

1

Revista de Estudos Económicos

Volume V



BANCO DE
PORTUGAL
EUROSISTEMA

1

Revista de Estudos Económicos

Volume V

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, 2019 • www.bportugal.pt

Índice

Editorial

Artigos

Risco de concentração setorial nas carteiras de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras | **1**

António R. dos Santos e Nuno Silva

Saldos da balança corrente ajustados do ciclo em Portugal | **19**

João Amador e João Falcão Silva

Desajustamento entre escolarização e ocupações dos trabalhadores portugueses: uma análise agregada | **41**

Ana Catarina Pimenta e Manuel Coutinho Pereira

Sinopse de Economia

Porque é a estabilidade de preços um objetivo-chave dos bancos centrais? | **67**

Bernardino Adão

Editorial

Janeiro 2019

O primeiro número da Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal para 2019 contém três ensaios diversos sobre a concentração do crédito bancário, a sensibilidade dos saldos das contas correntes ao ciclo económico e os desajustamentos entre escolarização e ocupações no mercado de trabalho. A revista também apresenta uma sinopse económica sobre os objetivos de inflação da política monetária.

O primeiro ensaio, de António R. dos Santos e Nuno Silva, intitula-se "Risco de concentração setorial nas carteiras de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras". Após a grande recessão e a crise dos soberanos na Europa, as preocupações dos decisores políticos e do público com a robustez dos bancos aumentaram acentuadamente. Uma área que mereceu grande atenção é a prevalência de empréstimos em incumprimento e as ameaças que representam para a estabilidade do sistema financeiro. Uma abordagem regulatória fundamental para o problema do risco de crédito é a estrutura de capital de Basileia, na qual os bancos são obrigados a adicionar capital à medida que sua exposição a riscos aumenta. O problema que os autores abordam é que a almofada de capital exigida para um empréstimo específico depende apenas do risco do próprio empréstimo, independentemente da composição da carteira de crédito geral do banco. Por outras palavras, nas metodologias atualmente utilizadas o risco atribuído aos empréstimos de um banco não tem em conta os ganhos de redução de risco que podem advir do aumento da diversificação da carteira de crédito.

A fim de demonstrar a importância quantitativa da diversificação, os autores constroem e estimam dois modelos contrastantes para as distribuições de perdas de crédito. O primeiro modelo tem dois componentes a gerar as rentabilidades dos ativos: um componente idiossincrático de risco e um fator comum, em que este último componente captura a sensibilidade às condições macroeconómicas agregadas. O segundo modelo é semelhante, mas, em vez de um fator comum a todos os empréstimos, as rentabilidades de cada ativo dependem de um componente específico do setor. Esses fatores de risco estão correlacionados imperfeitamente entre si, o que significa que a medida agregada de risco de uma carteira de crédito diversificada sempre será menor do que o risco medido ignorando a diversificação.

O trabalho empírico utilizou dados sobre crédito bancário a empresas não financeiras operando em Portugal entre 2006 e 2017, sendo que cada empresa foi integrada num de treze setores. Os modelos foram estimados utilizando probabilidades de incumprimento a um ano disponibilizadas pela avaliação de crédito interna do Banco de Portugal, exposições de crédito individuais e frequências de incumprimento esperadas por setor estimadas a partir da Central de Responsabilidades de Crédito.

As simulações compararam as medidas de risco com base nas distribuições de perdas na carteira de empréstimos usando os dois modelos. Os resultados indicam que nos últimos anos a diferença nas medidas de risco geradas pelo modelo de fator comum e o modelo com fatores setoriais aumentou. No período pré-crise, os modelos de fatores comuns, ignorando a diversificação, apresentaram medidas de risco 40% superiores aos modelos com ganhos de diversificação. As diferenças aumentaram desde 2014 para aproximadamente 50%. O que levou a essa mudança? Os resultados apontam para ganhos de diversificação nos últimos anos, graças à menor concentração de crédito num setor específico: a construção. Isso é relevante porque a análise mostra que as reduções de risco foram devidas a essa diversificação e não devido a uma alocação generalizada de crédito a setores com menor interdependência.

Os resultados deste trabalho parecem justificar a introdução de melhorias nas avaliações de risco do sistema financeiro, considerando explicitamente as diversificações das carteiras de crédito.

O segundo ensaio de João Amador e João Falcão Silva intitula-se "Saldos da balança corrente ajustados do ciclo em Portugal". Da mesma forma que a distinção entre saldos orçamentais totais estruturais se tornou mais relevante nos últimos anos, observa-se igualmente um interesse crescente em ajustar os componentes fundamentais ou de tendência dos saldos da balança corrente da influência das flutuações do ciclo económico. No caso português, o saldo da balança corrente evoluiu de um défice de cerca de 10 por cento do PIB em 2010 para um excedente de 0,5 por cento em 2017. Será que esta mudança resultou de um ajustamento estrutural ou reflete principalmente desenvolvimentos cíclicos? Os autores tratam desta questão pondo ênfase na sensibilidade das importações e exportações face ao crescimento do PIB de Portugal e dos países de destino das exportações.

A ideia básica que as importações dependem do PIB é refinada ao considerar um modelo que tem em conta os diferentes conteúdos importados da procura interna ($C + G + I$) e das exportações. Considera-se que a relação entre importações e os componentes da procura agregada é caracterizada por elasticidades estáveis de longo prazo. Este pressuposto permite que os autores produzam estimativas dos níveis de importações e exportações que Portugal e os seus parceiros comerciais teriam se o PIB estivesse na sua tendência, isto é, com hiatos do produto nulos.

A análise empírica utilizou dados trimestrais da OCDE para os volumes e deflatores do PIB e seus componentes, desde o último trimestre de 1995 até ao último trimestre de 2017. As estimativas de hiatos do produto domésticos e externos foram provenientes do *"World Economic Outlook"* do FMI. As elasticidades comércio-PIB foram estimadas usando informações da base de dados *"Input-Output Inter-Country"* da OCDE para 2016.

Os resultados para as exportações mostram que a diferença entre as exportações observadas e as estruturais foi relativamente pequena, nunca ultrapassando 2 pontos percentuais do PIB. Da mesma forma, as

mudanças nas importações de bens e serviços, em percentagem do PIB, de 1996 a 2008 foram em grande parte de natureza estrutural. Após este período, as importações foram sistematicamente abaixo do nível estrutural correspondente, o que significa que os hiatos negativos do produto que ocorreram nesses anos reduziram significativamente as importações. O ajustamento cíclico mais forte das importações representou 3,4 p.p. do PIB e ocorreu em 2012. Reunindo os resultados das importações e exportações (e não introduzindo nenhum ajustamento cíclico nos saldos de rendimentos primários e secundários) obtemos o saldo da balança corrente corrigido do ciclo em percentagem do PIB para a economia portuguesa. Os saldos ajustados têm oscilado em torno do saldo não ajustado ao longo dos anos. Desde 2012, o saldo ajustado da balança corrente tem sido menor, mas a diferença entre os saldos ajustados e não ajustados diminuiu progressivamente para perto de zero em 2017.

A conclusão a extrair da análise é que, tal como noutros países, o ajustamento do saldo da balança corrente portuguesa face ao ciclo económico não é muito grande. Isto significa que a maior parte da melhoria observada no saldo da balança corrente portuguesa nos últimos anos tem uma natureza estrutural.

O terceiro ensaio, de Ana Catarina Pimenta e Manuel Coutinho Pereira, tem como título "Desajustamento entre escolarização e ocupações dos trabalhadores portugueses: uma análise agregada". Portugal tem uma força de trabalho com níveis de educação mais baixos que a generalidade dos países europeus. Embora os níveis de escolaridade das coortes mais jovens tenham aumentado, os dados mostram que também ocorreu uma mudança para ocupações que exigem mais habilitações à medida que as economias se modernizam e o peso dos setores intensivos em tecnologia crescem. A prevalência de sub-escolarização na força de trabalho é um problema crescente ou em queda? Para alguns, o problema é na verdade o oposto. À medida que a fração da população ativa com ensino superior cresce, será que são ultrapassadas as necessidades de trabalhadores altamente qualificados? Estaremos com um problema de sobre-escolarização, onde muitas pessoas com ensino superior só podem encontrar empregos que não fazem uso desse investimento em capital humano? Independentemente do seu tipo, os desajustes educativos têm um impacto negativo na produtividade das empresas e na satisfação no trabalho.

O artigo fornece respostas baseadas nos microdados dos "Quadros de Pessoal". A análise abrange mais de 23 milhões de observações nos anos entre 1995 e 2013. A análise parte das informações individuais nos Quadros de Pessoal, utilizando as classificações portuguesas de profissões e os níveis completados de ensino. Os autores estabelecem correspondências entre estas classificações e a *Internacional Standard Classification of Occupations (ISCO)*, por um lado, e a *Internacional Standard Classification of Education (ISCED)*, por outro. Uma correspondência padrão entre ocupações e níveis adequados de

escolaridade, com base no trabalho da Organização Internacional do Trabalho, é então usada para identificar situações de sub- ou sobre-escolarização. Os resultados desta metodologia mostram uma redução consistente ao longo do tempo da sub-escolarização em Portugal, passando de 64,6 por cento dos empregados em 1995 para 35 por cento em 2013. Essa mudança reflete a substituição dos mais velhos por gerações mais jovens e mais escolarizadas. Em contraste, a sobre-escolarização é muito menos significativa, com uma prevalência de 0,9 por cento em 1995 mas que cresceu até 5,1 por cento em 2013.

Os autores usam também outra metodologia baseada na moda das distribuições de nível de escolarização dos trabalhadores em cada grupo ocupacional. Este indicador moda resulta apenas dos dados do emprego em Portugal e, portanto, reflete desfasamento face aos padrões internacionais, utilizando um nível inferior de escolaridade adequada para algumas profissões. De acordo com essa metodologia, em 1995 a prevalência da sub-escolarização estava próxima de 12 por cento, ao passo que em 2013 estava acima de 20 por cento.

Uma secção final do ensaio concentra-se em comparações com outros 25 países europeus, utilizando microdados harmonizados do Inquérito sobre Rendimentos e Condições de Vida (EU-SILC), cobrindo esse conjunto vasto de países numa base anual e aplicando metodologias semelhantes às descritas anteriormente aos dados de 2007 e 2016. Portugal foi o país com maior incidência de sub-escolarização nos dois anos considerados, apesar de ter ocorrido uma queda na taxa de prevalência de 2007 para 2016. Quanto à prevalência da sobre-escolarização, as taxas de Portugal estão claramente abaixo da média da UE.

Partindo do pressuposto de que os resultados que utilizam padrões internacionais são os mais relevantes, uma conclusão do estudo é que em Portugal a passagem do tempo tem vindo a reduzir a dimensão do problema da escolarização insuficiente, um problema que apesar disso ainda hoje é significativo, como as comparações internacionais revelam.

A sinopse de Economia incluída nesta edição é da autoria de Bernardino Adão e intitula-se "Porque é a estabilidade de preços um objectivo-chave dos bancos centrais?". Faz parte do mandato dos bancos centrais modernos manter uma taxa de inflação baixa e estável no médio prazo, por exemplo 2 por cento. Será que a investigação em Economia fornece uma justificação para esse mandato? Este ensaio examina a literatura e responde afirmativamente: um nível baixo e estável de inflação de médio prazo não só é eficiente, como é equitativo.

Os pontos de partida da análise são as constatações que o custo de oportunidade de deter moeda é dado pela taxa de juro nominal e que a inflação é essencialmente um imposto sobre os ativos monetários. Um resultado devido a Milton Friedman, é que, como o custo de produção de moeda é basicamente zero, a eficiência exige que o custo de deter moeda

também o seja. Tal implica que o nível ótimo de médio prazo para a taxa de inflação deve ser negativo e igual ao valor absoluto da taxa de juro real.

A ideia de que o custo socialmente ótimo de deter moeda deve ser zero acabou por se revelar robusta face a argumentos de tributação ótima num mundo "*second best*". Mesmo que outros impostos sejam distorcionários, continua a não ser eficiente tributar a moeda porque a eficiência requer apenas a tributação de bens finais (resultado devido Peter Diamond e James Mirrlees, ambos laureados com o prémio Nobel) e a moeda é sobretudo um bem intermediário numa "tecnologia" que produz transações. No entanto, alguns resultados da literatura mostram que a otimalidade do custo zero não sobrevive se tivermos em conta algumas imperfeições relevantes dos sistemas fiscais. Por exemplo, se as autoridades fiscais não puderem tributar os lucros puros de monopólio ou se a evasão fiscal for significativa então a taxa ótima de inflação não será zero. No entanto, os esforços para quantificar a taxa ótima de inflação nesses casos produziram estimativas muito baixas, fornecendo evidência de que o custo ótimo para a posse de moeda não deveria ser muito diferente de zero. Outros trabalhos de investigação levaram em conta que a cobrança de impostos tem custos para o governo e que um imposto inflação não tem esses custos. Nesse caso, a inflação ótima não é zero, mas os esforços de quantificação resultaram novamente em taxas de inflação ótimas muito baixas.

Uma vertente diferente da literatura considera as consequências da rigidez dos preços. Tal refere-se a situações em que os preços não se ajustam atempadamente às condições dos mercados, levando à dispersão de preços não baseada em fundamentos económicos e consequentemente a erros na afetação de recursos. A rigidez de preços também pode interagir com problemas de medição, mais especificamente com problemas na medição do grau de melhoria na qualidade dos produtos. Para mitigar o problema da rigidez dos preços, mas também para levar em conta o bem-estar dos agentes que detêm dinheiro, a inflação ótima nesses modelos é um compromisso, um valor intermédio entre o negativo da taxa de juro real e zero (onde não há necessidade de mudanças de preço).

Outro problema é a rigidez nominal à descida dos preços dos fatores, como é o caso quando os salários nominais não podem diminuir. Neste caso, os preços estáveis impedem os ajustamentos a choques negativos, potencialmente conducentes a um excesso de desemprego e tornando desejáveis níveis positivos de inflação. No entanto, as tentativas de quantificar as taxas ótimas de inflação revelam mais uma vez que o nível ótimo é muito baixo e próximo de zero. Uma situação diferente tornou-se relevante nos últimos anos: a restrição de que as taxas de juros não podem ser (muito) inferiores a zero tornou-se ativa. Isso dificulta a condução da política de estabilização e aponta para a conveniência de uma inflação positiva. Mais uma vez, os resultados que tentam quantificar as taxas de inflação ótimas levando

em conta essas situações apontam para taxas de inflação positivas, mas muito baixas.

Uma preocupação diferente é o efeito redistributivo da inflação. A elasticidade rendimento da procura de moeda é menor do que um, o que significa que as famílias mais pobres detêm uma fração maior do seu rendimento em dinheiro. Como as famílias com rendimentos elevados têm mais facilidade em evitar o imposto inflação do que aquelas com rendimentos menores, segue-se que a inflação é um imposto regressivo.

Uma coisa é o nível ótimo de inflação de médio prazo, outro é a sua estabilidade. Uma taxa de inflação estável (e previsível) é boa porque facilita o uso de preços na tomada de decisões por todos os agentes na economia. A inflação estável melhora o bem-estar, eliminando uma fonte de incerteza. A indexação oferece apenas uma solução parcial para os problemas causados por surpresas, já que não há observabilidade perfeita da inflação. Os dados sobre a inflação não estão disponíveis em tempo real. Também há heterogeneidade nos tipos de índices que melhor se adequariam às necessidades de diferentes agentes económicos. Além disso, contratos contingentes à inflação teriam custos de transação mais altos. Inflação inesperada também interage com a tributação progressiva do rendimento das famílias e aumenta o custo do capital para as empresas, ao aumentar a tributação sobre ganhos de capital e reduzindo artificialmente as amortizações. Um último ponto interessante da revisão da literatura trata de uma situação que é claramente sub-investigada e extremamente relevante. As taxas de inflação podem diferir entre as regiões de uma união monetária, por exemplo, devido a choques específicos. Na presença de fricções que dificultam as mudanças de preços, como a rigidez nominal à descida, os ajustes dentro de uma união monetária são mais fáceis se o banco central tiver um objetivo maior para a taxa inflação. Isso evitaria ter regiões com deflação quando isso pode não ser ideal. Considerando este problema, qual deverá ser a taxa ótima de inflação? A literatura ainda não parece ter respostas, mas esperamos que essa lacuna seja brevemente eliminada por futuros esforços de investigação.

Risco de concentração setorial nas carteiras de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras

António R. dos Santos
Banco de Portugal

Nuno Silva
Banco de Portugal

Janeiro 2019

Resumo

Este artigo propõe um modelo de risco de crédito para a carteira agregada de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras (ENF). Utilizando um modelo de múltiplos fatores baseados em simulações estima-se a distribuição de perdas e várias métricas de risco entre 2006 e 2017. O modelo diferencia-se da metodologia IRB de Basileia por incorporar explicitamente interdependências entre setores económicos. A natureza flexível do modelo permite que o risco setorial seja decomposto em diferentes componentes. Os resultados apontam para ganhos de diversificação nos últimos anos graças a uma menor concentração num setor específico, o setor da construção, e não devido a uma alocação a setores com menor interdependência. (JEL: G17, G21, G32)

Introdução

O risco de concentração numa carteira de crédito pode surgir de grandes exposições a mutuários específicos em relação ao tamanho da carteira (*name concentration*) ou de grandes exposições a grupos de mutuários significativamente correlacionados. Quando dois ou mais mutuários entram simultaneamente em incumprimento, as perdas de uma carteira são mais expressivas. Quanto maior a correlação dos incumprimentos, maior é o risco de concentração. A correlação dos incumprimentos pode resultar de vários fatores. Alguns dos mais frequentemente mencionados são fatores macroeconómicos, fatores geográficos, inter-relações corporativas – decorrentes de acionistas comuns ou de relações da cadeia de fornecimento – e setores económicos. As últimas décadas foram marcadas por vários episódios onde a concentração setorial desempenhou um papel importante. A concentração de crédito bancário no setor da energia no Texas e em

Agradecimentos: Gostaria de agradecer a António Antunes, Nuno Alves, Luísa Farinha, Diana Bonfim e Nuno Lourenço pelos seus comentários. As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Quaisquer erros ou omissões são da responsabilidade dos autores.
E-mail: ammsantos@bportugal.pt; nrsilva@bportugal.pt

Oklahoma nos anos oitenta e a sobre-exposição aos setores da construção e atividades imobiliárias na Suécia no início dos anos noventa e em Espanha e na Irlanda nos anos dois mil são exemplos de episódios onde a correlação de incumprimentos colocou em risco várias instituições financeiras.

Desde a implementação de Basileia II, sob o Pilar 1 da regulamentação de requisitos de capital para o risco de crédito, os bancos podem optar por utilizar uma abordagem regulatória padronizada – *Standardized approach* – ou baseada em parâmetros de risco estimados internamente – *Internal Ratings-Based (IRB) approach*. Ambas estas abordagens visam capturar risco de crédito, de forma lata. Contudo, não diferenciam explicitamente carteiras com diferentes graus de diversificação. Entre outras coisas, o Pilar 2 em Basileia II e em Basileia III aborda esta questão oferecendo uma estrutura genérica para lidar com o risco de concentração. No entanto, os bancos e os reguladores têm um elevado grau de liberdade na escolha das ferramentas quantitativas para lidar com este tipo de risco (Grippa e Gornicka 2016).

A fórmula IRB baseia-se no modelo Assintótico de Fator Único de Risco (ASRF) derivado do modelo de Vasicek (2002). As origens deste modelo podem ser encontradas no trabalho seminal de Merton (1974). O modelo ASRF baseia-se em dois pressupostos cruciais, designadamente a existência de um único fator de risco e de granularidade na carteira de crédito. Juntos, estes dois pressupostos levam à invariância da carteira, ou seja, o capital necessário para um empréstimo depende apenas do seu risco, independentemente da composição da carteira à qual é adicionado. Do ponto de vista regulatório, esta propriedade simplifica o processo de supervisão, permitindo que a metodologia seja aplicável a um vasto número de países e instituições. No modelo ASRF, dois mutuários estão correlacionados entre si porque ambos são expostos a um único fator sistemático, embora possam ter diferentes graus de exposição a esse mesmo fator. No caso específico da abordagem IRB, o grau de exposição ao fator sistemático é uma função decrescente da probabilidade de incumprimento.¹ De acordo com o BIS (2005), esta função decrescente está em conformidade com os resultados de vários estudos de supervisão. Todavia, esta pode ser uma maneira simplificada de captar as interdependências entre os diferentes mutuários quando vários outros fatores de risco sistemáticos podem desencadear eventos de incumprimento (Das *et al.* 2007; Saldías 2013). Assumindo tudo o resto constante, a abordagem IRB leva aos mesmos requisitos de capital para bancos com diferentes níveis de concentração setorial.

Neste artigo, implementamos um modelo de múltiplos fatores de risco baseado em simulações para estimar a distribuição de perdas para a carteira de crédito agregada dos bancos portugueses a empresas não financeiras,

1. Ou seja, a abordagem IRB é um caso particular do modelo ASRF no qual a correlação implícita entre mutuários é uma função do seu próprio risco.

derivando diferentes métricas de risco de crédito a um ano. Este método difere da abordagem IRB em dois aspetos: (i) em vez de um único fator de risco sistemático, consideramos um fator de risco para cada setor, reproduzindo as correlações de retornos dos ativos entre os setores; (ii) em vez de usar uma função decrescente da probabilidade de incumprimento, estimamos explicitamente o grau de exposição de cada setor ao fator sistemático. Desta forma, o risco de incumprimento não é sincronizado entre os setores e o grau de exposição a choques varia de acordo com o setor. A natureza flexível dos métodos baseados em simulações permite avaliar a evolução da concentração ao longo do tempo e decompor o risco de crédito em diferentes componentes. Esta informação pode auxiliar as autoridades micro e macroprudenciais a detetar riscos setoriais em bancos individuais e no sistema bancário como um todo.

