnológico (raiz unitária) continua a emergir como uma perturbação relevante, mas a quota de mercado das exportações deixa de afetar negativamente o crescimento do PIB. Entre as medidas de política orçamental tomadas durante este período, justificadas pelo processo de ajustamento a que os agentes económicos foram sujeitos, a contribuição negativa associada ao consumo e investimento públicos foi a mais relevante. O contributo negativo do prémio de risco da economia é igualmente salientado na Figura 5.

Finalmente, o choque sobre o *markup* dos salários e o prémio de risco do empresário (crédito) merecem uma ênfase especial no período pós-2008:

ambos apresentam um efeito negativo persistente sobre o crescimento do PIB. Contudo, a contribuição negativa do *markup* dos salários foi interrompida em 2014:4, tendo passado a ser positiva, enquanto o prémio de risco do empresário (crédito) continuou a limitar o crescimento do PIB.

### **Conclusões**

Este artigo apresenta alguns produtos resultantes de uma versão estimada do *PESSOA*, um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral de média escala para uma pequena economia aberta como a portuguesa.

Os resultados sugerem que as flutuações nos fatores financeiros são a força motriz mais importante do ciclo económico desde a criação da Área do Euro, tendo desempenhado um papel importante no período mais recente. O período pós-2008 foi marcado pelo aumento persistente do prémio de risco do empresário (crédito), o qual continuou a limitar o crescimento do PIB em 2015.

A recessão de 2009-10 foi dominada por dois choques estruturais: tecnologia (raiz unitária) e quota de mercado das exportações, refletindo sobretudo a turbulência financeira mundial, a queda do PIB da Área do Euro e o colapso do comércio mundial em 2009. A crise de 2011-13 teve uma natureza mais granular, embora a tecnologia (raiz unitária) tenha mantido um contributo importante. Inclui por exemplo um impacto importante da política orçamental, nomeadamente a redução do consumo e investimento públicos, bem como um aumento significativo dos níveis de risco (incluindo o prémio de risco da economia e o prémio de risco do empresário).

## Referências

- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, e Mattias Villani (2007). "Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through." *Journal of International Economics*, 72(2), 481–511.
- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, e Mattias Villani (2008). "Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8), 2690–2721.
- Almeida, Vanda, Gabriela Castro, Ricardo M. Félix, Paulo Júlio, e José R. Maria (2013a). "Inside PESSOA—A detailed description of the model." Working Paper 16/2013, Banco de Portugal.
- Almeida, Vanda, Gabriela Castro, Ricardo M. Félix, e José R. Maria (2013b). "Fiscal consolidation in a small euro area economy." *International Journal of Central Banking*, 9(4), 1–38.
- Almeida, Vanda, Gabriela Castro, e Ricardo Mourinho Félix (2009). "The Portuguese economy in the European context: structure, shocks and policy." In *The Portuguese economy in the context of economic, financial and monetary integration*, pp. 65–152. Banco de Portugal.
- Almeida, Vanda, Gabriela Castro, e Ricardo Mourinho Félix (2010). "Improving competition in the non-tradable goods and labour markets: the Portuguese case." *Portuguese Economic Journal*, 9(3), 163–193.
- Bayoumi, T. e S. Sgherri (2006). "Mr Ricardo's great adventure: Estimating fiscal multipliers in a truly intertemporal model." Working Paper 06/168, International Monetary Fund.
- Bernanke, B.S., M. Gertler, e S. Gilchrist (1999). "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341–1393.
- Blanchard, Olivier (1985). "Debts, deficits and finite horizons." *Journal of Political Economy*, 93(2), 223–247.
- Buiter, Willem (1988). "Death, birth, productivity growth and debt neutrality." *The Economic Journal*, 98(391), 279–293.
- Castro, Gabriela, Ricardo M Félix, Paulo Júlio, e José R Maria (2015). "Unpleasant debt dynamics: Can fiscal consolidations raise debt ratios?" *Journal of Macroeconomics*, 44, 276–294.
- Castro, Gabriela, Ricardo M. Félix, Paulo Júlio, e José R. Maria (2013). "Fiscal multipliers in a small euro area economy: How big can they get in crisis times?" Working Paper 11, Banco de Portugal.
- Christiano, Lawrence, Roberto Motto, e Massimo Rostagno (2010). "Financial factors in economic fluctuations." Working Paper 1192, European Central Bank.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, e Charles Evans (2005). "Nominal rigidities and the dynamis effects of a shock to monetary policy." *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.

- Christiano, Lawrence J, Martin S Eichenbaum, e Mathias Trabandt (2015). "Understanding the Great Recession." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 110–167.
- Christiano, Lawrence J, Roberto Motto, e Massimo Rostagno (2014). "Risk Shocks." *American Economic Review*, 104(1), 27–65.
- Christiano, Lawrence J, Mathias Trabandt, e Karl Walentin (2011). "Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 1999–2041.
- Christoffel, Kai Philipp, Günter Coenen, e Anders Warne (2008). "The new area-wide model of the euro area: a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis."
- de Castro, Marcos R, Solange N Gouvea, Andre Minella, Rafael C dos Santos, e Nelson F Souza-Sobrinho (2011). "SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach." Tech. rep.
- Frenkel, Jacob e Assaf Razin (1996). *Fiscal Policies and growth in the world economy*. 3rd ed., The MIT Press.
- Gadatsch, Niklas, Klemens Hauzenberger, e Nikolai Stähler (2015). "German and the rest of euro area fiscal policy during the crisis." Tech. rep., Discussion Paper, Deutsche Bundesbank.
- Galí, Jordi, J David López-Salido, e Javier Vallés (2007). "Understanding the effects of government spending on consumption." *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227–270.
- Harrison, Richard, Kalin Nikolov, Meghan Quinn, Gareth Ramsay, Alasdaur Scott, e Ryland Thomas (2005). *The Bank of England Quarterly Model*. Bank of England.
- Júlio, Paulo e José R. Maria (2017). "Output and inflation in the Portuguese post-2008 period: A narrative from an estimated DSGE model." Working Paper Forthcoming, Banco de Portugal.
- Kilponen, Juha, Seppo Orjasniemi, Antti Ripatti, e Fabio Verona (2016). "The Aino 2.0 model." Research Discussion Paper 16/2016, Bank of Finland.
- Kumhof, Michael, Dirk Muir, Susanna Mursula, e Douglas Laxton (2010). "The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF)—Theoretical structure." Working Paper 10/34, International Monetary Fund.
- Ratto, Marco, Werner Roeger, e Jan in't Veld (2009). "QUEST III: An estimated open-economy DSGE model of the euro area with fiscal and monetary policy." *economic Modelling*, 26(1), 222–233.
- Schorfheide, Frank (2000). "Loss function-based evaluation of DSGE models." *Journal of Applied Econometrics*, 15(6), 645–670.
- Smets, Frank e Rafael Wouters (2003). "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area." *Journal of the European economic association*, 1(5), 1123–1175.
- Yaari, Menahem (1965). "Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer." *The Review of Economic Studies*, 32(2), 137–150.