Metodologia

Esta abordagem baseia-se num modelo de risco estrutural de múltiplos fatores procedente do trabalho seminal de Merton (1974). Neste modelo, uma empresa entra em incumprimento quando o valor dos seus ativos é menor que o valor da sua dívida. Isto implica que o incumprimento ocorre quando a rentabilidade estandardizada do ativo, X_i , está abaixo do limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento (PD ou *probability of default* em língua inglesa) para aquela empresa:

$$X_i \leq \Phi^{-1}(\text{PD}_i), \quad (1)$$

Onde Φ^{-1} denota a inversa da função de distribuição Normal padrão para uma variável aleatória.

Adicionando ao modelo de Merton, considere ainda que a rentabilidade estandardizada do ativo X de uma empresa i pertencente ao setor s é uma função linear de um fator de risco sistemático específico ao setor, Y_s , e de um fator de risco idiossincrático, ε_i :

$$X_{si} = r_s Y_s + \sqrt{1 - r_s^2} \varepsilon_i, \quad (2)$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, 1) \quad Y_s \sim N(0, 1).$$

Na equação acima, $r_s \in [0, 1]$ é denominado como o peso do fator. Este parâmetro mede a sensibilidade da rentabilidade do ativo ao fator de risco. A rentabilidade estandardizada do ativo X_i é função de uma componente idiossincrática - o risco que é endémico a uma só empresa - e de uma componente sistemática, específica ao setor. A dependência entre as empresas

decorre da sua afiliação a um dado setor e da correlação entre os Y_s .² A correlação entre os fatores de risco é geralmente estimada utilizando índices setoriais de mercado. Contudo, estes índices não existem para Portugal. Por conseguinte, utilizamos frequências de incumprimento observadas para calcular, sob as hipóteses do modelo Merton, as rentabilidades do ativo estandardizado implícitas e, desta forma, estimar as correlações entre os setores - Tabela B.2 no Apêndice B.³

Um parâmetro crítico neste exercício é o peso do fator r_s . Pequenas alterações neste parâmetro podem levar a resultados significativamente diferentes. Em Düllmann e Masschelein (2006) e Accornero *et al.* (2017) o peso do fator é definido exogenamente como sendo 0,5. Esse valor é escolhido para que os requisitos de capital da carteira de referência destes autores sejam iguais aos requisitos de capital da metodologia IRB. Na abordagem IRB, o peso do fator é uma função decrescente da PD e está limitado entre, aproximadamente, 0,35 (valor máximo da PD) e 0,49 (valor mínimo da PD). O objetivo deste estudo não é avaliar a magnitude dos requisitos de capital em Basileia, mas sim reconhecer a possibilidade de incumprimentos simultâneos e quão onerosos estes são para uma carteira. O peso do fator deve refletir em que medida um euro a mais emprestado a uma empresa i que pertence a um setor s esta sujeito ao ciclo económico. Desta forma, o parâmetro é estimado (endogenamente), para cada setor, através de uma regressão de efeitos fixos temporais, ponderada pelo montante em dívida, e tendo como variável dependente o limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento (também denominado como distância-ao-incumprimento, $DD = -\Phi^{-1}(PD_i)$). O nosso objetivo é compreender em que medida a variabilidade da distância-ao-incumprimento é explicada pelo tempo por cada euro investido no setor s . Os resultados estão disponíveis na Tabela B.1 no Apêndice B.

A distribuição de perdas, L , para uma dada carteira é estimada através de simulações de Monte Carlo no fator de risco específico ao setor e no fator de risco idiossincrático. Em cada simulação/cenário, os eventos de incumprimento são identificados comparando a rentabilidade estandardizada do ativo simulada com o limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento $\Phi^{-1}(PD_i)$:

$$L = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{I_s} D_{X_i \leq \Phi^{-1}(PD_i)} \cdot EXP_i \cdot LGD_i, \quad (3)$$

2. Para mais detalhes, consultar o Apêndice A.

3. Esta abordagem permite utilizar dados com uma frequência mensal oferecendo maior consistência na estimação. Os dados estão disponíveis entre 2005m1 e 2017m12.

onde $D = 1$, quando uma empresa entra em incumprimento, EXP_i é a exposição à empresa i , LGD_i é a perda da exposição i dado o incumprimento (*loss given default* em língua inglesa), S é o número de setores e I_s é o número de empresas no setor s . Para um determinado ano t , a exposição da empresa i é a exposição observada no último mês do ano $t - 1$ e a LGD é uma constante igual a 0,5.⁴ Cada simulação de Monte Carlo pode ser vista como um cenário ou estado do mundo. Cada cenário gera uma perda específica para a carteira. A frequência dos vários resultados/perdas após um grande número de simulações gera a distribuição de perdas de crédito. O Gráfico 1 ilustra o processo.

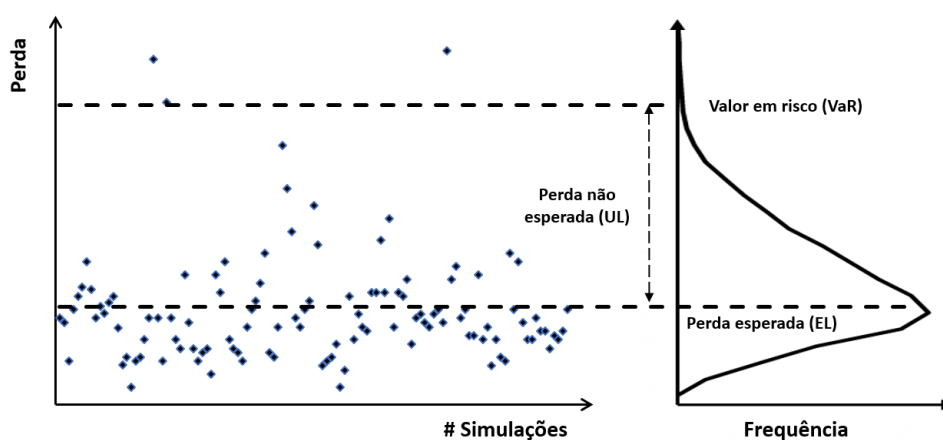


GRÁFICO 1: Distribuição de Perdas de Crédito.

Existem várias métricas de risco que podem ser calculadas com base na distribuição de perdas da carteira. As mais utilizadas são a perda esperada (EL ou *expected loss* em língua inglesa), o valor em risco (VaR ou *value-at-risk* em língua inglesa), a perda não esperada (UL ou *unexpected loss* em língua inglesa) e o valor em risco condicional (ES ou *expected shortfall* em língua inglesa). A EL corresponde ao valor esperado das perdas da carteira L , podendo ser estimada como a média dos cenários simulados.⁵ O VaR_p é a perda máxima se excluirmos os (piores) resultados cuja probabilidade seja menor que p . O VaR é um quantil da distribuição. A UL_p é a diferença entre o VaR_p e a EL. Na abordagem IRB, considera-se que os bancos devem ter capital suficiente para sustentar uma perda com probabilidade menor que $p = 99.9\%$. Assim, a UL pode ser interpretada como o capital requerido para sustentar tal perda. Por sua vez, o ES mede a perda esperada além de um quantil específico, a perda

4. BIS (2001) considera a LGD como 0,5 para créditos subordinados em empresas sem garantias reconhecidas.

5. A EL também pode ser estimada como $PD \cdot LGD \cdot EXP$. A estimativa da EL não depende do modelo usado.

esperada nos piores $p\%$ dos casos. O ES não é considerado na abordagem IRB. No entanto, pode ser intuitivamente interpretado como a quantidade de capital necessária, em média, para sustentar perdas com probabilidade acima de p . De agora em diante, consideraremos $p = 99.9\%$, o valor usado no modelo IRB.

O ES pode ser decomposto em contribuições marginais de cada setor económico s . De acordo com Puzanova e Düllmann (2013), as medidas de contribuição marginal têm uma propriedade (desejável) de alocação completa, ou seja, elas somam o total do ES. A contribuição marginal é interpretada como o peso do setor para o ES, uma aproximação da sua relevância sistemática. Esta medida combina a avaliação do risco do setor, o seu peso para a exposição total da carteira e a interdependência com os outros setores:

$$MC_s = E[L_s | L_{tot} \geq \text{VaR}_q(L_{tot})]. \quad (4)$$

Dados

Este artigo utiliza um conjunto de dados único resultante da agregação de várias bases de dados: exposições a empréstimos individuais e frequências de incumprimento setoriais obtidos através da Central de Responsabilidades de Crédito (CRC); informação da CAE (ou NACE⁶) disponível na IES (*Informação Empresarial Simplificada*) e probabilidades de incumprimento a um ano disponíveis na avaliação de crédito interna do Banco de Portugal – SIAC (*Sistema Interno de Avaliação de Crédito*).⁷ Estes dados referem-se a empresas não financeiras que operam em Portugal entre 2006 e 2017.

A amostra inicial cobre aproximadamente a população de empresas não financeiras portuguesas que possuem pelo menos um empréstimo concedido por uma instituição financeira residente. No entanto, a análise inclui apenas as empresas cujos empréstimos são consideradas como estando em situação regular, uma vez que são essas empresas que estão em risco de incumprir no próximo ano. Desta forma, quando uma empresa entra em incumprimento no ano t é excluída da análise em $t + 1$. A empresa permanece excluída da análise enquanto estiver em incumprimento.⁸ Desta forma, analisamos aproximadamente 77% das empresas – 85% da exposição total.

Os grupos económicos são divididos com base no nível mais agregado da CAE em treze setores. Idealmente, empresas de um determinado grupo devem ser tão homogéneas quanto possível na variabilidade da PD ao longo do tempo, mas heterogéneas entre os grupos. Isto é, devem reagir de maneira semelhante aos mesmos fatores. Uma possibilidade de aumentar a homogeneidade no grupo seria dividi-lo em mais subgrupos utilizando níveis mais desagregados da CAE. No entanto, ao usar níveis mais desagregados, não podemos garantir um número razoável de observações em cada grupo para estimar consistentemente os parâmetros do modelo. Assim, cada empresa foi designada a um de treze grupos económicos. O Gráfico 2 mostra que mais de metade da exposição bancária a empréstimos em situação regular está concentrada em quatro setores: comércio por grosso e retalho, indústrias transformadoras, construção e atividades imobiliárias. Enquanto os dois primeiros setores mantiveram um peso relativamente constante entre 2006 e 2017, a exposição agregada aos outros dois diminuiu de 40% para 25% do total da carteira.

6. Classificação estatística das atividades económicas na Comunidade Europeia.

7. See Antunes *et al.* (2016).

8. Uma empresa é considerada “em incumprimento” junto do sistema financeiro se a parcela de crédito em incumprimento for superior a 2,5 por cento do total de crédito. O “evento de incumprimento” ocorre quando a empresa completa três meses consecutivos em incumprimento. Diz-se que uma empresa incumpriu num determinado ano se durante esse ano ocorreu um evento de incumprimento.

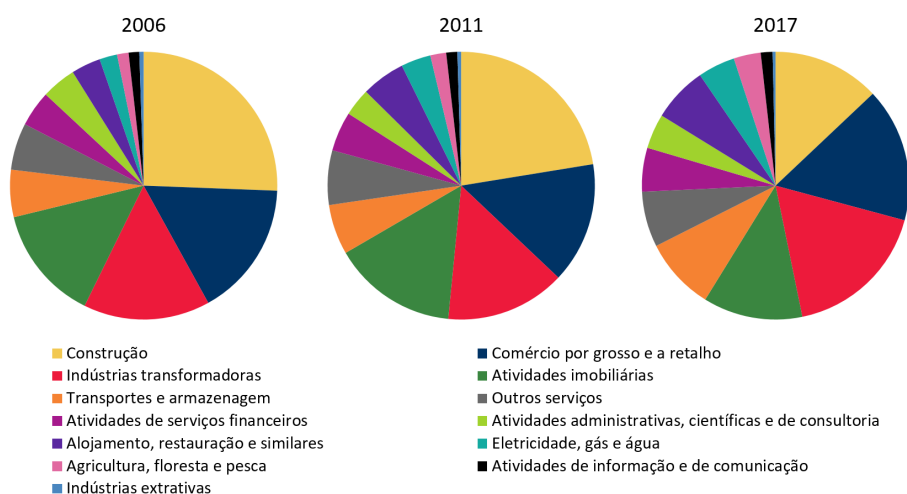


GRÁFICO 2: Carteira de crédito portuguesa de empréstimos concedidos a empresas não financeiras - ponderações por setor de atividade.

Resultados

O Gráfico 3 reporta a distribuição de perdas da carteira de empréstimos agregada dos bancos portugueses a empresas não financeiras entre 2006 e 2017, apresentada em percentagem do total da exposição.⁹ A distribuição não é simétrica, sendo mais concentrada em pequenas perdas e com menor frequência em grandes perdas. A distribuição é limitada à esquerda, pois o melhor cenário é quando não há perdas. Tem uma cauda pesada, ou seja, as perdas podem ser bastante expressivas. Utilizando a informação da distribuição de perdas estimada para cada ano, o Gráfico 4 mostra a perda esperada e três medidas de risco "extremo" (*tail risk*) – valor em risco, perda não esperada e valor em risco condicional – a 99,9% entre 2006 e 2017. Para permitir comparações entre diferentes anos, todas as medidas de risco de crédito são apresentadas em percentagem do total da exposição. Todas estas medidas apresentam uma evolução semelhante: um aumento contínuo entre 2006 e 2013, seguido por uma diminuição até 2017. O $\text{VaR}_{99,9\%}$ e o $\text{ES}_{99,9\%}$ movem-se de forma paralela uma vez que as distribuições de perdas são estritamente monótonas decrescentes na cauda. Durante este período a EL variou entre 1,6% e 5,3% e a $\text{UL}_{99,9\%}$ variou entre 5% e 8,8%. Em 2017, a EL estava aproximadamente nos níveis de 2009/2010, enquanto a UL estava próxima do valor mínimo reportado em 2006. De facto, a diferença entre EL e UL diminuiu ao longo do tempo. Este resultado será abordado mais adiante.

9. Ver gráfico dinâmico no ficheiro PDF.

GRÁFICO 3: Distribuição de perdas da carteira 2006-2017.

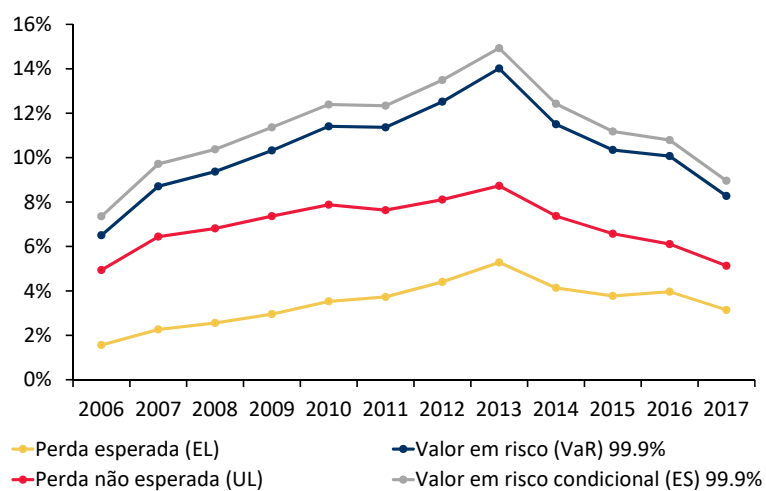


GRÁFICO 4: Medidas de risco de crédito baseadas na distribuição de perdas da carteira de empréstimos de instituição de crédito residentes em Portugal.

As medidas apresentadas até agora são úteis para avaliar o risco de crédito de uma carteira de empréstimos, mas não conseguem quantificar o papel da concentração setorial para o risco de crédito da carteira. Como tal, vamos realizar dois exercícios diferentes que tentam estabelecer medidas concretas para medir a evolução do risco de concentração. O primeiro compara os resultados de nossa abordagem (modelo base) com os de um modelo ASRF, enquanto o segundo decompõe a UL. Os valores apresentados devem ser interpretados com cautela, pois são sensíveis à estrutura de interdependência considerada e ao peso do fator r_s .

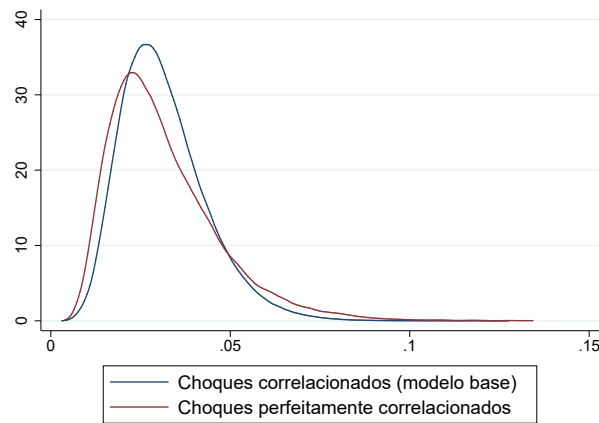
Para o primeiro exercício, o Gráfico 5 (A) apresenta a distribuição de perdas da carteira para 2017 sob duas hipóteses diferentes para o fator de risco específico do setor, Y_s , na equação (3). O modelo com choques correlacionados (modelo base, a azul) refere-se à distribuição de perdas utilizando a estrutura de correlação apresentada na Tabela B.1 no Apêndice B, a mesma distribuição reportada no Gráfico 3. Em contrapartida, o modelo com choques perfeitamente correlacionados ignora problemas de diversificação e pode ser visto como um modelo ASRF. A distribuição neste segundo caso (a vermelho) está ligeiramente à esquerda mas também tem uma cauda mais pesada. Este resultado é de alguma forma o esperado, uma vez que os cenários positivos (negativos) irão agora materializar-se simultaneamente em todos os setores. Por construção, a distribuição a vermelho leva a um valor maior (ou igual¹⁰) do $\text{VaR}_{99.9\%}$. Em 2017, a perda não esperada é aproximadamente 54% maior sob esta hipótese (8.0% em vez de 5.2%). Por outras palavras, se o risco de incumprimento estivesse perfeitamente sincronizado entre os setores, a UL da carteira de empréstimos portugueses em 2017 seria 54% mais elevada *vis-à-vis* um cenário em que o risco de incumprimento é apenas parcialmente sincronizado. Repetindo este exercício para todos os períodos, os resultados indicam que nos últimos anos a diferença na perda não esperada entre o modelo base e aquele com choques perfeitamente correlacionados aumentou - Gráfico 5 (B). No período pré-crise a diferença foi de cerca de 40% e aumentou desde 2014 para aproximadamente 50%, o que sugere que a carteira se tornou mais diversificada. Mas o que provocou esta mudança?

Para tentar responder a esta questão, vamos realizar um segundo exercício. Novamente, vamos considerar o fator de risco específico do setor, Y_s , na equação (3) e definir três modelos auxiliares: (i) um modelo com choques idiossincráticos, onde todas as empresas são independentes e, portanto, cada uma é afetada por um choque específico Y_i ; (ii) um modelo que impõe apenas correlação dentro do setor, simulando o mesmo Y_s para cada empresa no setor s , mas assume que todos os Y_s são independentes entre si; (iii) o nosso modelo base que impõe correlações intra e intersectoriais. Por construção, cada modelo

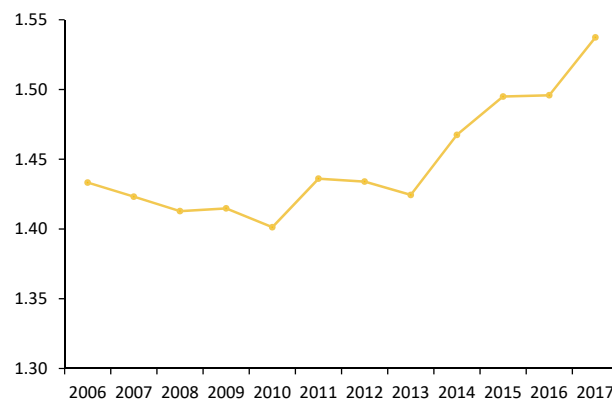
10. A carteira está exposta apenas a um setor ou a setores perfeitamente correlacionados.

tem o mesmo valor esperado, mas produz valores maiores (ou iguais) para o $\text{VaR}_{99.9\%}$ e a $\text{UL}_{99.9\%}$:

$$\text{UL}_{99.9\%}^{(i)} \leq \text{UL}_{99.9\%}^{(ii)} \leq \text{UL}_{99.9\%}^{(iii)} . \quad (5)$$



(A) Distribuição de perdas da carteira 2017.



(B) Perdas não esperadas - rácio entre o modelo com choques perfeitamente correlacionados e o modelo base.

GRÁFICO 5: Modelo sob a hipótese de choques perfeitamente correlacionados *vis-à-vis* o modelo base.

O Gráfico 6 decompõe a UL entre 2006 e 2017 com base nos seus fatores de risco, nomeadamente, a contribuição independente das empresas, a contribuição resultante da correlação dentro do setor e a contribuição decorrente da correlação entre setores. Esta decomposição é feita utilizando os três modelos mencionados anteriormente. A partir do gráfico é possível constatar que, apesar de aumentar ligeiramente, a contribuição independente desempenha um papel pouco relevante. A maior parte da perda não esperada é justificada pelas correlações dentro e entre setores. Contudo, a contribuição relativa destas fontes de correlações para UL alterou-se nos últimos anos. Enquanto no período pré-crise a correlação dentro do setor explicava a maior parte da UL, esse papel é agora desempenhado pela correlação entre setores. Uma métrica adicional interessante para compreender esta dinâmica é a relação entre perda não esperada e a perda esperada (UL/EL). O Gráfico 7 mostra esta relação e decompõe-na nos mesmos contributos que o Gráfico 6. Com base no Gráfico 7 é possível aferir que o rácio diminui continuamente entre 2006 e 2015, permanecendo, posteriormente, constante. Este rácio é especialmente afetado pela interdependência dos incumprimentos dos mutuários. A contribuição da correlação entre setores para o rácio permanece relativamente constante ao longo do tempo, enquanto a contribuição da correlação dentro do setor determina a tendência do rácio. Os resultados indicam que os possíveis ganhos de diversificação nos últimos anos são motivados por uma menor concentração num setor ou setores específicos e não devido a uma alocação a setores com menor interdependência. Caso contrário, a contribuição entre os setores teria diminuído. Esta tendência também é encontrada no Índice de Herfindahl, que mede o tamanho dos setores de atividade na carteira (normalizado em 2006). Posto isto, qual o setor ou setores que provocaram este resultado?

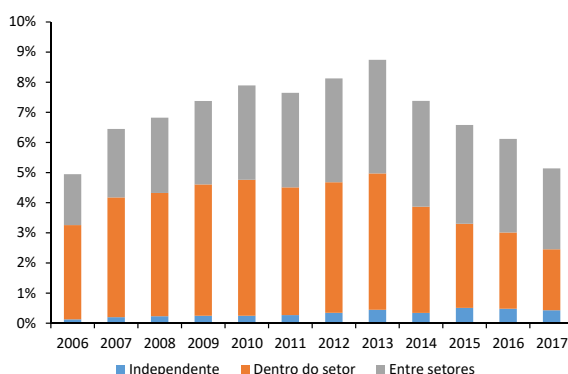


GRÁFICO 6: Contribuições para a perda não esperada.

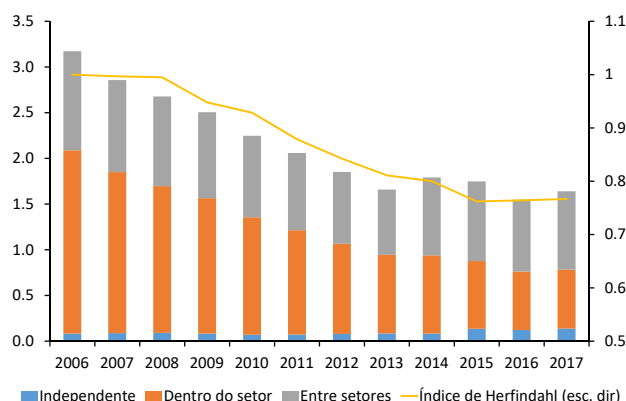


GRÁFICO 7: Contribuições para o rácio UL/EL e Índice de Herfindahl (normalizado em 2006).

O Gráfico 8 apresenta as contribuições de cada setor para o ES relativo ao modelo base em três períodos diferentes. O risco de perdas extremas está significativamente concentrado em dois setores, a saber, os setores da construção e das atividades imobiliárias, que representam mais de metade do ES. Ainda assim, embora a contribuição do setor imobiliário permaneça relativamente constante, a contribuição do setor da construção diminui de, aproximadamente, 55% para 30% entre 2006 e 2017. Por conseguinte, os ganhos de diversificação documentados anteriormente são, aparentemente, um resultado provocado pelo setor de construção. A contribuição marginal deste setor para o risco na cauda diminui ao longo do tempo, essencialmente porque o seu peso na carteira também diminui. A diminuição do peso do setor da construção resulta, *inter alia*, do número muito significativo de incumprimentos observado neste setor. No Gráfico 9 observamos que o setor de construção tem, em média, a maior contribuição para a EL, mas uma contribuição ainda maior para o ES. Por outro lado, setores como a indústria transformadora e o comércio por grosso e retalho têm uma contribuição baixa para o ES (aproximadamente 13%) quando comparados com sua importância para a EL (aproximadamente 24%).¹¹ Esta diferença sugere a existência de potenciais ganhos de diversificação.

11. A magnitude desta diferença depende significativamente da parametrização do peso do fator. Ao considera $r = 0,5$ – o peso do fator proposto por Düllmann e Masschelein (2006) – este efeito é consideravelmente mitigado.

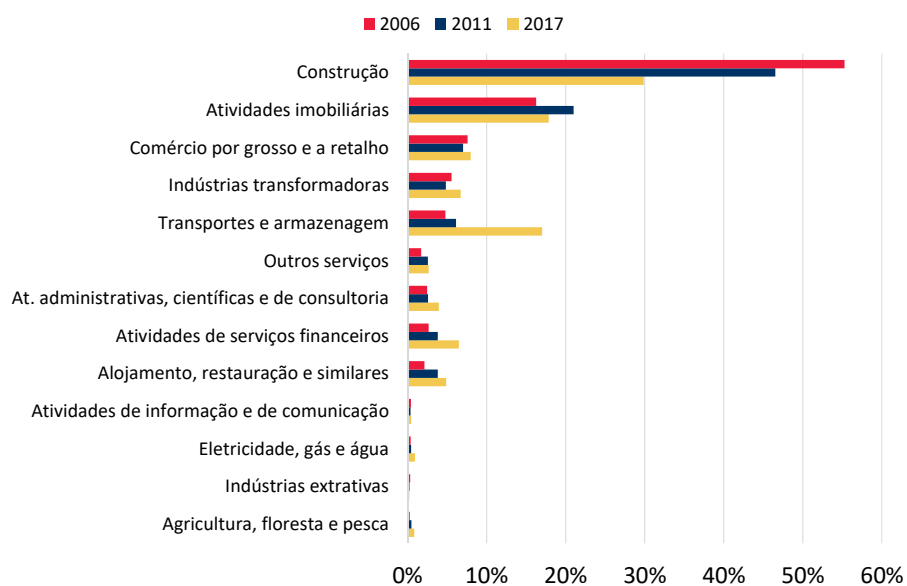


GRÁFICO 8: Contribuições para o ES_{99,9%}.

Para cada ano, as contribuições devem somar 100%.

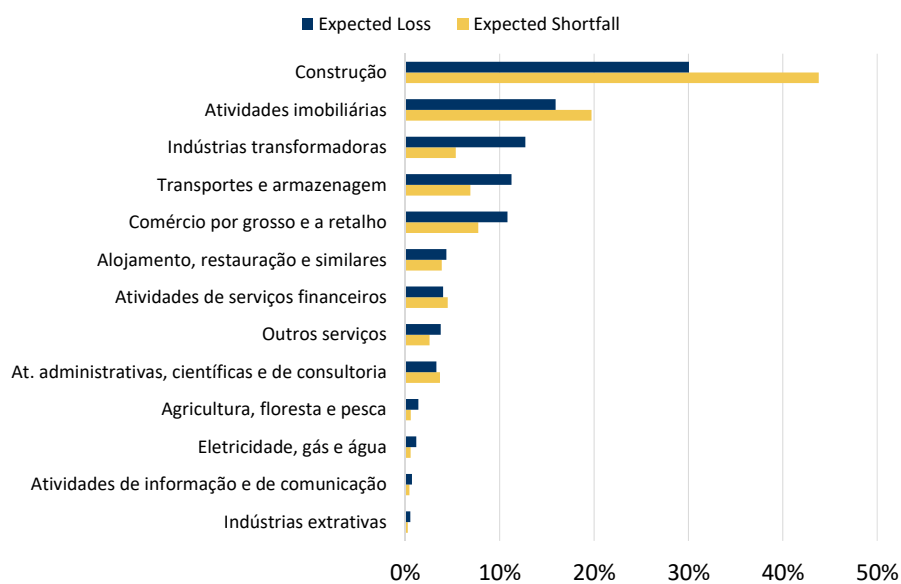


GRÁFICO 9: Contribuições médias para a EL e o ES_{99,9%}.

Para cada medida, as contribuições devem somar 100%.

Conclusão

A abordagem de Basileia sobre requisitos de capital optou por um modelo simples e transparente que não contabiliza explicitamente o risco de concentração de uma carteira. Este facto é compensado de várias maneiras. Não obstante, o objetivo deste estudo não é avaliar se os requisitos de capital de Basileia são suficientemente conservadores. Como já foi mencionado, o facto de todas as medidas de risco extremo estarem muito dependentes do valor atribuído ao peso do fator, cuja estimação é particularmente desafiadora, afeta significativamente os resultados deste tipo de exercício. Ao invés, este estudo tem três objetivos. O primeiro objetivo é acompanhar a evolução do risco extremo da carteira de empréstimos. Utilizando o modelo proposto neste artigo, o risco extremo aumenta significativamente até 2013 e, desde então, começa a diminuir. A diminuição das medidas de risco extremo, como o valor em risco e o valor em risco condicional, foi consideravelmente mais pronunciada do que a redução da perda esperada. O segundo objetivo deste estudo é analisar os determinantes da evolução do risco extremo. Em particular, estamos interessados na relação entre a perda não esperada e a perda esperada que é especialmente afetada pela interdependência dos incumprimentos dos mutuários. Com base no modelo de múltiplos fatores, onde as correlações dos mutuários resultam maioritariamente da concentração setorial e das relações intersetoriais, a redução progressiva na exposição dos bancos ao setor da construção provoca uma redução gradual no rácio entre a perda não esperada e a perda esperada. O último objetivo deste artigo é chamar a atenção do leitor para a discrepância entre a contribuição marginal de cada empréstimo para a perda esperada e para o valor em risco condicional, que depende do setor de atividade do mutuário. Em particular, mostra-se que a relação entre estas duas contribuições reporta um valor significativamente acima de um nos setores de construção e atividades imobiliárias, e um valor consideravelmente abaixo de um em setores como o da indústria transformadora. Esta diferença sugere a existência de potenciais ganhos de diversificação.

Referências

- Accornero, Matteo, Giuseppe Cascarino, Roberto Felici, Fabio Parlapiano, e Alberto Maria Sorrentino (2017). "Credit risk in banks' exposures to non-financial firms." *European Financial Management*, pp. 1–17.
- Antunes, António, Homero Gonçalves, Pedro Prego, *et al.* (2016). "Firm default probabilities revisited." *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*.
- BIS (2001). "The Internal ratings-based approach." *Bank for International Settlements*.
- BIS (2005). "An explanatory note on the Basel II IRB risk weight functions." *Bank for International Settlements*.
- Das, Sanjiv R, Darrell Duffie, Nikunj Kapadia, e Leandro Saita (2007). "Common failings: How corporate defaults are correlated." *The Journal of Finance*, 62(1), 93–117.
- Düllmann, Klaus e Nancy Masschelein (2006). "Sector concentration in loan portfolios and economic capital." Tech. rep., Discussion Paper, Series 2: Banking and Financial Supervision.
- Grippa, Pierpaolo e Lucyna Gornicka (2016). *Measuring Concentration Risk - A Partial Portfolio Approach*. International Monetary Fund.
- Merton, Robert C (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance*, 29(2), 449–470.
- Puzanova, Natalia e Klaus Düllmann (2013). "Systemic Risk Contributions: A Credit Portfolio Approach." *Journal of Banking and Finance*, 37.
- Saldías, Martín (2013). "A market-based approach to sector risk determinants and transmission in the euro area." *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4534–4555.
- Vasicek, Oldrich (2002). "The distribution of loan portfolio value." *Risk*, 15(12), 160–162.

Apêndice A

A correlação entre os fatores de risco sistemático específico ao setor, Y_s , é referida como correlação de fatores e denotada por ρ_{ij} . Considere que Y_s (denominado como um fator composto) pode ser expresso como uma combinação linear de fatores normal padrão *iid*, Z , que impõem a estrutura de correlação de fatores entre os setores:

$$Y_s = \sum_{k=1}^S \alpha_{s,k} Z_k, \quad \text{with} \quad \sum_{k=1}^S \alpha_{s,k}^2 = 1 \quad (\text{A.1})$$

A matriz $(\alpha_{s,k})$ é obtida através da decomposição de Cholesky da matriz de correlação dos setores, ρ_{ij} – Tabela B.2 do Apêndice B. Para garantir que Y_s tenha variância unitária, a condição $\sum_{k=1}^S \alpha_{s,k}^2 = 1$ tem de ser assegurada.

A correlação entre a rentabilidade dos ativos de duas empresas pertencentes aos setores i e j é obtida como:

$$\omega_{ij} = r_i r_j \rho_{ij} = r_i r_j \sum_{k=1}^S \alpha_{i,k} \alpha_{j,k}. \quad (\text{A.2})$$

A correlação entre os fatores sistemáticos e a sensibilidade da rentabilidade do ativo ao fator determinam as dependências entre as empresas. A correlação da rentabilidade do ativo intrasetorial é dada considerando-se que $\rho_{ij} = 1$. Neste caso, $\omega_{ij} = r_s^2$.

Apêndice B

Setor de atividade	r_s
01 - Agricultura, floresta e pesca	0.229
02 - Indústrias extrativas	0.303
03 - Indústrias transformadoras	0.098
04 - Eletricidade, gás e água	0.162
05 - Construção	0.457
06 - Comércio por grosso e a retalho	0.199
07 - Transportes e armazenagem	0.244
08 - Alojamento, restauração e similares	0.304
09 - Atividades de informação e de comunicação	0.258
10 - Atividades imobiliárias	0.363
11 - Atividades de serviços financeiros	0.472
12 - Atividades administrativas, científicas e de consultoria	0.422
13 - Outros serviços	0.313

QUADRO B.1. Peso do Fator

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	1	-0.03	0.28	0.03	0.29	0.36	0.02	-0.02	0.07	0.09	0.23	-0.12	0.16
2	-0.03	1	0.45	0.24	0.27	0.46	0.29	0.45	0.01	0.35	0.11	0.34	0.13
3	0.28	0.45	1	0.28	0.56	0.69	0.39	0.55	0.16	0.52	0.42	0.42	0.39
4	0.03	0.24	0.28	1	0.46	0.36	0.2	0.3	0.33	0.32	0.35	0.32	0.13
5	0.29	0.27	0.56	0.46	1	0.64	0.3	0.42	0.45	0.76	0.51	0.45	0.39
6	0.36	0.46	0.69	0.36	0.64	1	0.42	0.54	0.49	0.65	0.44	0.56	0.25
7	0.02	0.29	0.39	0.2	0.3	0.42	1	0.53	0.18	0.38	0.27	0.56	0.21
8	-0.02	0.45	0.55	0.3	0.42	0.54	0.53	1	0.05	0.42	0.5	0.45	0.51
9	0.07	0.01	0.16	0.33	0.45	0.49	0.18	0.05	1	0.5	0.4	0.33	0.06
10	0.09	0.35	0.52	0.32	0.76	0.65	0.38	0.42	0.5	1	0.32	0.6	0.28
11	0.23	0.11	0.42	0.35	0.51	0.44	0.27	0.5	0.4	0.32	1	0.28	0.6
12	-0.12	0.34	0.42	0.32	0.45	0.56	0.56	0.45	0.33	0.6	0.28	1	0.3
13	0.16	0.13	0.39	0.13	0.39	0.25	0.21	0.51	0.06	0.28	0.6	0.3	1

QUADRO B.2. Correlações Setoriais.

Saldos da balança corrente ajustados do ciclo em Portugal

João Amador
Banco de Portugal
Nova School of Business and
Economics

João Falcão Silva
Banco de Portugal
Nova School of Business and
Economics

Janeiro de 2019

Resumo

Este artigo baseia-se na metodologia sugerida por Fabiani *et al.* (2016) para calcular o saldo da balança corrente ajustada do ciclo económico para a economia portuguesa no período 1995-2017. A metodologia utiliza os hiatos do produto domésticos e externos, elasticidades de exportações e o conteúdo importado da procura interna, distinguindo entre exportações e importações ajustadas do ciclo económico. Adicionalmente, calcula-se o ajustamento cíclico para as exportações e importações bilaterais face aos principais parceiros comerciais de Portugal. Concluímos que o forte ajustamento registado no saldo da balança corrente Portuguesa após 2010 teve uma natureza eminentemente estrutural, embora também tenha existido um efeito positivo resultante dos desenvolvimentos cíclicos. (JEL: E32, F32, F40)

Introdução

O aumento do saldo da balança corrente após 2010 é uma das principais vertentes do reequilíbrio macroeconómico da economia portuguesa, ocorrido no contexto do Programa de Assistência Económica e Financeira, aplicado na sequência da crise da dívida soberana na área do euro. De acordo com as estatísticas da Balança de Pagamentos, o saldo da balança corrente portuguesa evoluiu de um défice de aproximadamente 10 por cento do PIB em 2010 para um excedente de 0,5 por cento em 2017. Registaram-se também ajustamentos consideráveis na balança corrente de outros países da União Europeia (UE). Neste contexto, uma importante questão de política consiste em saber se tal evolução resultou de um ajustamento estrutural ou simplesmente de desenvolvimentos cíclicos. O artigo tenta responder a esta questão para a economia portuguesa.

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e sugestões de Nuno Alves, António Antunes, Sónia Cabral, Sónia Félix, Miguel Gouveia, José Ramos Maria, Filipa Lima e António Rua. Todos os erros e omissões são da responsabilidade dos autores. As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: jamador@bportugal.pt; jmfsilva@bportugal.pt

Os desequilíbrios da balança corrente e as subsequentes dificuldades de financiamento externo foram fenómenos recorrentes em Portugal nas últimas seis décadas. Em 1977-78 e 1983-84, a economia portuguesa passou por programas de estabilização económica com o Fundo Monetário Internacional (FMI). As reduzidas poupanças privadas, as importantes necessidades de investimento e os desequilíbrios orçamentais traduziram-se em repetidos défices nas contas externas e consideráveis necessidades de financiamento externo.

A figura 1 mostra as exportações, importações e o saldo da balança de bens e serviços em percentagem do PIB numa perspectiva histórica. A evolução da economia portuguesa nos anos noventa e na primeira década deste século caracterizou-se também por elevados défices da balança corrente que conduziram a uma forte deterioração da posição de investimento internacional líquida, a qual atingiu uma posição devedora de 108 por cento do PIB em 2009. A redução das taxas de juro associada à transição para um regime de baixa inflação no caminho para a adesão à união monetária expandiram consideravelmente a procura interna e tal foi agravado por uma orientação pro-cíclica da política orçamental. O aumento das importações associado à crescente procura interna coincidiu com a alteração do padrão de vantagens comparativas que levou a uma considerável perda de quota de mercado das exportações. Esta perda foi motivada pelo alargamento da UE aos países da Europa Central e Oriental e pela forte concorrência asiática. Adicionalmente, a lenta correção dos desequilíbrios macroeconómicos e a lenta reafetação de recursos do setor não transacionável para o transacionável implicaram uma exposição prolongada aos riscos externos, materializada com a crise económica e financeira de 2008. Neste contexto, a abrupta interrupção do financiamento externo em alguns países da área do euro e ciclo vicioso que liga os riscos bancários à dívida soberana ameaçaram a união monetária (veja-se, por exemplo, Salto e Turrini (2010)). Em Portugal, as fortes dificuldades em aceder ao financiamento externo conduziram em 2011 a um programa de assistência económica e financeira que envolveu a Comissão Europeia, o Banco Central Europeu e o FMI, e que incluiu condicionalidade em diversas áreas.

O período após 2011 caracterizou-se por melhorias no saldo da balança de bens e serviços portuguesa. Como é visível na Figura 1, esses desenvolvimentos foram bastante significativos em termos históricos. Os pequenos excedentes recentemente registados na balança de bens e serviços contrastam com os elevados défices das últimas décadas. No entanto, o ajustamento das contas externas ocorreu num contexto de contração da atividade económica, suscitando preocupações quanto à sua sustentabilidade numa fase de recuperação cíclica. Uma questão complementar consiste no impacto sobre o equilíbrio da balança de bens e serviços da evolução económica nos principais parceiros comerciais, ou seja, em que medida

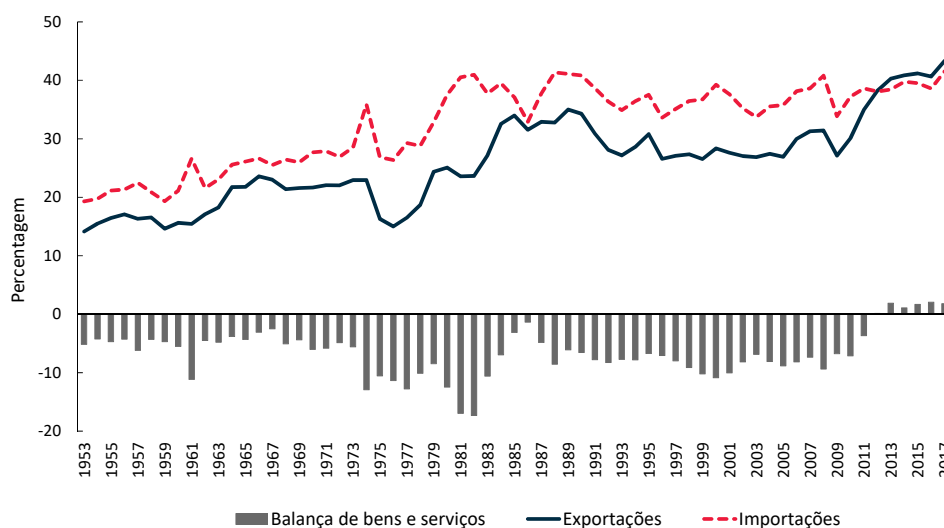


GRÁFICO 1: Balança de bens e serviços em percentagem do PIB em Portugal 1952-2017

Fonte: Banco de Portugal (Séries Longas + BPStat, Estatísticas da Balança de Pagamentos).

o ajustamento externo foi dificultado por melhorias paralelas nas contas externas desses parceiros.

A literatura que compara entre saldos correntes e cíclicos na balança corrente tem crescido nos últimos anos. As contribuições metodológicas iniciais foram as de Sachs (1981) e Buitier (1981), enquanto Obstfeld e Rogoff (1995) abordou este tópico numa perspectiva intertemporal. Várias aplicações empíricas, baseadas principalmente na relação entre os saldos externos e o hiato entre poupança e investimento, discutem os determinantes fundamentais dos saldos das balanças correntes (e.g. Faruquee e DeBelle 1996; Milesi-Ferretti e Blanchard 2011; Chinn e Prasad 2003; Gruber e Kamin 2005; CáZorzi e A. Chudik 2009).

A literatura apresenta dois métodos principais de ajustamento do saldo da balança corrente ao efeito do ciclo económico. O primeiro método baseia-se na estimação de regressões em que o saldo da balança corrente está correlacionado com um conjunto de variáveis demográficas, macroeconómicas, financeiras e institucionais. A balança corrente estrutural é obtida aplicando os coeficientes estimados aos valores da tendência (médio prazo) das variáveis explicativas. Essa abordagem considera geralmente um painel de países e um longo período de tempo. Alternativamente, é possível obter o ajustamento cíclico estimando uma equação de curto prazo com o saldo da balança corrente desfasado e um conjunto de variáveis que não

afetam as posições estruturais mas que influenciam a balança corrente no curto prazo.

As organizações internacionais têm utilizado e desenvolvido este tipo de métodos. O método mais recente de avaliação do saldo externo (External Balance Assessment - EBA) do *IMF Consultative Group on Exchange Rates* (CGER) é um bom exemplo (veja-se Phillips *et al.* (2013)). A Comissão Europeia tem também utilizado um método muito semelhante ao FMI-EBA para calcular alguns indicadores específicos. A OCDE também usa este tipo de metodologia. Em particular, Cheung e Rusticelli (2010) avalia a ligação entre os determinantes estruturais e cíclicos dos saldos da balança corrente usando dados de painel sobre diferenças demográficas, posições orçamentais, dependência e intensidade do petróleo e nível de desenvolvimento económico, entre outros. Tamara (2016) aponta as limitações deste tipo de metodologia, referindo que os saldos das balanças correntes são estimados diretamente, considerando fatores fundamentais e de curto prazo. Embora o método da EBA produza um indicador de balança corrente fortemente integrado e robusto, é sensível às fontes estatísticas e podem existir problemas de endogeneidade entre os saldos da balança corrente e o hiato do produto. Além disso, esta metodologia não considera a heterogeneidade entre países nem, como mencionado por Sastre e Viani (2014), fatores de competitividade.

No que diz respeito a Portugal, Afonso e Silva (2017) estudou a decomposição da balança corrente entre componentes cíclicos e estruturais, considerando a Alemanha como referência para avaliar os seus determinantes. Mais recentemente, Afonso e Jalles (2018) distinguiu entre determinantes cíclicas e estruturais da balança corrente, apresentando também uma melhoria das metodologias utilizadas nas avaliações de política.

O segundo método de cálculo do saldo da balança corrente estrutural, concentra-se na componente de bens e serviços e baseia-se nas elasticidades do comércio externo. Uma grande vantagem desta abordagem é a possibilidade de ajustar separadamente as parcelas das exportações e das importações. Haltmaier (2014) quantifica a componente cíclica do saldo da balança corrente de vários países estimando uma elasticidade de longo prazo (tendência) numa relação de cointegração entre o comércio e o produto, bem como uma elasticidade de curto prazo (cíclica).¹ As limitações desta abordagem consistem na incerteza e revisões associadas aos hiatos do produto e às elasticidades comerciais. Adicionalmente, sublinhe-se que os ajustamentos que resultam da metodologia se relacionam exclusivamente com os hiatos do produto, ou seja, todas as outras variações das exportações e importações atribuíveis a aspetos temporários estão incluídas na componente

1. Os efeitos do hiato do produto interno e externo sobre os desvios da taxa de câmbio real são usados noutros modelos, tais como Wu (2008) e Kara e Sarikaya (2013).

estrutural. Isto explica, em parte, os desvios moderados entre os saldos da balança corrente observados e ajustados do ciclo. Em geral, as duas abordagens metodológicas devem ser tomadas como complementares e não como substitutas.

Uma contribuição importante para a última vertente da literatura é a de Fabiani *et al.* (2016), que sugere um modelo baseado nas elasticidades do comércio para as exportações e importações. Os autores focam o caso italiano, mas também aplicam a metodologia à França, Alemanha e Espanha. De acordo com os resultados, o reequilíbrio das contas externas italianas tem sido em grande parte de natureza estrutural, com uma contribuição positiva proveniente da queda nos preços do petróleo. Para os outros países considerados, os desequilíbrios da balança corrente no período recente são amplificados quando corrigidos das posições cíclicas. Uma característica importante de Fabiani *et al.* (2016) é a consideração explícita dos efeitos de composição associados às diferentes componentes da procura, tal como sugerido por Bussière *et al.* (2013).

Neste artigo aplicamos a metodologia sugerida por Fabiani *et al.* (2016) à economia portuguesa para o período 1996-2017. Consideramos o ajustamento cíclico da balança corrente, tanto para as exportações como para as importações. No entanto, não discutimos os aspetos associados aos preços de energia nem à balança de rendimentos. Porém, calculamos as exportações e importações ajustadas para os principais parceiros comerciais portugueses, utilizando um conjunto de elasticidades comerciais bilaterais estimadas.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na secção seguinte, descrevemos brevemente a metodologia seguida para o ajustamento cíclico das exportações e importações, tal como sugerido por Fabiani *et al.* (2016). A terceira secção identifica as bases de dados. A secção seguinte apresenta os resultados obtidos em termos agregados, detalha os efeitos cíclicos para os principais parceiros comerciais e discute sua robustez utilizando diferentes hiatos do produto e elasticidades comerciais. A última secção apresenta algumas considerações finais.

Methodologia

Ajustamento agregado

Esta secção baseia-se em Fabiani *et al.* (2016) para explicar as principais características do modelo que gera as expressões usadas para a elasticidade das exportações e importações face aos hiatos do produto interno e externo, respectivamente. Partimos da definição do saldo da balança corrente (CAB):

$$CAB = Exports - Imports + BPI + BSI \quad (1)$$

onde BPI e BSI significam “Balança de rendimento primário” e “Balança de rendimento secundário”, respectivamente. No entanto, o ajustamento foca-se apenas na balança de bens e serviços. Em termos de notação, as economias doméstica e estrangeira são designadas como H e F , respectivamente. Além disso, o PIB atual e potencial no país de origem, em termos reais, são identificados como Y e Y^* , respetivamente. Da mesma forma, X^* e M^* representam as exportações e importações potenciais na economia doméstica, em termos reais. Além disso, as variáveis nominais são indicadas como o produto da componente real e do índice de preços correspondente.

Tal como em Fabiani *et al.* (2016), as importações e exportações domésticas assumem-se isoelásticas, o que significa que apresentam uma elasticidade constante de longo prazo que é exógena. Assim, se o PIB estrangeiro (doméstico) aumentar um por cento, as exportações (importações) aumentam em $\Delta X(\Delta M)$ por cento. Começando pelo lado das vendas ao exterior, as exportações potenciais em termos reais são obtidas como:

$$\begin{aligned} X^* &= X + \Delta X = \\ &= X \left(1 + \frac{\Delta X}{X} \right) = X \left(1 + \theta_x \times \frac{\Delta Y^F}{Y^F} \right) = X \left(1 + \theta_x \times \frac{-y^F}{1 + y^F} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

onde ΔX e ΔY^F são as diferenças entre os níveis observados das exportações e da produção estrangeira em termos reais face aos níveis prevalecentes no potencial (ou seja, distâncias face ao potencial e não as variações entre períodos consecutivos), respectivamente, e θ_x representa a elasticidade de longo prazo das exportações ao PIB real estrangeiro. A definição do hiato do produto estrangeiro $y^F = (Y^F - Y^{*F})/Y^{*F}$ estabelece o último termo na equação (2):

$$\frac{\Delta Y^F}{Y^F} = \frac{-y^F}{1 + y^F} \quad (3)$$

Em seguida, assumindo que os preços (P_X e P_Y) estão inalterados, as exportações nominais ciclicamente ajustadas (x^{adj}) são obtidas através da multiplicação do rácio das exportações não ajustadas no PIB (x , calculado em termos nominais) pelo rácio entre as exportações potenciais (estruturais) e observadas, em termos reais:

$$x^{adj} = \frac{P_X X^*}{P_Y Y} = \frac{P_X X}{P_Y Y} \times \frac{X^*}{X} = x \frac{X^*}{X} \quad (4)$$

Finalmente, combinando as equações (2) e (4), escrevemos as exportações ajustadas do ciclo como:

$$x^{adj} = x \left(1 - \theta_x \frac{y^F}{1 + y^F} \right) \quad (5)$$

A principal variável exógena é o hiato do produto estrangeiro y^F e a intuição é relativamente direta: O ajustamento cíclico das exportações

depende negativamente do hiato do produto estrangeiro. Se o produto dos parceiros comerciais portugueses for superior ao seu potencial, importarão mais e consequentemente as exportações domésticas beneficiam do ajustamento cíclico. A elasticidade das exportações é baseada numa regressão do painel entre países, tal como em Bussière *et al.* (2013).² No Apêndice A, apresentamos a metodologia e os resultados para as elasticidades das exportações domésticas relativamente ao PIB estrangeiro ($\theta_x = 2.6$).

Caso as importações domésticas sejam consideradas isoelásticas face ao PIB nacional, pode ser utilizada uma expressão semelhante à das exportações para determinar o seu ajustamento cíclico. No entanto, como afirmado por Fabiani *et al.* (2016), tal seria uma simplificação forte pois as importações são ativadas pela procura, ao invés do PIB, não distinguindo entre as componentes da procura e, por conseguinte, não reflete os seus diferentes conteúdos importados.

Bussière *et al.* (2013) sugere uma nova medida que reflete o conteúdo importado das diferentes componentes da despesa interna e das exportações. A medida de procura ajustada pelo conteúdo importado é designada como *IAD* e é construída para cada país como:

$$IAD_t = C_t^{\omega_{C,t}} G_t^{\omega_{G,t}} I_t^{\omega_{I,t}} X_t^{\omega_{X,t}} \quad (6)$$

onde C representa o consumo privado, G o consumo público, I o investimento e X as exportações. Os pesos, $\omega_{k,t}$, com $k = C, G, I, X$, são o conteúdo importado dessas componentes da procura final. Tais pesos variam no tempo e são normalizados em cada período de modo a que a soma seja igual a um.

Bussière *et al.* (2013) modeliza as importações como sendo ativadas por uma média geométrica ponderada das várias componentes da procura, com pesos que refletem os seus conteúdos importados. Os autores apresentam estimativas em médias móveis, confirmando que a hipótese de uma elasticidade de importações de longo prazo estacionária e invariante no tempo é apenas razoável no caso da variável *IAD*, enquanto a elasticidade de longo prazo das importações em relação ao PIB mostra uma tendência crescente. Neste artigo, a abordagem *IAD* é implementada numa versão reduzida, tal como em Fabiani *et al.* (2016). Enquanto a versão original considera separadamente quatro componentes da procura (consumo privado, consumo público, investimento e exportações), nesta versão isola-se apenas a componente que normalmente apresenta maior conteúdo importado: as

2. Na regressão do painel, consideram-se os seguintes países da OCDE: Austrália; Bélgica; Canadá; Finlândia; França; Alemanha; Itália; Japão; Coreia; Países Baixos; Nova Zelândia; Noruega; Espanha; Suécia; Reino Unido; Estados Unidos. Estes também foram os países considerados por Bussière *et al.* (2013), exceto a Dinamarca, cuja informação necessária não estava disponível. O hiato do produto estrangeiro é a média ponderada dos hiatos do produto individuais, ponderados com pela quota destes países nas exportações portuguesas.

exportações. Esta abordagem é também utilizada por Christodouloupoulou e Tkacevs (2016).

Tal como no caso das exportações, as importações reais são consideradas isoelásticas relativamente à forma reduzida da variável IAD , que é uma combinação convexa de exportações e procura interna (em logaritmos). Por conseguinte, a taxa de crescimento das importações é dada por:

$$\frac{\Delta M}{M} = \theta_M^{IAD} \frac{\Delta IAD}{IAD} = \theta_M^{IAD} \left[\omega_x \frac{\Delta X}{X} + (1 - \omega_x) \frac{\Delta DD}{DD} \right] \quad (7)$$

onde a constante θ_M^{IAD} é a elasticidade de longo prazo relativamente às importações, que é calibrada usando as regressões sugeridas em Bussière *et al.* (2013), ω_x é o peso das exportações na construção da variável IAD , e DD representa a procura doméstica. Tal como em Bussière *et al.* (2013), o cálculo do conteúdo importado de cada componente IAD baseia-se em matrizes input-output globais, utilizando uma interpolação linear para construir séries trimestrais e normalizando para que elas somem um.

Tomando Δ como a diferença entre os níveis potencial e atual das variáveis, as importações potenciais são definidas como:

$$M^* = M + \Delta M = M + \theta_M^{IAD} \omega_x \left(\frac{M}{X} \right) \Delta X + \theta_M^{IAD} (1 - \omega_x) \left(\frac{M}{DD} \right) \Delta DD \quad (8)$$

onde $\theta_M^{IAD} = (\Delta IAD / IAD) / (\Delta Y / Y)$.

De forma semelhante ao que foi feito para as elasticidades das exportações, a metodologia de estimação e os resultados da regressão de painel para a elasticidade de IAD são apresentados no Apêndice A ($\theta_M^{IAD} = 1.48$). A equação (8) pode ser simplificada para:

$$M^* = M + \eta_X (X^* - X) + \eta_D (DD^* - DD) \quad (9)$$

onde $\eta_X = \theta_M^{IAD} \omega_x \frac{M}{X}$ e $\eta_D = \theta_M^{IAD} (1 - \omega_x) \frac{M}{DD}$.

Considerando a identidade de contas nacionais $Y^* = DD^* + X^* - M^*$ e incluindo a equação (9) obtemos:

$$Y^* = DD^* + X^* - [M + \eta_X (X^* - X) + \eta_D (DD^* - DD)] \quad (10)$$

depois, resolvendo em ordem a DD é possível escrever a equação (9) como:

$$M^* = M + \frac{\eta_D (Y^* - Y)}{1 - \eta_D} + \frac{(X^* - X)(\eta_X - \eta_D)}{1 - \eta_D} \quad (11)$$

A equação (11) traduz o nível de importações que prevaleceria se a produção interna e externa fossem consideradas conjuntamente ao seu nível potencial, determinando simultaneamente as exportações (domésticas) e a procura doméstica. Estas são as duas componentes da procura agregada que

ativam as importações, cada uma com uma intensidade específica. Além disso, o peso relativo da procura doméstica potencial e das exportações potenciais determinam as importações potenciais e são coerentes com o produto potencial.

Tal como no caso das exportações, o rácio entre as importações potenciais e observadas em termos reais é suficiente para determinar as importações nominais corrigidas das variações cíclicas (importações nominais potenciais em percentagem do PIB nominal não ajustado):

$$m^{adj} = \frac{p_M M^*}{p_Y Y} = \frac{p_M M}{p_Y Y} \frac{M^*}{M} = m \frac{M^*}{M} \quad (12)$$

onde m representa o peso das importações não ajustadas no PIB (considerado em termos nominais). Finalmente, o ajustamento cíclico da balança corrente, que é a variável final de interesse, é dada por:

$$ca^{adj} = x^{adj} - m^{adj} + bpi + bsi, \quad (13)$$

onde bpi e bsi representam o saldo das balanças de rendimento primária e secundária não ajustadas, em percentagem do PIB.

Ajustamento bilateral

Neste artigo, além da metodologia anteriormente apresentada, consideramos uma perspectiva bilateral para o cálculo do ajustamento cíclico das exportações. Conceptualmente, tal não é diferente do que foi descrito acima, embora considere explicitamente o hiato do produto dos diferentes parceiros comerciais e a estrutura das importações originárias deles. Assim, existe um número maior de elasticidades de importação (bilaterais) a estimar.

Do lado das exportações, o ajustamento cíclico do país i (doméstico) para o país j é obtido como:

$$x_{ij}^{adj} = x_{ij} \left(1 - \theta_x \frac{y_j}{1 + y_j} \right) \quad (14)$$

onde x_{ij} representa as exportações bilaterais não ajustadas do país i para o país j em percentagem do PIB doméstico. Tal como anteriormente, assume-se que a elasticidade de longo prazo das exportações é a mesma para todos os países: $\theta_x = 2,6$. A principal diferença é que o ajustamento das exportações bilaterais depende do hiato do produto estrangeiro, que, neste caso, é considerado como o hiato do produto do país j e não uma média ponderada da dos principais parceiros comerciais.

O ajustamento cíclico das importações do país i com origem no país j é dado por:

$$m_{ij}^{adj} = m_{ij} \frac{M_{ij}^*}{M_{ij}} \quad (15)$$

onde m_{ij} representa as importações bilaterais não ajustadas do país i com origem em j no PIB do país i e M_{ij}^* mede as importações bilaterais potenciais, que são definidas como:

$$M_{ij}^* = M_{ij} + \frac{\eta_{ij}^D(Y^* - Y)}{1 - \eta_{ij}^D} + \frac{(X_{ij}^* - X_{ij})(\eta_{ij}^X - \eta_{ij}^D)}{1 - \eta_{ij}^D} \quad (16)$$

Adicionalmente, as elasticidades bilaterais são dadas por:

$$\eta_{ij}^X = \theta_{Mij}^{IAD} \omega_x \frac{M_i}{X_i} \quad (17)$$

e

$$\eta_{ij}^D = \theta_{Mij}^{IAD} (1 - \omega_x) \frac{M_i}{DD_i} \quad (18)$$

onde θ_{Mij}^{IAD} representa a elasticidade bilateral da variável IAD .

Dados

A implementação da metodologia descrita na secção anterior requer uma grande quantidade de informação estatística, bem como algumas hipóteses. Em primeiro lugar, a fonte de dados comparáveis entre países foi o *Economic Outlook* da OCDE (novembro de 2018). Em particular, utilizamos dados trimestrais do quarto trimestre de 1995 até ao quarto trimestre de 2017 para os volumes do PIB e respetivos componentes: consumo privado, consumo público, formação total bruta de capital fixo, importações e exportações de bens e serviços. Além disso, recolhemos os correspondentes deflatores do PIB e das importações totais de bens e serviços.

Em segundo lugar, as informação sobre os hiatos do produto interno e externo, que são elementos chave da metodologia, foram retirados do *World Economic Outlook* do FMI (abril de 2018). Contudo, é amplamente reconhecido que os hiatos do produto são sensíveis ao método de cálculo (métodos estatísticos ou estruturais) e às revisões de dados.³ Por este motivo, na subsecção *Robustez*, avaliamos os resultados obtidos com diferentes hiatos do produto para a economia portuguesa. No entanto, para assegurar a consistência dos resultados, tomamos uma fonte estatística comum para os hiatos do produto interno e externo: *World Economic Outlook* do FMI.

Em terceiro lugar, a estimativa da elasticidade de longo prazo do IAD requer informação contida nas matrizes input-output globais. Para este efeito utilizamos a edição de 2016 da base de dados de *Input-Output Inter-Country* da OCDE, que inclui informações para um total de 71 países e 34 indústrias

3. Para uma discussão sobre as metodologias de cálculo do hiato do produto com foco em Portugal, veja-se Banco de Portugal (2017).

(de acordo com uma classificação baseada em ISIC Rev3) numa base anual de 1995 a 2011.

Finalmente, os fluxos comerciais bilaterais não estão disponíveis nas bases de dados existentes. Deste modo, para decompor as importações reais totais da base de dados da OCDE, assumimos que o peso de cada país nas importações totais portuguesas é igual em termos nominais e reais. Os pesos dos diferentes parceiros nos fluxos comerciais nominais são retirados das Estatísticas Nacionais Portuguesas.

Resultados

Nesta secção, apresentamos os resultados do saldo da balança corrente corrigido do ciclo para a economia portuguesa entre 1995 e 2017. Em primeiro lugar, apresentamos os resultados das estimativas das elasticidades comerciais. Em segundo lugar, examinamos separadamente o ajustamento para as exportações e para as importações. Em terceiro lugar, calculamos o ajustamento cíclico das exportações relativamente aos principais parceiros comerciais portugueses. Além disso, apresentamos o saldo da balança corrente corrigido do ciclo para diferentes séries do hiato do produto em Portugal. Finalmente, testamos o impacto no ajustamento cíclico que resulta do uso de diferentes elasticidades. Estes dois últimos exercícios permitem avaliar a robustez dos principais resultados e apontar as limitações subjacentes a este tipo de metodologia.

As elasticidades do comércio externo, tanto para exportações como para as importações, foram estimadas de acordo com a metodologia descrita anteriormente. O Apêndice A apresenta os resultados da elasticidade das exportações domésticas ao PIB estrangeiro (Quadro A.2). Consideram-se apenas os coeficientes estatisticamente significativos a um nível de 10 por cento e obtém-se um valor de $\theta_x = 2,6$ que, como em Bussière *et al.* (2013), assume-se igual para todos os países.⁴ A elasticidade IAD das importações é descrita no Apêndice A e, para os parâmetros estatisticamente significativos, é igual a $\theta_{IAD} = 1,48$.

Exportações e importações ajustadas do ciclo

O painel A da Figura 2 apresenta a série das exportações portuguesas observadas e ajustadas do ciclo económico em percentagem do PIB, baseando-se na equação (5). O elemento que se destaca é o forte aumento do peso das exportações no PIB desde o início do século. Tal corresponde ao ajustamento da estrutura produtiva portuguesa ao novo padrão de vantagens

4. Na secção *Robustez* medimos o impacto de considerar exatamente a mesma elasticidade de exportações que em Bussière *et al.* (2013).

comparativas que se seguiu ao alargamento da UE aos países da Europa Central e Oriental e ao aumento da concorrência asiática em meados da década de noventa. Estes foram choques negativos para as exportações portuguesas e a recuperação que se seguiu começou muito antes da crise económica e financeira de 2008 e da subsequente crise da dívida soberana na área do euro.

Os desenvolvimentos cíclicos nos mercados externos não afetaram fortemente a trajetória das exportações domésticas. Nos anos que antecederam a crise de 2008, os hiatos do produto positivos no exterior conduziram as exportações portuguesas para níveis acima do valor estrutural. Por outro lado, a crise que surgiu após o despoletar da dívida soberana levou o rácio das exportações em relação ao PIB a situar-se abaixo do estrutural. Mais recentemente, a dinâmica das exportações tornou-se mais moderada, situando-se estas a um nível próximo do estrutural em percentagem do PIB. Em geral, a diferença entre as exportações observadas e estruturais em rácio do PIB têm sido relativamente pequenas, nunca excedendo em termos absolutos 2,2 p.p. (Apêndice B).

O painel B da Figura 2 mostra os resultados para o ajustamento das importações portuguesas ao ciclo doméstico, levando em conta a estrutura da procura interna, conforme apresentado na equação (11). Os resultados mostram que, de 1996 a 2008, as variações observadas nas importações de bens e serviços em percentagem do PIB tiveram em grande parte uma natureza estrutural. No entanto, após esse período, o peso das importações situou-se sistematicamente abaixo do nível estrutural, o que significa que a contração da procura interna associada a um hiato do produto negativo reduziu significativamente as importações. Neste período o maior ajustamento cíclico das importações representou 3,4 p.p. do PIB em 2012 e 2013, enquanto o menor foi próximo de zero em 2006 (Apêndice B).

Quando o ajustamento cíclico das exportações e importações é combinado, obtemos o saldo estrutural da balança corrente em percentagem do PIB para a economia portuguesa (Figura 3). No painel A observamos a balança e no painel B as contribuições das exportações e importações para a diferença entre os valores ajustados e observados. De acordo com nossos resultados, o défice observado situou-se cerca de 0,5 p.p. do PIB abaixo do estrutural no período 1998-2001, principalmente devido ao impacto do ciclo nas importações. A partir de 2003, o ajustamento foi revertido (exceto em 2009 e 2010), totalizando 1,5 p.p. do PIB na média do período 2012-2015, devido ao efeito das importações, que não foi compensado pelo facto das exportações ficarem abaixo do nível estrutural. Finalmente, nos últimos anos, a diferença entre o saldo da balança corrente ajustada e não ajustada do ciclo diminuiu progressivamente para 0,5 p.p. em 2017.

O ajustamento do saldo da balança corrente portuguesa ao ciclo económico não é muito elevado em termos de magnitude. No entanto, uma mensagem clara é a de que a maior parte da evolução observada no saldo da balança

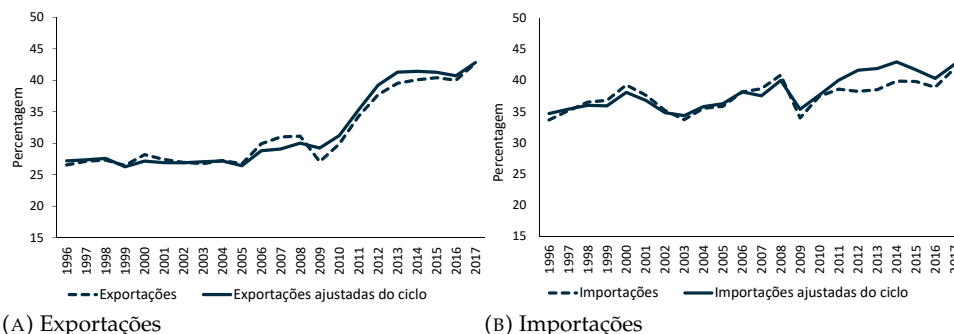


GRÁFICO 2: Exportações e importações ajustadas do ciclo (percentagem do PIB), contas nacionais

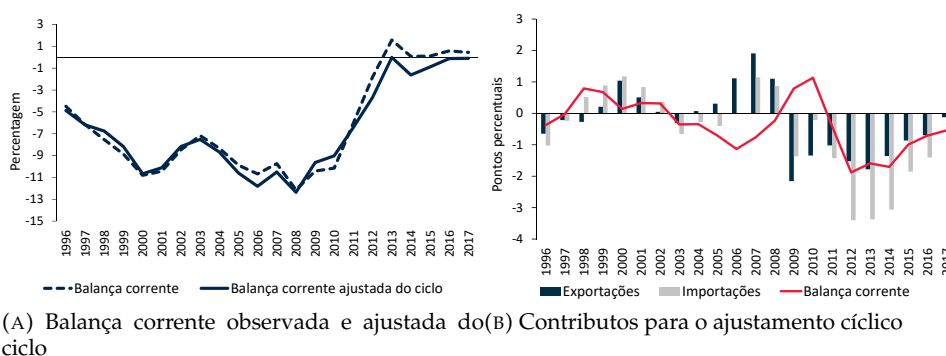


GRÁFICO 3: Balança corrente ajustada do ciclo (percentagem do PIB), contas nacionais

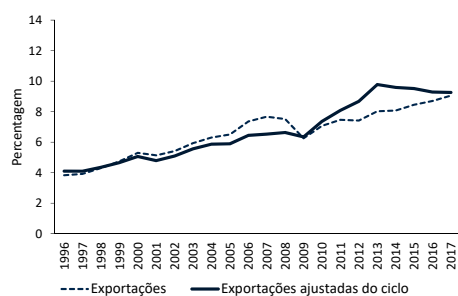
corrente portuguesa nos últimos anos tem uma natureza estrutural. O saldo estrutural manteve-se negativo no período estudado. No entanto, 2017 é o ano com o segundo menor défice estrutural da amostra (-0,1 por cento do PIB).

Detalhe para os principais parceiros comerciais

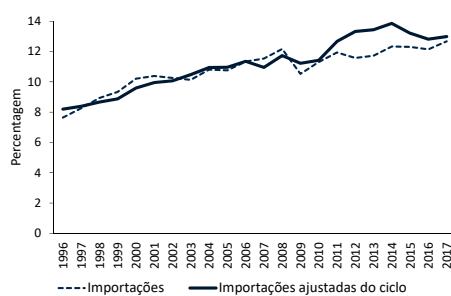
A evolução do saldo da balança corrente portuguesa é afectada pela evolução cíclica dos principais parceiros comerciais, nomeadamente por via da procura dirigida às exportações portuguesas. Adicionalmente, a economia portuguesa importa de cada parceiro comercial de acordo com a procura ajustada. Assim, utilizando as elasticidades bilaterais estimadas, as variações no hiato do produto no mercado interno têm um impacto diferente sobre as importações de cada um dos parceiros comerciais. Nesta subsecção,

consideramos Espanha, Alemanha e França e avaliamos o ajustamento cíclico nas exportações e importações bilaterais.⁵

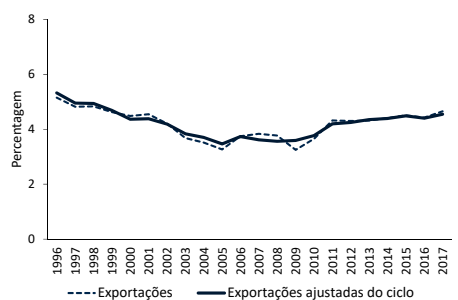
Estes três países representam uma grande parte do comércio internacional português no período considerado. Espanha, Alemanha e França são os três principais destinos de exportação e origens de importação, representando no seu conjunto 60 e 70 por cento desses agregados em 2017, respectivamente.



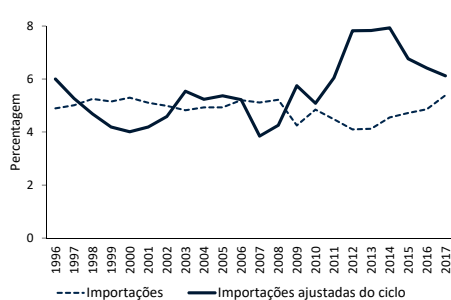
(A) Espanha - exportações



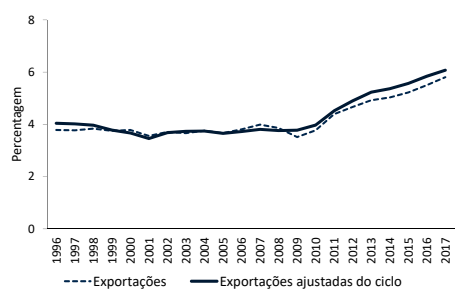
(B) Espanha - importações



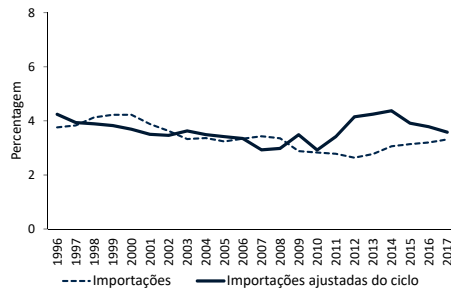
(C) Alemanha - exportações



(D) Alemanha - importações



(E) França - exportações



(F) França - importações

GRÁFICO 4: Exportações e importações ajustadas do ciclo vis-à-vis Espanha, França e Alemanha (percentagem do PIB)

5. Os coeficientes bilaterais IAD de Espanha, Alemanha e França vis-à-vis Portugal são: $\theta_{MESP}^{IAD} = 0,94$; $\theta_{MDEU}^{IAD} = 1,57$ e $\theta_{MFRA}^{IAD} = 0,84$.

A Figura 4 apresenta os resultados obtidos para os três principais parceiros comerciais e revela algumas diferenças. Espanha (painéis A e B), que vem reforçando o seu papel como principal parceiro comercial, é o país em que a distância entre as exportações observadas e estruturais é maior, em percentagem do PIB. As exportações estruturais ficaram acima do rácio observado nos anos anteriores à crise da dívida soberana, mas após este período ficaram significativamente abaixo da tendência devido à desaceleração da economia espanhola, que entretanto corrigiu os seus próprios desequilíbrios macroeconómicos. No entanto, esta diferença diminuiu em 2017. As importações estruturais com origem em Espanha, em percentagem do PIB, situaram-se marginalmente acima do rácio observado até à crise da dívida soberana, mas a recessão da economia portuguesa inverteu esta situação. No conjunto, os efeitos nas exportações e importações são parcialmente compensadas, o que é normal entre economias fortemente integradas, cujos ciclos económicos estão sincronizados.

Relativamente à Alemanha, que estabilizou a sua importância como parceiro comercial português, os ajustamentos são muito pequenos nas exportações (painel C). Isto explica-se, em parte, pelo facto de este país não ter sido significativamente afectado pela crise da dívida soberana na área do euro. No que diz respeito às importações o ajustamento é importante e decorre do valor elevado da elasticidade bilateral estimada para a componente importada das rubricas da despesa (painel D). Quanto à França (painéis E e F), cuja relevância nas exportações portuguesas aumentou significativamente nos últimos anos, as exportações e, sobretudo, as importações estruturais ficaram acima do observado.

Robustez

Existe incerteza relativamente ao valor de alguns parâmetros utilizados na metodologia, o que pode naturalmente afetar os resultados obtidos para o saldo da balança corrente em percentagem do PIB corrigido do efeito do ciclo económico. Deste modo, para avaliar a robustez dos resultados, recalculamos os saldos corrigidos com base em séries alternativas para o hiato do produto em Portugal e com diferentes estimativas de elasticidade das importações.

O painel A da Figura 5 apresenta várias séries para o hiato do produto em Portugal no período 1996-2017. Para além do hiato do produto utilizado como cenário central (*IMF World Economic Outlook*), apresentamos as estimativas da OCDE, Comissão Europeia e cálculos do Banco de Portugal utilizando diferentes filtros estatísticos. O intervalo de estimativas para o hiato do produto é considerável, atingindo mais de 4 pontos percentuais do PIB em alguns períodos. O painel B da Figura 5 apresenta os saldos ajustados do ciclo com base nas diferentes séries de hiato do produto. Este exercício afecta apenas as importações ajustadas e é visível que os principais resultados não se alteram. Os hiatos do produto externos também são usados no cálculo das

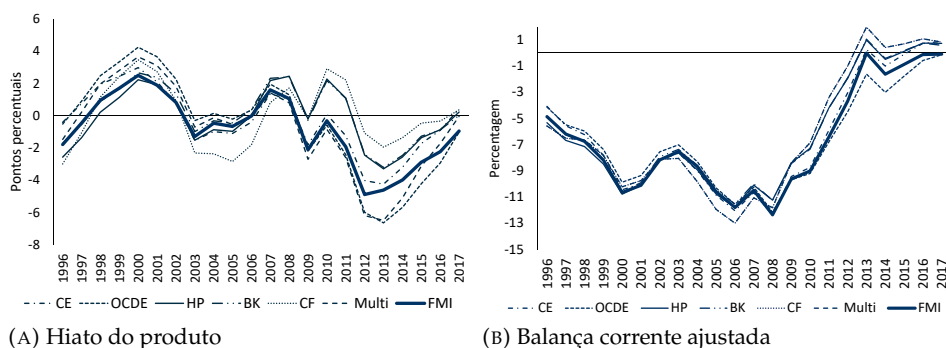


GRÁFICO 5: Robustez dos resultados - Hiato do produto

Notas: HP- filtro Hodrick–Prescott; BK- filtro Baxter-King; CF- filtro Christiano-Fitzgerald, Multi- filtro Multivariado.

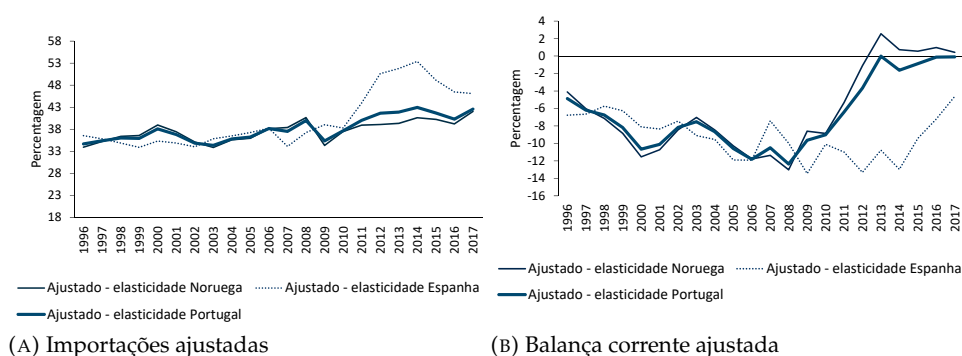


GRÁFICO 6: Robustez dos resultados - Elasticidade das importações ajustada pela procura

exportações ajustadas e estão igualmente sujeitos a incerteza mas essa análise está fora do âmbito deste artigo.

Adicionalmente, calculamos as importações ajustadas do ciclo e o subsequente saldo da balança corrente utilizando a maior e a menor elasticidade de importação que resultam da adopção da metodologia ao conjunto dos países que definem a procura externa dirigida à economia portuguesa, designadamente a da Espanha ($\theta_{IAD}^{ESP} = 2,68$) e da Noruega ($\theta_{IAD}^{NOR} = 0,51$), respectivamente. A diferença relativamente ao cenário central é importante quando se utiliza a elasticidade espanhola, uma vez que o ajustamento estrutural só ocorre nos últimos anos. Em qualquer caso, é visível a correcção estrutural do saldo da balança corrente portuguesa. Note-se que as elasticidades alternativas afetam os parâmetros η_X e η_D na equação (11) e têm um impacto não linear nas importações ajustadas.

Outro exercício de robustez consiste em calcular o saldo da balança corrente ajustada do ciclo com a elasticidade das exportações considerada por Fabiani *et al.* (2016), $\theta_x = 1,9$, em vez de $\theta_x = 2,6$. Observamos que essa mudança não afeta de maneira significativa o saldo estrutural da balança corrente e por isso não o representamos graficamente. Finalmente, replicámos o exercício principal excluindo as exportações e importações de produtos energéticos e os resultados mantêm-se qualitativamente inalterados.

Considerações finais

O saldo da balança corrente é um indicador macroeconómico muito relevante. Embora nos anos noventa e nos primeiros anos do novo século a sua importância tenha sido minimizada no caso dos países participantes na união monetária, a crise económica e financeira global de 2008 e a crise da dívida soberana na área do euro que se seguiu mostraram que os países não devem manter défices da balança corrente durante períodos longos de tempo, deteriorando fortemente a sua posição externa líquida.

Tal como no caso de outras variáveis macroeconómicas, as exportações e as importações são afetadas por desenvolvimentos cíclicos. Deste modo, torna-se importante distinguir os contributos que decorrem dos desenvolvimentos estruturais e cíclicos. Neste artigo, aplicamos a metodologia apresentada por Fabiani *et al.* (2016) à economia portuguesa para o período 1995-2017. Além disso, alargamos a análise à dimensão bilateral e identificamos ajustamentos específicos para as exportações e importações portuguesas face aos seus principais parceiros comerciais.

Concluimos que o forte ajustamento da balança corrente observado na economia portuguesa após 2010 teve um carácter eminentemente estrutural, embora também se tenha observado um efeito positivo considerável resultante da evolução cíclica. Na média do período 2012-2017, o saldo da balança corrente corrigido do ciclo está 1,2 p.p. abaixo do saldo observado. Em 2017, o saldo estrutural da balança corrente situou-se em -0,1 por cento do PIB. Os resultados são robustos para diferentes séries do hiato do produto em Portugal e elasticidades de importação. Quanto à análise bilateral, concluimos que a recessão no principal parceiro comercial português (Espanha) deteriorou as exportações portuguesas. Para a Alemanha e para a França, os ajustamentos nas exportações são pequenos mas relevantes nas importações.

O saldo da balança corrente em Portugal melhorou acentuadamente após a crise da dívida soberana na área do euro e o subsequente programa de assistência económica e financeira. Embora a metodologia apenas ajuste a balança corrente pelos hiatos do produto internos e externos, deixando inalteradas todas as outras flutuações, a natureza estrutural do ajustamento português é visível. No entanto, essa tendência deve ser reforçada e torna-se

muito importante uma monitorização contínua do saldo das contas externas. Apenas através de saldos da balança corrente próximos de zero ou positivos poderá observar-se uma substancial redução do endividamento externo, reduzindo a exposição da economia a riscos económicos e financeiros de origem externa.

Referências

- Afonso, António e João Jalles (2018). "Decomposing and Analysing the Determinants of Current Accounts' Cyclicalities: Evidence From the Euro Area." Working Papers 2018-42, ISEG - Lisbon School of Economics and Management.
- Afonso, António e Jorge Silva (2017). "Current account balance cyclicalities." *Applied Economics Letters*, 24(13), 911–917.
- Banco de Portugal (2017). "Potential output: Challenges and uncertainties."
- Buiter, Willem (1981). "Time Preference and International Lending and Borrowing in an Overlapping-Generations Model." *Journal of Political Economy*, 89(4), 769–97.
- Bussière, Matthieu, Giovanni Callegari, Fabio Ghironi, Giulia Sestieri, e Norihiko Yamano (2013). "Estimating Trade Elasticities: Demand Composition and the Trade Collapse of 2008-2009." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(3), 118–151.
- CáZorzi, M. e A. Dieppe A. Chudik (2009). "Current account benchmarks for Central and Eastern Europe: A desperate search?" ECB Working Papers 995, European Central Bank.
- Cheung, D. Furceri, C. e E. Rusticelli (2010). "Structural and Cyclical Factors behind Current-Account Balances." Working paper 775, OECD Economics Department.
- Chinn, Menzie D. e Eswar S. Prasad (2003). "Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: An empirical exploration." *Journal of International Economics*, 59(1), 47–76.
- Christodouloupoulou, Styliani e Olegs Tkacevs (2016). "Measuring the effectiveness of cost and price competitiveness in external rebalancing of euro area countries: What do alternative HCIs tell us?" *Empirica*, 43(3), 487–531.
- Fabiani, Silvia, Stefano Federico, e Alberto Felettigh (2016). "Adjusting the external adjustment: Cyclical factors and the Italian current account." Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 346, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Faruquee, Hamid e Guy Debelle (1996). "What Determines the Current Account? A Cross-Sectional and Panel Approach." IMF Working Papers 346, International Monetary Fund.

- Gruber, Joseph W. e Steven B. Kamin (2005). "Explaining the global pattern of current account imbalances." International Finance Discussion Papers 846, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Haltmaier, Jane (2014). "Cyclically Adjusted Current Account Balances." International Finance Discussion Papers 1126, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Kara, A. Hakan e Cagri Sarikaya (2013). "Cyclically Adjusted Current Account Balance." Research Notes 18, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Milesi-Ferretti, Gian M e Olivier J Blanchard (2011). "(Why) Should Current Account Balances Be Reduced?" IMF Staff Discussion Notes 3, International Monetary Fund.
- Obstfeld, Maurice e Kenneth Rogoff (1995). "The intertemporal approach to the current account." In *Handbook of International Economics, Handbook of International Economics*, vol. 3, edited by G. M. Grossman e K. Rogoff, chap. 34, pp. 1731–1799. Elsevier.
- Phillips, Steven T, Luis Catão, Luca A Ricci, Rudolfs Bems, Mitali Das, Julian Di Giovanni, Filiz D Unsal, Marola Castillo, Jungjin Lee, Jair Rodriguez, e Mauricio Vargas (2013). "The External Balance Assessment (EBA) Methodology." IMF Working Papers 272, International Monetary Fund.
- Sachs, Jeffrey D. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s." *Brookings Papers on Economic Activity*, 12(1), 201–282.
- Salto, Matteo e Alessandro Turrini (2010). "Comparing alternative methodologies for real exchange rate assessment." European Economy - Economic Papers 427, European Commission.
- Sastre, Teresa e Francesca Viani (2014). "Countries' safety and competitiveness, and the estimation of current account misalignments." Working Papers 1401, Banco de España.
- Tamara, Tinti (2016). *External sustainability analysis*. Master's thesis, Nova School of Business and Economics, Portugal.
- Wu, Yi (2008). "Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade." *Review of International Economics*, 16(4), 654–671.

Apêndice A

A.1. Elasticidade da procura ajustada pelo conteúdo importado (IAD)

Bussière *et al.* (2013) mostra que o conteúdo importado de um componente da despesa, assumindo S sectores, v componentes finais da despesa e que o produto de cada setor é utilizado tanto em termos intermédios como para satisfazer a procura total, pode ser definido:

$$\omega_v = \frac{uM_v^{ind} + uM_v^{dir}}{uF_v^d + uF_v^m} = \frac{uA^m(1 - A^d)^{-1}F_v^d + uF_v^m}{uF_v^d + uF_v^m} \quad (A.1)$$

onde u é um vetor $1 \times S$ com todos os elementos iguais a 1 e o índice v seleciona a coluna v^{th} de cada matriz, correspondendo aos componentes da despesa de interesse. $(1 - A^d)^{-1}$ representa a habitual matriz inversa de Leontief, A^d é uma matriz $S \times S$ de coeficientes de produção doméstica, A^m é a matriz $S \times S$ de coeficientes importados, F^d é a matriz da procura final de bens e serviços domésticos e as importações diretas são dadas pela matriz de dimensão $S \times V$, $F^m = M^{dir}$. Assim, ω_v permite identificar o agregado *IAD* a ser utilizado nas regressões.

A estimação da elasticidade da *IAD* segue as orientações da literatura empírica do comércio internacional, designadamente o sistema de procura CES. Com preferências de tipo CES, o logaritmo da procura importada é determinado por:

$$\ln M_t = \ln D_t + \beta_p \ln P_{M,t} \quad (A.2)$$

onde D_t é a procura agregada (uma agregação CES de bens domésticos e importados) e $P_{M,t}$ é o preço relativo das importações. Esta equação pode ser estimada em primeiras diferenças tanto para um painel de países como para cada país separadamente de forma a obter as elasticidades das importações. No entanto, as medidas convencionais de procura agregada são substituídas pela *IAD*. Assim:

$$\Delta \ln M_{k,t} = \sum_{l=0}^L \beta_{IAD,l} \Delta \ln IAD_{k,t-l} + \sum_{l=0}^L \beta_{Pl} \Delta \ln P_{Mk,t-l} + \sum_{l=1}^L \beta_{M,l} \Delta \ln M_{k,t-l} + \varepsilon_{k,t} \quad (A.3)$$

onde k é um país, Δ assinala as primeiras diferenças, e $\varepsilon_{k,t}$ é o termo do erro. Aplicando a condição de estado estacionário para um desfasamento obtemos:

$$\Delta \ln M_{k,T} = \frac{\hat{\beta}_{IAD,0} + \hat{\beta}_{IAD,1}}{(1 - \hat{\beta}_{M,1})} \Delta \ln IAD_{k,T} + \frac{\hat{\beta}_{P,0} + \hat{\beta}_{P,1}}{(1 - \hat{\beta}_{M,1})} \Delta \ln P_{M,k,T} \quad (A.4)$$

O Quadro A.1 apresenta os resultados da regressão estimada para Portugal, que conduz a $\theta_M^{IAD} = 1.48$. Note-se que os coeficientes para os preços não são significativos a um nível de 10 por cento.

$M_{k,t}$	Coef.	Std. Error	t	P-value
$M_{k,t-1}$	-0.343	0.123	-2.79	0.007
$IAD_{k,t}$	1.381	0.122	11.32	0.00
$IAD_{k,t-1}$	0.61	0.209	2.92	0.00
$P_{M,k,t}$	0.003	0.108	0.26	0.798
$P_{M,k,t-1}$	0.123	0.107	1.15	0.254
$R^2=71.1$	Número de períodos=63	$F(5,57)=31.52$		

QUADRO A.1. Estimativa das elasticidades da importação para Portugal

A.2. Elasticidade das exportações domésticas ao PIB externo

A elasticidade de longo prazo das exportações domésticas face o PIB externo assume-se igual à elasticidade de longo prazo das importações em relação ao PIB obtida na regressão de painel com os vários países. Tal implica estimar a seguinte regressão:

$$\Delta \ln M_{k,t} = \delta_k + \sum_{l=0}^L \beta_{GDP,l} \Delta \ln GDP_{k,t-l} + \sum_{l=0}^L \beta_{P,l} \Delta \ln P_{M,k,t-l} + \sum_{l=1}^L \beta_{M,l} \Delta \ln M_{k,t-l} + \varepsilon_{k,t} \quad (A.5)$$

onde k é um país, Δ sinaliza as primeiras diferenças, δ_k representa os efeitos fixos de país e $\varepsilon_{k,t}$ é o erro. Aplicando a condição de estado estacionário para um desfasamento obtemos:

$$\Delta \ln M_{k,T} = \frac{(\hat{\beta}_{GDP,0} + \hat{\beta}_{GDP,1})}{(1 - \hat{\beta}_{M,1})} \Delta \ln GDP_{k,T} + \frac{(\hat{\beta}_{P,0} + \hat{\beta}_{P,1})}{(1 - \hat{\beta}_{M,1})} \Delta \ln P_{M,k,T} \quad (A.6)$$

O Quadro A.2 apresenta os resultados da regressão estimada que conduz a $\theta_x = 2.6$. Note-se que os coeficientes para as importações e preços desfasados não são estatisticamente significativos a um nível de 10 por cento.

Relativamente à extensão da metodologia à dimensão bilateral, refira-se que em todos passos do processo, designadamente no cálculo da variável IAD e na regressão que estima a elasticidade das importações, a abordagem conceptual é semelhante. Isto implica considerar sub-blocos da matriz input-output global e fluxos bilaterais de exportação e importação.

$M_{k,t}$	Coef.	Std. Error	t	P-value
$M_{k,t-1}$	-0.061	0.046	-1.34	0.201
$GDP_{k,t}$	1.606	0.294	5.46	0.00
$GDP_{k,t-1}$	0.994	0.102	9.74	0.00
$P_{M,k,t}$	-0.190	0.078	-2.44	0.027
$P_{M,k,t-1}$	0.005	0.059	0.09	0.928
$R^2=0.36$ Número obs. (17 países)=1,071 F(5,16)=102.32				

QUADRO A.2. Estimativas da elasticidade das exportações para Portugal

Apêndice B: Exportações e importações observadas e ajustadas do ciclo

	Exportações			Importações			Balança corrente		
	Observado	Ajustado	Diferença	Observado	Ajustado	Diferença	Observado	Ajustado	Diferença
1996	26,5	27,2	-0,6	33,7	34,7	-1,0	-4,5	-4,9	0,4
1997	27,1	27,4	-0,2	35,1	35,4	-0,2	-6,2	-6,2	0,0
1998	27,3	27,6	-0,3	36,5	36,0	0,5	-7,5	-6,8	-0,8
1999	26,5	26,3	0,2	36,8	35,9	0,9	-8,9	-8,2	-0,7
2000	28,2	27,2	1,0	39,3	38,1	1,2	-10,8	-10,7	-0,1
2001	27,4	26,9	0,5	37,6	36,8	0,8	-10,4	-10,1	-0,3
2002	26,9	26,9	0,0	35,2	34,8	0,4	-8,5	-8,2	-0,3
2003	26,8	27,1	-0,3	33,7	34,3	-0,7	-7,2	-7,5	0,4
2004	27,3	27,2	0,1	35,5	35,8	-0,3	-8,3	-8,7	0,3
2005	26,7	26,4	0,3	35,8	36,2	-0,4	-9,9	-10,6	0,7
2006	29,9	28,8	1,1	38,1	38,2	0,0	-10,7	-11,8	1,1
2007	31,0	29,1	1,9	38,7	37,5	1,1	-9,7	-10,5	0,8
2008	31,1	30,0	1,1	40,8	40,0	0,9	-12,1	-12,4	0,2
2009	27,1	29,2	-2,2	34,0	35,4	-1,4	-10,4	-9,6	-0,8
2010	29,9	31,2	-1,3	37,4	37,6	-0,2	-10,1	-9,0	-1,1
2011	34,3	35,3	-1,0	38,6	40,0	-1,4	-6,0	-6,4	0,4
2012	37,7	39,2	-1,5	38,2	41,6	-3,4	-1,8	-3,7	1,9
2013	39,5	41,3	-1,8	38,5	41,9	-3,4	1,6	0,0	1,6
2014	40,1	41,4	-1,4	39,9	43,0	-3,1	0,1	-1,6	1,7
2015	40,4	41,3	-0,9	39,8	41,7	-1,9	0,1	-0,9	1,0
2016	40,0	40,7	-0,7	38,9	40,3	-1,4	0,6	-0,1	0,7
2017	42,7	42,8	-0,1	41,9	42,6	-0,7	0,5	-0,1	0,5

QUADRO B.1. Exportações e importações observadas e ajustadas do ciclo em percentagem do PIB

Desajustamento entre escolarização e ocupações dos trabalhadores portugueses: uma análise agregada

Ana Catarina Pimenta
Banco de Portugal

Manuel Coutinho Pereira
Banco de Portugal

Janeiro 2019

Resumo

Este artigo analisa a evolução do desajustamento entre a escolarização e as ocupações dos trabalhadores portugueses nas últimas duas décadas. Tem-se verificado uma redução continuada na proporção de trabalhadores sub-escolarizados, à medida que as gerações jovens, mais escolarizadas, têm substituído as mais velhas no mercado de trabalho. O maior grau de sub-escolarização em Portugal relativamente aos países da União Europeia verifica-se atualmente sobretudo para os trabalhadores com maior antiguidade. A sobre-escolarização permanece baixa, mesmo nos anos mais recentes: os valores para Portugal são inferiores aos da maioria dos países europeus. Além disso, registou-se um grande aumento no número de trabalhadores com ensino superior durante este período, a maioria dos quais tem ingressado em profissões muito qualificadas. (JEL: I21, J21, J24)

Introdução

A força de trabalho em Portugal tem sido estruturalmente caracterizada por baixos níveis de escolaridade relativamente a outros países europeus. Apesar de tal desfasamento ainda se verificar, ao longo das últimas décadas o mercado de trabalho português sofreu importantes transformações, com um considerável aumento dos níveis de escolaridade dos trabalhadores. Em paralelo com esta tendência, as tecnologias de produção têm mudado na maioria dos setores, aumentando a procura das empresas por trabalhadores com mais habilitações literárias. Qual tem sido o resultado da interação entre uma maior procura e oferta de trabalhadores mais escolarizados?

Agradecimentos: Os autores agradecem o excelente trabalho de Mariana Tavares no tratamento inicial dos Quadros de Pessoal, em particular no que diz respeito à criação da classificação harmonizada das ocupações utilizada neste estudo. Os autores agradecem também a ajuda com as bases de dados prestada por Marta Silva e Carlos Martins, bem como os comentários de Carlos Melo Gouveia, Nuno Alves, António Antunes e Miguel Gouveia. As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Quaisquer erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

E-mail: apimenta@bportugal.pt; manuel.coutinho.pereira@bportugal.pt

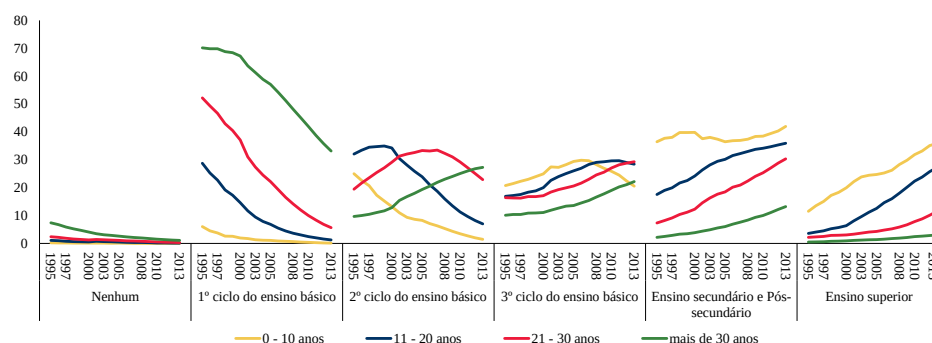


GRÁFICO 1: Estrutura do emprego por nível de escolaridade para cada escalão de experiência (em percentagem).

Nota: As linhas representam a proporção de trabalhadores que, para um dado escalão de experiência, possuem o nível de escolaridade referido em cada ano. Os detalhes sobre a categorização da escolaridade e da experiência são apresentados no artigo.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

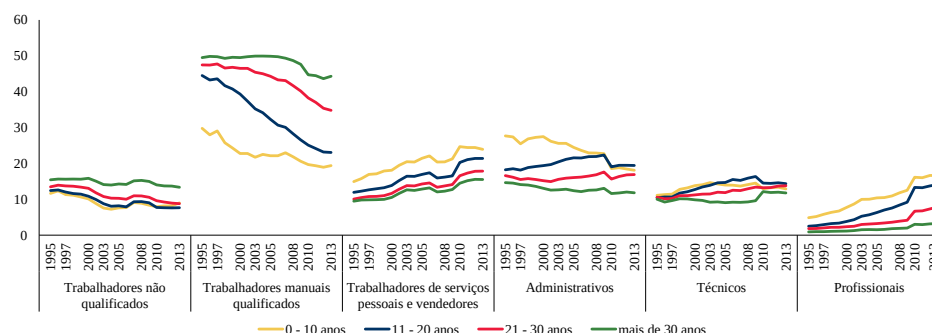


GRÁFICO 2: Estrutura do emprego por ocupação para cada escalão de experiência (em percentagem).

Nota: As linhas representam a proporção de trabalhadores que, para um dado escalão de experiência, possuem a ocupação referida em cada ano. Os detalhes sobre a categorização da escolaridade e da experiência são apresentados no artigo.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

Os Gráficos 1 e 2 apresentam a evolução da estrutura do emprego, respetivamente, por nível de escolaridade e ocupação, entre 1995 e 2013, calculada usando microdados para o mercado de trabalho português.¹

1. A maioria dos resultados apresentados neste artigo são baseados nos Quadros de Pessoal, cujo último ano disponível no momento da redação é 2013. Além disso, conforme explicado no texto, o artigo debruça-se sobre os setores secundário e terciário mercantil.

O aumento do nível de escolaridade, juntamente com a transição para ocupações que exigem mais competências, é bastante evidente nos gráficos, para as gerações mais jovens de trabalhadores. O objetivo deste artigo é explorar o impacto destes desenvolvimentos nos desajustes educativos, ou seja, na falta ou no excesso de escolaridade relativamente à adequada para a função desempenhada pelo trabalhador – designados, respetivamente, por sub-escolarização e sobre-escolarização. Mais concretamente, foram analisadas duas questões principais. Em primeiro lugar, até que ponto a sub-escolarização ainda é um problema, num contexto de convergência das habilitações literárias da força de trabalho portuguesa para níveis mais elevados. Em segundo lugar, em que medida o ingresso de um crescente número de trabalhadores altamente qualificados, particularmente com o ensino superior, no mercado de trabalho, se tem traduzido num aumento da sobre-escolarização. Este tópico tem sido debatido para as economias desenvolvidas, em geral, por autores como Hartog (2000) que considera que a forte expansão da educação tem superado os níveis de escolaridade procurados pelas empresas. Ao contrário dos estudos previamente realizados para Portugal – ver abaixo – que se focam na relação entre os desajustes educativos e os salários, esta análise debruça-se sobre os desajustes educativos por si só (a um nível agregado), considerando aspetos como a decomposição por ocupações e escalões de experiência, a relação entre sobre-escolarização de trabalhadores licenciados e áreas de estudo, e a comparação entre Portugal e os países da União Europeia.

Os desajustes educativos acarretam custos para as economias, o que justifica uma preocupação continuada dos investigadores com este tema (Freeman 1976; Thurow 1975). No caso da sobre-escolarização, existe um sub-aproveitamento das qualificações dos trabalhadores, enquanto os trabalhadores sub-escolarizados tenderão a apresentar um défice de qualificações com impacto negativo no seu desempenho. A maioria dos estudos sobre desajustes educativos tem-se focado nos seus impactos salariais, tanto na literatura para Portugal (ver, por exemplo, Araújo e Carneiro 2017; Cerejeira *et al.* 2007; Santos e de Oliveira 2002; Kiker *et al.* 1997), como na literatura internacional (ver, por exemplo, Di Pietro e Urwin 2006; Duncan e Hoffman 1981; Iriondo e Pérez-Amaral 2016; Bauer 2002; Frenette 2004). Em geral, os resultados indicam que os retornos salariais da educação adequada excedem os retornos da sobre-escolarização, enquanto os retornos da sub-escolarização são negativos. Desta forma, os desajustes educativos podem também afetar indiretamente a produtividade das empresas através do seu impacto nos salários e, de forma mais geral, na satisfação do trabalhador (Hartog 2000). Mahy *et al.* (2015) fornece evidência sobre a relação entre os desajustes educativos e a produtividade das empresas. Estes autores concluíram que níveis mais altos de escolaridade adequada ou sobre-escolarização (sub-escolarização) produzem um impacto positivo (negativo) na produtividade. Além disso, o efeito da sobre-escolarização

na produtividade é maior nas empresas com profissões mais qualificadas, pertencentes a indústrias de alta tecnologia e operando num ambiente económico mais incerto.

Na literatura não existe uma definição única de escolaridade adequada para uma dada ocupação e, ao mesmo tempo, os níveis medidos de sub- e sobre-escolarização são bastante sensíveis a tal definição. Conforme descrito mais à frente, este estudo utiliza duas medidas comuns para determinar a escolaridade adequada. A primeira é uma correspondência entre classificações internacionais de ocupações e de habilitações literárias, a saber, a *International Standard Classification of Occupations* (ISCO) e a *International Standard Classification of Education* (ISCED). Esta medida apresenta uma redução consistente da sub-escolarização ao longo do tempo em Portugal, de cerca de dois terços dos trabalhadores, em 1995, para aproximadamente um terço, em 2013. Além disso, a sub-escolarização evidencia um perfil acentuadamente decrescente dos escalões de maior para os de menor experiência. No final da amostra, a sub-escolarização é inferior a 10% para trabalhadores com até 10 anos de experiência, mas permanece em 60% para os trabalhadores com mais de 30 anos de experiência. Este padrão reflete essencialmente a substituição de gerações no mercado de trabalho, com as gerações mais novas a apresentarem graus crescentes de educação. A sobre-escolarização assume valores insignificantes no início do período analisado e cinge-se a cerca de 5% da força de trabalho no seu final.

Neste artigo foi ainda calculada uma medida alternativa, «interna» às características da força de trabalho portuguesa, que mede a escolaridade adequada diretamente a partir dos dados, como a escolaridade modal dentro de cada profissão. A sub-escolarização é muito menor e a sobre-escolarização é maior neste segundo indicador, que é relativamente menos exigente em termos de educação requerida, particularmente no início da amostra. Além disso, como a escolaridade modal tende a mudar ao longo do tempo, este segundo indicador não apresenta tendências claras, sendo, portanto, menos apropriado para analisar a evolução dos desajustes educativos.

Finalmente, são apresentadas comparações entre países, utilizando os dados do *Survey of Income and Living Conditions* (2007-2016) e a correspondência ISCO-ISCED que é internacionalmente comparável. No que diz respeito à sub-escolarização, Portugal continua em desvantagem face aos países da União Europeia, apesar de esta se encontrar largamente confinada aos trabalhadores mais antigos. Além disso, Portugal está entre os países com menor incidência de sobre-escolarização.

Uma ressalva importante sobre as metodologias seguidas neste artigo diz respeito à avaliação das qualificações adequadas exclusivamente com base na educação formal, uma vez que as capacidades individuais, a formação profissional e a experiência podem ser igualmente importantes para que os trabalhadores executem adequadamente as suas funções.

Este artigo encontra-se organizado da seguinte forma. A próxima secção resume brevemente as metodologias utilizadas na literatura para medir a escolaridade adequada numa determinada profissão. A terceira secção descreve os dados utilizados e o cálculo dos desajustes educativos. A quarta secção apresenta os principais resultados, analisando em particular os trabalhadores sobre-escolarizados com ensino superior. A quinta secção compara os desajustes educativos em Portugal e nos países da União Europeia. A última secção conclui.

Métodos para identificar os desajustes educativos

O ponto de partida na identificação dos desajustes educativos é uma medida da escolaridade adequada em cada ocupação. Na literatura sobre os desajustes educativos têm sido utilizadas duas abordagens principais. Numa primeira abordagem, os estudos têm considerado os desajustes entre os indivíduos disponíveis para trabalhar e os empregos existentes (desajustes macroeconómicos). Numa segunda abordagem, a literatura tem considerado as discrepâncias entre as qualificações dos trabalhadores e os requisitos para a sua profissão, apenas para os trabalhadores empregados, a um nível micro. Além disso, os desajustes educativos podem abranger tanto os desajustes verticais, medidos em termos de sobre- e sub-escolarização, como os desajustes horizontais. Estes últimos avaliam até que ponto os trabalhadores, normalmente com ensino superior, estão alocados a ocupações não relacionadas com a sua principal área de estudo, através de uma questão subjetiva ou comparando a área de estudo e a ocupação do trabalhador. O presente estudo utiliza uma abordagem micro e foca-se nos desajustes verticais.

Existem três metodologias para medir a escolaridade adequada para uma determinada ocupação: o método de avaliação da profissão, o método empírico e o método subjetivo. Cada um deles apresenta vantagens e desvantagens, enquanto os resultados tendem a diferir dependendo da metodologia usada (McGuinness *et al.* 2017; Mysíková 2016).

O método de avaliação da profissão relaciona o nível de escolaridade e as qualificações da profissão com base numa definição externa dos requisitos de escolaridade, determinados por analistas (ver, por exemplo, Ortiz e Kucel 2008). Esta metodologia é reconhecida como bastante precisa pois é baseada no conhecimento da profissão, não tendo porém em consideração que os requisitos ocupacionais podem mudar rapidamente ao longo do tempo. A primeira medida de escolaridade adequada usada – a correspondência entre as principais ocupações da ISCO e os níveis de escolaridade definidos na ISCED – pertence a esta categoria (ver a próxima secção).

O método empírico estima o nível de escolaridade adequado com base num indicador estatístico calculado por ocupação, tal como a média dos

anos de escolaridade com um intervalo de um desvio-padrão, ou o nível de escolaridade modal (ver, por exemplo, Bauer 2002; Cerejeira *et al.* 2007; Verdugo e Verdugo 1989; Kiker *et al.* 1997; Rahona-López e Pérez-Esparrells 2013; Iriondo e Pérez-Amaral 2016). Na prática, a moda é mais frequentemente utilizada do que a média, uma vez que é menos sensível à presença de valores anómalos e fornece uma medida mais precisa da escolaridade adequada (Santos e de Oliveira 2002). Além disso, o número de anos de escolaridade usados para calcular a média é frequentemente enviesado em excesso, e o intervalo de um desvio-padrão é arbitrário (ver, por exemplo, Ortiz e Kucel 2008; Mysíková 2016).

O método empírico tem como principais vantagens poder ser aplicado a qualquer base de dados micro que contenha informação sobre níveis de escolaridade e ocupações, e ser sensível às mudanças tecnológicas e às características do mercado de trabalho em análise. No entanto, o facto de este indicador estar vinculado a um dado país e a um determinado ponto no tempo deve ser tido em consideração, em particular, quando os níveis de escolaridade dos trabalhadores estão a mudar substancialmente ou países heterogéneos estão a ser comparados. Neste artigo são igualmente apresentados os desajustes educativos em Portugal com base nesta metodologia, de forma a complementar os resultados do método de avaliação da profissão.

As duas metodologias descritas anteriormente são designadas por metodologias objetivas. É relevante referir o método subjetivo (não utilizado neste artigo) que se baseia na autoavaliação do trabalhador sobre o nível de escolaridade adequado para desempenhar a sua profissão, que é posteriormente comparado com o nível de escolaridade mais elevado completado pelo trabalhador (ver, por exemplo, Allen e Van der Velden 2001; Capsada-Munsech 2015; Di Pietro e Urwin 2006; Duncan e Hoffman 1981; Hersch 1991). As principais vantagens desta abordagem são a mesma ser de relativa fácil aplicação, e específica à ocupação. As suas desvantagens incluem o enviesamento subjetivo decorrente da tendência dos trabalhadores para sobrestimarem as suas próprias qualificações (Groot e Van Den Brink 2000).

Dados e cálculo dos desajustes educativos

Dados

A presente análise baseia-se maioritariamente nos Quadros de Pessoal, uma base de dados longitudinal com informação sobre trabalhadores e empregadores, compilada anualmente pelo Ministério do Trabalho e da Segurança Social. A estrutura dos Quadros de Pessoal permite identificar a escolaridade adequada apenas através de abordagens objetivas: o método de avaliação da profissão e o método empírico. Esta base de dados

fornece informação detalhada sobre as empresas com pelo menos um trabalhador assalariado, e sobre os seus estabelecimentos e trabalhadores. As duas variáveis-chave neste artigo são a ocupação do trabalhador e a sua escolaridade, num determinado ano. Assim, apenas foram considerados os trabalhadores para os quais esta informação se encontrava disponível. Os dados utilizados cobrem o período 1995-2013 (exceto 2001 para o qual não existem dados), para a subamostra de trabalhadores a tempo inteiro, com idades compreendidas entre os 16 e os 65 anos.² No que diz respeito aos setores de atividade, restringiu-se amostra a atividades de natureza secundária e terciária mercantil: indústria transformadora, energia, água, construção e serviços mercantis.³ A base de dados contém 23.415.079 observações no total.⁴

As ocupações dos trabalhadores foram reportadas nos Quadros de Pessoal durante o período amostral analisado de acordo com duas classificações: a Classificação Nacional de Profissões de 1994 e a Classificação Portuguesa de Profissões de 2010. Por forma a analisar a evolução dos desajustes educativos ao longo do tempo, existiu a necessidade de harmonizar e agregar essas duas classificações. Foi, assim, desenvolvida uma classificação harmonizada constituída por 26 ocupações, bem como uma mais agregada contendo 6 ocupações (Quadro 1). Como explicado abaixo, esta última desagregação corresponde aos principais grupos da ISCO. Não foram consideradas na presente análise as ocupações de chefia, uma vez que para estas a escolaridade formal constitui uma pior aproximação das qualificações adequadas. Com efeito, outros fatores como a experiência e as capacidades de gestão desempenham um papel muito importante, juntamente com as capacidades puramente técnicas.

Nos Quadros de Pessoal, o nível de escolaridade dos trabalhadores corresponde a uma variável categórica que reporta o nível mais elevado de escolaridade completado pelo trabalhador. As categorias desta variável sofreram alterações em 1994, 2000 e 2006 para acomodar a evolução do

2. De acordo com o BPLim (2017), o trabalho a tempo inteiro corresponde a um período de trabalho semanal superior a 75% do período normal de trabalho no estabelecimento ou na empresa.

3. Mais especificamente, a análise inclui empresas cuja atividade económica principal (CAE) é: (i) indústria transformadora; (ii) eletricidade, gás, vapor, água quente e fria e ar frio; (iii) captação, tratamento e distribuição de água, saneamento, gestão de resíduos e despoluição; (iv) construção; (v) comércio por grosso e a retalho, reparação de veículos automóveis e motociclos; (vi) transportes e armazenagem; (vii) alojamento, restauração e similares; (viii) atividades de informação e de comunicação; (ix) atividades financeiras e de seguros; (x) atividades imobiliárias; (xi) atividades de consultoria, científicas, técnicas e similares e (xii) atividades administrativas e dos serviços de apoio.

4. Dada a natureza agregada da análise, foi considerada uma sequência de bases de dados seccionais. No entanto, tirou-se partido da natureza longitudinal dos dados para corrigir algumas inconsistências, tais como no nível de escolaridade e na data de nascimento dos trabalhadores.

Desagregação com 6 ocupações	Desagregação com 26 ocupações
Trabalhadores não qualificados	Trabalhadores da agricultura e pesca Trabalhadores não qualificados em outros setores
Trabalhadores manuais qualificados	Operadores de máquinas e de transporte Trabalhadores manuais qualificados (exceto agricultura)
Trab. serviços pessoais e vendedores	Trabalhadores de serviços pessoais Vendedores
Administrativos	Administrativos
Técnicos	Técnicos intermédios de investigação e indústria Técnicos intermédios de eletrónica e computação Técnicos intermédios de vida e saúde Técnicos intermédios de gestão e administração Técnicos intermédios de outros serviços
Profissionais	Especialistas em física, química e similares Especialistas em matemática e estatística Especialistas em computadores Especialistas em engenharia Especialistas em ciências da vida Médicos Enfermeiros Professores universitários Professores e educadores de infância Gestão e administração Juristas Economistas Jornalistas Especialistas em ciências sociais e humanas

QUADRO 1. Desagregações das ocupações usadas na análise.

sistema educativo português. A classificação de 2006 incorpora, em particular, a implementação do Processo de Bolonha.⁵ Além disso, até 2006 o nível de escolaridade encontrava-se censurado no Bacharelato, isto é, trabalhadores com Bacharelato, Licenciatura ou superior eram alocados à mesma categoria. De forma a tornar toda a informação comparável, foram considerados 6 níveis de escolaridade em toda a amostra: (i) nenhum; (ii) 1º ciclo do ensino básico; (iii) 2º ciclo do ensino básico; (iv) 3º ciclo do ensino básico; (v) ensino secundário e pós-secundário e (vi) ensino superior. Os dados nos Quadros de Pessoal incluem ainda a área de estudo para os trabalhadores com ensino superior, uma informação igualmente utilizada neste estudo.

5. Para mais informação, consultar o Decreto-Lei n.º 74/2006 de 24 de Março.

Finalmente, usando um procedimento comum da literatura, a experiência foi obtida como a diferença entre a idade (calculada a partir da data de nascimento) do trabalhador e o número de anos de escolaridade⁶, menos 6. Esta variável corresponde, portanto, à experiência *potencial* no mercado de trabalho. Na amostra, não foram considerados os trabalhadores com mais de 55 anos de experiência potencial.

Também foi realizada uma comparação dos desajustes educativos entre Portugal e outros países da União Europeia sendo, neste caso, utilizados dados do *Survey of Income and Living Conditions* (EU-SILC). Esta base de dados é descrita na secção correspondente.

Cálculo dos desajustes educativos

A ISCO fornece um enquadramento para a produção de dados ocupacionais internacionalmente comparáveis. O primeiro método utilizado para o cálculo dos indicadores de sub- e sobre-escolarização baseia-se na correspondência entre os oito principais grupos da ISCO-08 relevantes para a presente análise, e os níveis de educação formal na ISCED-97 da UNESCO (Quadro 2), a qual foi desenvolvida pela Organização Internacional do Trabalho (ILO 2012). De notar que a ISCO-08 possui dois grupos principais adicionais, que contudo não são relevantes neste estudo: ocupações de chefia, excluídas da análise pelas razões acima mencionadas, e as forças armadas, uma vez que apenas se consideram atividades mercantis. A desagregação com 6 ocupações apresentada no Quadro 1 é uma versão ligeiramente agregada desses oito grupos principais da ISCO-08, conforme detalhado no Quadro 3.

6. Foi assumido o número mínimo de anos de escolaridade exigidos para completar o nível de escolaridade mais elevado reportado.

ISCO-08	Escolaridade adequada (ISCED-97)
Profissões elementares Trabalhadores especializados da agricultura, silvicultura e pesca	1º, 2º ou 3º ciclo do ensino básico ou Ensino Secundário e Pós-secundário
Prestadores de serviços e vendedores Artesãos e similares Operadores de instalações e máquinas Administrativos	3º ciclo do ensino básico ou Ensino Secundário e Pós-secundário
Técnicos e Profissionais associados Profissionais	Ensino Superior

QUADRO 2. Correspondência entre os principais grupos da ISCO-08 e os níveis de escolaridade da ISCED-97.

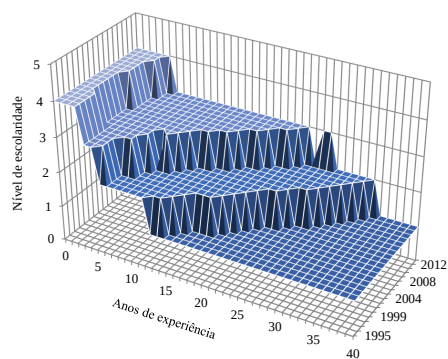
Desagregação com 6 ocupações	ISCO-08
Trabalhadores não qualificados	Profissões elementares Trabalhadores especializados da agricultura, silvicultura e pesca
Trabalhadores dos serviços pessoais e vendedores	Prestadores de serviços e vendedores
Trabalhadores manuais qualificados	Artesãos e similares Operadores de instalações e máquinas
Administrativos Técnicos Profissionais	Administrativos Técnicos e Profissionais associados Profissionais

QUADRO 3. Correspondência entre a desagregação com 6 ocupações e os principais grupos da ISCO-08.

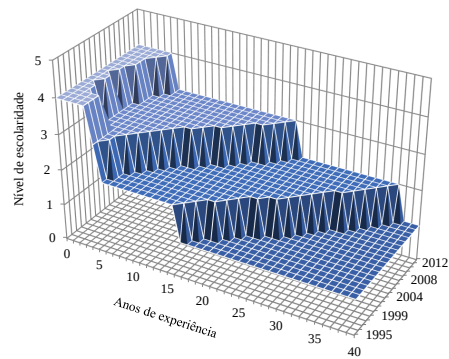
Considerou-se também apropriado apresentar uma medida alternativa dos desajustes educativos, calculada a partir de um indicador específico a Portugal, captando a dinâmica das habilitações da força de trabalho. A escolaridade adequada foi determinada diretamente a partir dos Quadros de Pessoal, usando a moda como estatística relevante, para ambas as desagregações ocupacionais do Quadro 1.

Quando se considera a evolução da escolaridade modal por ocupação, esta tende a alterar-se ao longo do tempo e, muitas vezes, a diferença entre a proporção de trabalhadores que possuem a «primeira» e a «segunda» moda é reduzida. As mudanças no nível de escolaridade modal ocorrem à medida que se verifica uma substituição de gerações no mercado de trabalho. O Gráfico 3 ilustra esta questão, apresentando a evolução do nível de escolaridade modal (1995-2013) para cada uma das 6 ocupações agregadas, *por ano de experiência potencial*. Para a maioria das categorias ocupacionais, existem situações em que dois níveis de escolaridade assumem um papel importante. A exceção são os Profissionais que possuem o ensino superior como nível de escolaridade modal ao longo de toda a amostra.

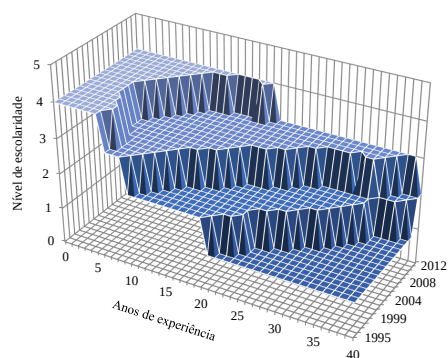
Assim sendo, no indicador alternativo, a escolaridade adequada foi definida como os dois níveis de escolaridade com o maior número de trabalhadores, isto é, a primeira e a segunda moda, calculada para cada ocupação num determinado ano, exceto para os Profissionais, para os quais apenas foi considerada a primeira moda. Além disso, quando as qualificações modais não eram contíguas, o nível de escolaridade intermédio também foi considerado como escolaridade adequada. Este procedimento torna ainda o cálculo do indicador modal mais próximo do indicador ISCO-ISCED, que compreende mais do que uma categoria educacional para a maioria das ocupações (exceto para os Técnicos e os Profissionais).



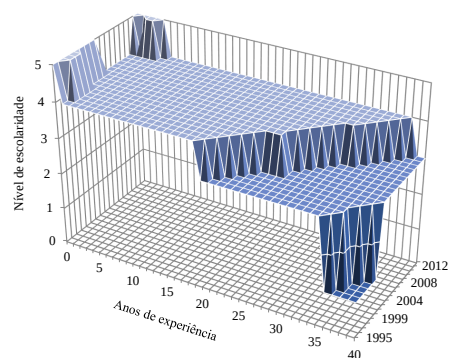
(A) Trabalhadores não qualificados



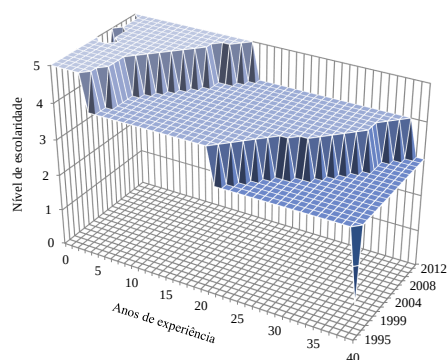
(B) Trabalhadores manuais qualificados



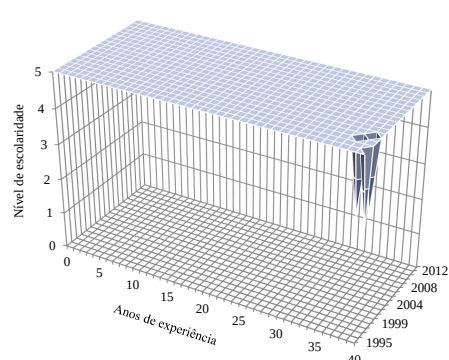
(C) Serviços pessoais e vendedores



(D) Administrativos



(E) Técnicos



(F) Profissionais

GRÁFICO 3: Evolução do nível de escolaridade modal dos trabalhadores por ocupação e anos de experiência.

Nota: Nível de escolaridade: 0=Nenhum, 1=1º ciclo do ensino básico, 2=2º ciclo do ensino básico, 3=3º ciclo do ensino básico, 4=Ensino secundário e Pós-secundário e 5=Ensino superior.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

Evolução dos desajustes educativos no mercado de trabalho português

O Quadro 4 apresenta a evolução (1995-2013) dos desajustes educativos para o conjunto dos trabalhadores, de acordo com o indicador ISCO-ISCED e com o indicador modal. O indicador modal foi calculado tendo como referência as duas desagregações das ocupações no Quadro 1 – sendo a mais agregada também utilizada para o cálculo do indicador ISCO-ISCED.

	1995	1997	1999	2002	2005	2007	2009	2011	2013
Indicador ISCO-ISCED									
Escolaridade adequada	34.6	37.3	39.3	43.2	47.7	51.6	54.9	57.7	60.0
Sobre-escolarização	0.9	1.3	1.6	2.1	2.8	3.2	3.8	4.3	5.1
Sub-escolarização	64.6	61.5	59.1	54.7	49.6	45.2	41.3	38.0	35.0
Indicator modal									
Decomposição - 6 ocupações									
Escolaridade adequada	76.8	75.4	74.2	71.6	71.7	69.8	71.4	69.8	70.7
Sobre-escolarização	11.3	14.6	14.8	19.0	17.3	20.8	20.1	10.5	9.0
Sub-escolarização	11.9	10.0	11.0	9.4	11.0	9.5	8.6	19.7	20.3
Decomposição - 26 ocupações									
Escolaridade adequada	76.4	74.9	73.5	73.9	67.9	66.6	68.7	67.8	68.7
Sobre-escolarização	11.3	14.6	16.8	17.8	15.6	19.0	17.9	9.8	8.3
Sub-escolarização	12.3	10.5	9.7	8.3	16.5	14.4	13.4	22.4	23.0

QUADRO 4. Evolução dos desajustes educativos de acordo com cada indicador.

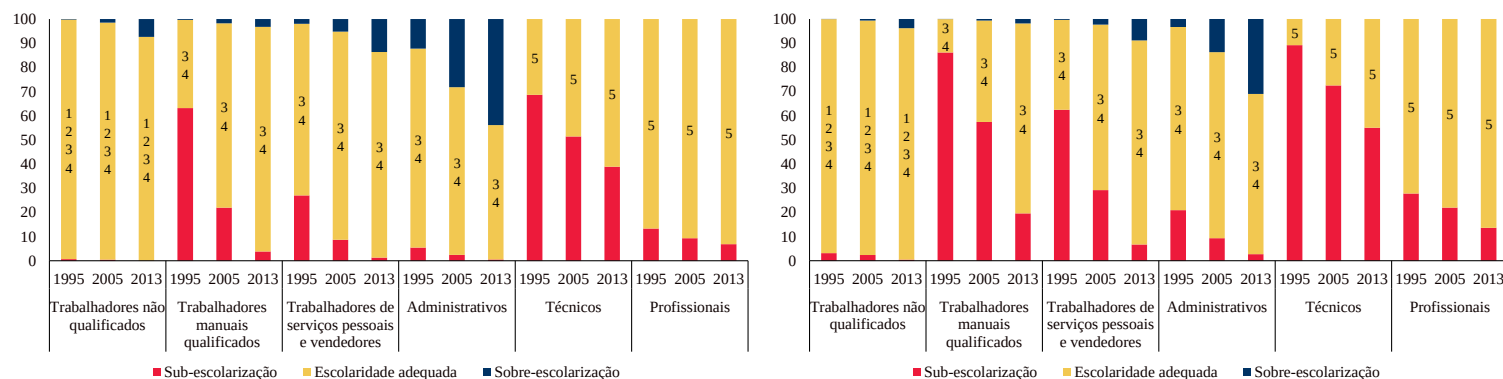
Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

Indicador ISCO-ISCED

O Gráfico 4 apresenta a decomposição por ocupações e escalões de experiência potencial, no indicador ISCO-ISCED, para o primeiro ano da amostra, um ano intermédio e o último ano, a fim de simplificar a apresentação dos resultados. O indicador evidencia uma redução continuada da sub-escolarização ao longo do tempo, de cerca de 2/3 dos trabalhadores em 1995 para aproximadamente 1/3 em 2013 (Quadro 4). Esta tendência é comum a todos os escalões de experiência potencial. No entanto, o *nível* de sub-escolarização varia substancialmente entre os escalões (Gráfico 4). A sub-escolarização situou-se em torno dos 80% para o grupo de trabalhadores com mais de 30 anos de experiência, em meados dos anos 90, permanecendo nos 60% no final da amostra (afetando em 2013 particularmente os Trabalhadores manuais qualificados e os Técnicos). Pelo contrário, para o grupo menos experiente, a sub-escolarização caiu de cerca de 33% no início da amostra para 7% no final (estando em 2013 praticamente confinada aos Técnicos). O perfil decrescente da sub-escolarização ao longo do tempo para cada um dos escalões de experiência considerados reflete a substituição gradual das gerações mais

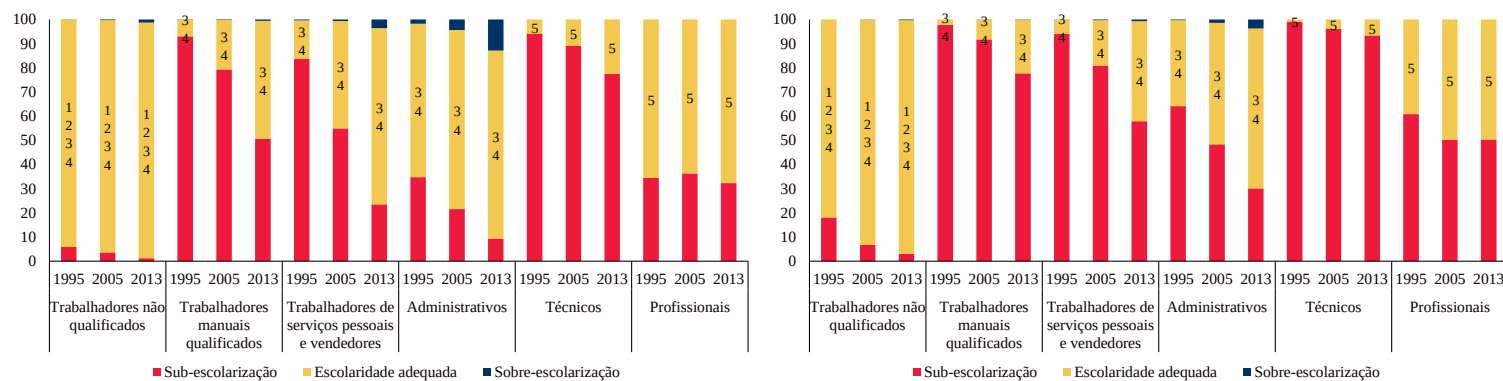
velhas e menos escolarizadas no mercado de trabalho. Tal perfil está em linha com a aproximação dos níveis de educação da força de trabalho portuguesa aos padrões europeus. No entanto, outros fatores podem desempenhar um papel importante quando se comparam os resultados entre diferentes escalões de experiência: por exemplo, os trabalhadores sub-escolarizados no início da sua carreira podem receber educação adicional e, assim, alcançar o nível de escolaridade adequado. Este facto tenderá a reduzir a sub-escolarização dentro de cada geração de trabalhadores, à medida que estes avançam no seu percurso profissional. No entanto, esses fatores são melhor estudados seguindo o comportamento dos indivíduos ao longo do tempo, e não numa análise agregada como aqui se apresenta.

Em contrapartida, a sobre-escolarização continua a ser um fenómeno com pouca importância, passando de valores insignificantes, no início da amostra, para cerca de 5%, no final. A sobre-escolarização é mais elevada para trabalhadores com até 10 anos de experiência, aumentando de 4% em 1995 para 12% em 2013. Para os escalões de maior experiência, a proporção de trabalhadores sobre-escolarizados permanece muito baixa, mesmo no final da amostra. Esta tendência encontra-se em linha com a chegada ao mercado de trabalho de trabalhadores mais escolarizados, particularmente com o ensino superior, que não conseguem encontrar uma ocupação adequada ao seu nível de educação formal. Este assunto será analisado mais tarde. Tal como acima, outros fatores podem influenciar as diferenças entre escalões ascendentes de experiência no sentido de uma atenuação dos desajustes à medida que os trabalhadores se tornam mais experientes. Alguns autores apontaram para que a sobre-escolarização possa surgir de uma compensação entre educação e outras componentes do capital humano (tais como, Araújo e Carneiro 2017; Cerejeira *et al.* 2007; Kiker *et al.* 1997; Sicherman 1991). Assim, os trabalhadores sobre-escolarizados podem substituir a falta de experiência profissional por educação, aceitando empregos que exigem menos educação formal do que a sua, por forma a adquirirem a experiência necessária para mudarem de emprego.



(A) Escalão 0-10 anos de experiência

(B) Escalão 11-20 anos de experiência



(C) Escalão 21-30 anos de experiência

(D) Escalão mais de 30 anos de experiência

GRÁFICO 4: Evolução dos desajustes educativos por ocupação e escalões de experiência usando o indicador ISCO-ISCED (em percentagem).

Nota: Os números presentes nas barras indicam a escolaridade adequada para cada ocupação em cada ano: 0=Nenhum, 1=1º ciclo do ensino básico, 2=2º ciclo do ensino básico, 3=3º ciclo do ensino básico, 4=Ensino secundário e Pós-secundário e 5=Ensino superior.

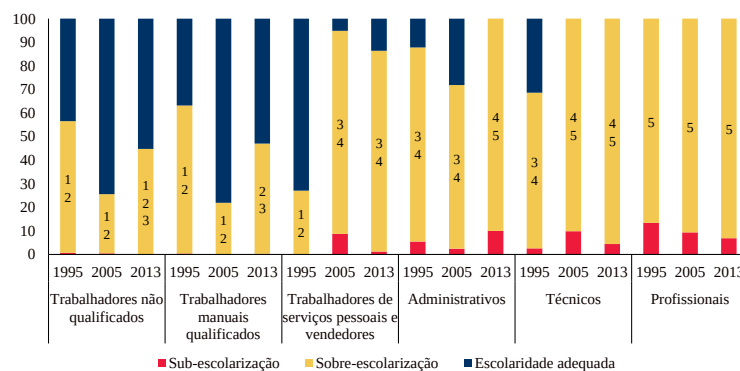
Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

Indicador modal

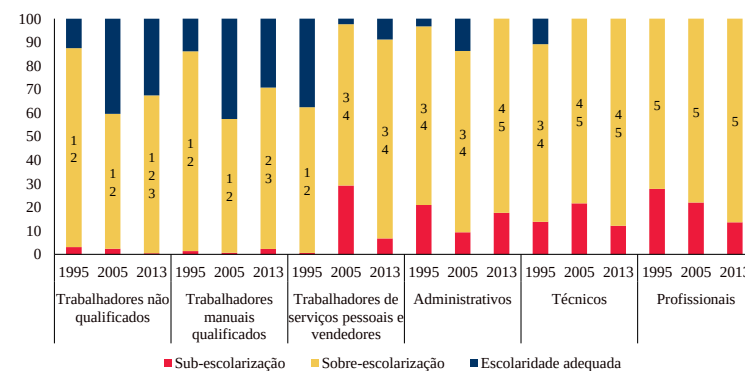
Os níveis medidos de sub- e sobre-escolarização para o indicador modal com base em cada uma das duas desagregações ocupacionais estão muito próximos, mas diferem substancialmente dos calculados com base no ISCO-ISCED, tanto em termos de nível, como de tendência (Quadro 4). O indicador ISCO-ISCED é geralmente mais exigente em termos de qualificações dos trabalhadores, dado que toma como referência padrões internacionais recentes (ILO 2012). Pelo contrário, o indicador modal reflete as características da força de trabalho portuguesa e acomoda parcialmente a disparidade em relação a esses padrões através de uma escolaridade adequada inferior, para algumas ocupações. Como consequência, existe uma diferença notável na percentagem de sub-escolarização, menor no indicador modal, particularmente no início da amostra, enquanto a sobre-escolarização é maior (Araújo e Carneiro 2017, usando os dados dos Quadros de Pessoal, obtiveram resultados em linha com os do presente estudo).

O Gráfico 5 apresenta a decomposição por ocupações e escalões de experiência para o indicador modal, e também os níveis de escolaridade adequados, considerando a classificação mais agregada das ocupações (correspondendo ao Gráfico 4). A escolaridade adequada é menor do que na correspondência ISCO-ISCED no início da amostra para os Trabalhadores manuais qualificados e os Técnicos. Para as restantes ocupações, como os Administrativos e os Profissionais, a escolaridade adequada coincide em ambas as metodologias ou, no caso dos Administrativos, é superior no final da amostra, refletindo o peso crescente dos trabalhadores com o ensino superior nessa ocupação. De ressaltar que a maior sub-escolarização e a menor sobre-escolarização nos escalões com maior experiência potencial, em comparação com os escalões de menor experiência, se verifica em ambas as metodologias.

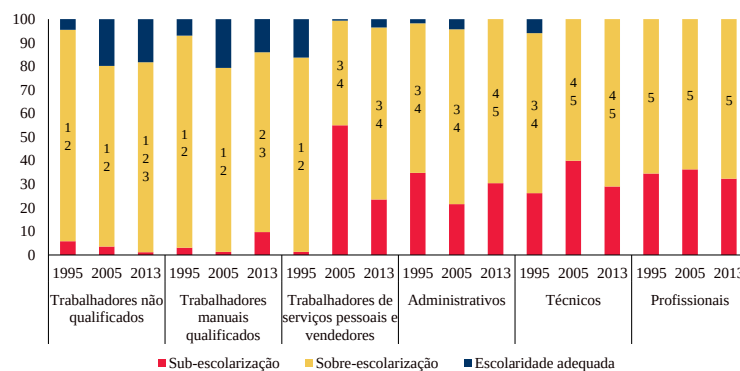
No indicador modal, contrariamente ao ISCO-ISCED, os números globais de sub- e sobre-escolarização não evidenciam tendências acentuadas, visto que o nível de escolaridade modal se altera ao longo do tempo para algumas ocupações. Isto torna o indicador menos apropriado para avaliar a evolução dos desajustes. Em particular, a sub-escolarização diminuiu ligeiramente no período inicial após 1995, denotando melhorias nas qualificações da força de trabalho, mas isto conduziu a uma revisão em alta dos níveis de escolaridade modal, acompanhada de um incremento na sub-escolarização. Tal aconteceu com os Trabalhadores dos serviços pessoais e vendedores, a partir de 2002, e com os Trabalhadores manuais qualificados, a partir de 2010. A trajetória da sobre-escolarização é afetada de forma análoga. Esta apresenta uma tendência crescente no início da amostra, à medida que os trabalhadores mais jovens, com educação intermédia, ingressam em profissões pouco qualificadas, caindo posteriormente quando estes trabalhadores passam a constituir o grupo com a escolaridade modal.



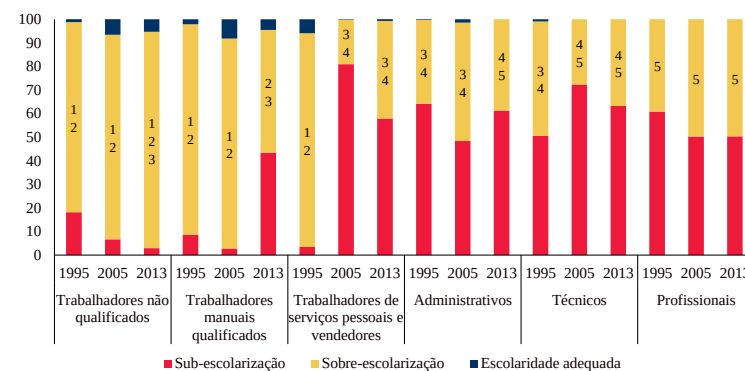
(A) Escalão 0-10 anos de experiência



(B) Escalão 11-20 anos de experiência



(C) Escalão 21-30 anos de experiência



(D) Escalão mais de 30 anos de experiência

GRÁFICO 5: Evolução dos desajustes educacionais por ocupação e escalões de experiência usando o indicador modal (em percentagem).

Nota: Os números presentes nas barras indicam a escolaridade adequada para cada ocupação em cada ano: 0=Nenhum, 1=1º ciclo do ensino básico, 2=2º ciclo do ensino básico, 3=3º ciclo do ensino básico, 4=Ensino secundário e Pós-secundário e 5=Ensino superior.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

Trabalhadores sobre-escolarizados com o ensino superior

O aumento da proporção de trabalhadores com o ensino superior na força de trabalho tem sido um desenvolvimento importante das últimas décadas, como pode ser visto no Gráfico 1. Esta secção estuda com maior detalhe como a estrutura ocupacional do mercado de trabalho português acompanhou esse desenvolvimento. O Gráfico 6 mostra que a proporção de trabalhadores com um grau superior, nos setores considerados, aumentou substancialmente de 1995 para 2013, de cerca de 3 para 16%. Estes trabalhadores têm sido maioritariamente contratados pelo setor dos serviços, cujo peso no respetivo emprego tem aumentado, em paralelo com uma redução no peso da indústria transformadora.

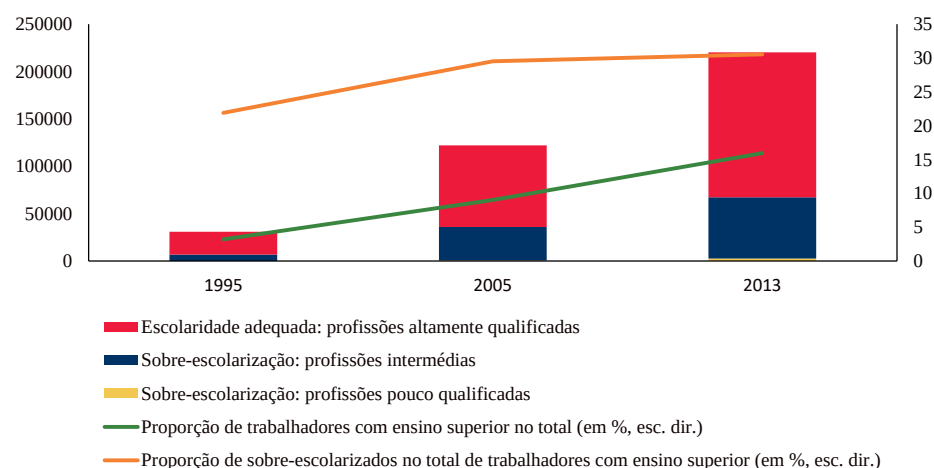


GRÁFICO 6: Ocupações e desajustes educativos dos trabalhadores com ensino superior.

Notas: As profissões pouco qualificadas incluem os Trabalhadores não qualificados; as profissões intermédias incluem os Trabalhadores manuais qualificados, os Trabalhadores dos serviços pessoais e os vendedores e os Administrativos; as profissões altamente qualificadas incluem os Técnicos e os Profissionais. De acordo com a correspondência ISCO-ISCED (Quadros 2 e 3), os trabalhadores sobre-escolarizados com ensino superior têm profissões pouco qualificadas ou profissões intermédias.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

A proporção de trabalhadores sobre-escolarizados com ensino superior no total deste grupo de trabalhadores aumentou na primeira década da amostra (de 20 para 30%), tendo depois aproximadamente estabilizado. Além disso, o perfil crescente da sobre-escolarização para cada escalão de experiência potencial (Gráfico 7) indica que o fenómeno se tornou mais prevalecente entre as novas gerações de trabalhadores com um grau superior. Refira-se ainda que tais trabalhadores se encontram predominantemente nos serviços, exercendo ocupações de natureza administrativa.

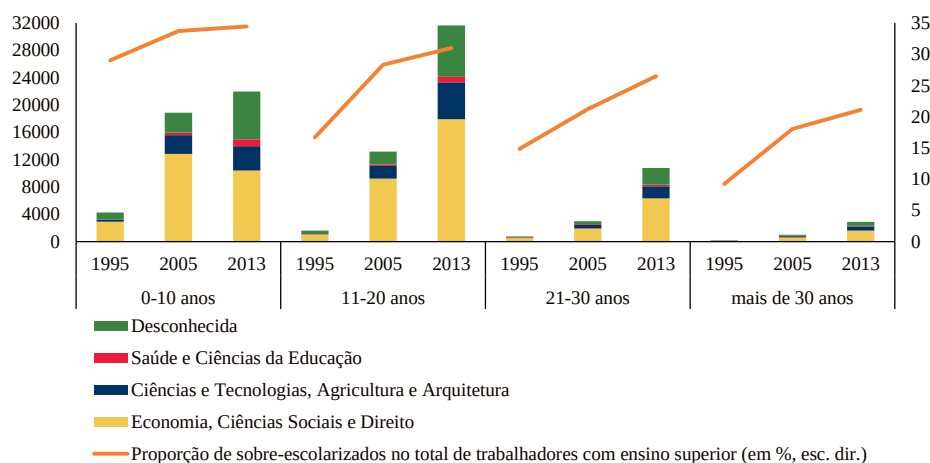


GRÁFICO 7: Evolução dos trabalhadores sobre-escolarizados com ensino superior por área de estudo e escalão de experiência.

Notas: A área de estudo Saúde e Ciências da Educação inclui Saúde, Ciências da Educação e Formação de Professores. A área de estudo Ciências e Tecnologias, Agricultura e Arquitetura inclui Ciências e Tecnologias, Agricultura e Recursos Naturais, Arquitetura, *Design* e Artes. A área de estudo Economia, Ciências Sociais e Direito inclui Economia, Gestão, Contabilidade, Ciências Sociais, Humanidades, Serviços e Direito.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal (1995-2013).

O Gráfico 7 também apresenta a decomposição por áreas de estudo para os trabalhadores sobre-escolarizados com um grau superior, sendo estes maioritariamente da área de Economia, Ciências Sociais e Direito. Tais resultados são consistentes com a literatura. Capsada-Munsech (2015) concluíram que as áreas de estudo onde o desempenho no trabalho é avaliado de forma menos objetiva (designadamente, Humanidades, Ciências Sociais e Economia) estão associadas a uma maior probabilidade de sobre-escolarização. Em linha com a evidência anterior, Dolton e Vignoles (2000) concluiu que os trabalhadores com formação em Ciências Sociais e Artes possuem maior probabilidade de serem sobre-escolarizados comparativamente aos engenheiros.

Apesar do aumento da sobre-escolarização, a maior parte dos trabalhadores com um grau superior chegados ao mercado de trabalho nas últimas duas décadas têm ingressado em ocupações muito qualificadas, onde o retorno das suas habilitações para a economia deverá ser mais alto. De ressaltar, contudo, que esta análise abrange apenas os desajustes educativos entre trabalhadores empregados, não considerando os indivíduos com o ensino superior que não conseguiram encontrar emprego (estando, designadamente, desempregados ou tendo emigrado), algo que poderá ter sido particularmente importante nos últimos anos da amostra que coincidem com a crise.

Desajustes educativos: Portugal face à União Europeia

Este artigo termina com a apresentação de uma comparação internacional dos desajustes educativos com base nos microdados harmonizados do *Survey of Income and Living Conditions* (EU-SILC), abrangendo os países pertencentes à União Europeia, numa frequência anual. A esta base de dados foram aplicados os mesmos critérios de seleção que aos Quadros de Pessoal, tomando-se os trabalhadores a tempo inteiro, com idades compreendidas entre os 16 e os 65 anos e com informação relativa à ocupação e ao nível de escolaridade. Além disso, foram consideradas somente as atividades económicas anteriormente enunciadas. Considerou-se a informação para Portugal e mais 25 países da União Europeia, sendo apresentados os resultados para 2007 (102.660 trabalhadores) e para o último ano disponível, 2016 (94.617 trabalhadores).⁷ Todos os resultados foram calculados usando os ponderadores amostrais disponíveis (bases de dados seccionais), o que permite extrapolar para a população total.

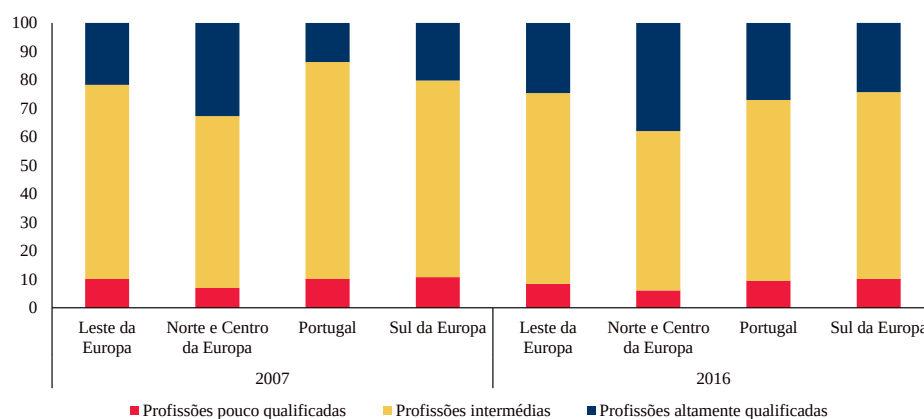


GRÁFICO 8: Evolução da estrutura de emprego por ocupação para Portugal e três grupos de países da União Europeia (em percentagem).

Notas: Todos os resultados foram ponderados usando ponderadores amostrais. O Norte e Centro da Europa inclui a Áustria, a Bélgica, a Finlândia, a França, a Alemanha, a Irlanda, o Luxemburgo, a Holanda, a Dinamarca e a Suécia; o Sul da Europa inclui o Chipre, a Grécia, a Itália, Malta e a Espanha; o Leste da Europa inclui a Bulgária, a República Checa, a Estónia, a Letónia, a Lituânia, a Hungria, a Polónia, a Roménia, a Eslovénia e a Eslováquia.

Fonte: Cálculos dos autores com base no EU-SILC.

Os desajustes educativos medidos num determinado país dependem da estrutura de ocupações da respetiva economia. Mais especificamente, os

7. Para a Irlanda, Luxemburgo, Itália e Malta, devido à indisponibilidade de dados mais recentes, foram usados os dados de 2015.

números globais representam a média dos desajustes em cada ocupação ponderada por essa estrutura. Assim, começa-se por mostrar a estrutura ocupacional em Portugal e nos restantes países, agregados em três grupos, para facilitar a apresentação dos resultados: Europa Central e do Norte, Europa do Sul e Europa do Leste (Gráfico 8). Em geral, no final da amostra, Portugal compara desfavoravelmente apenas com o Norte e Centro da Europa. O hiato na proporção de profissões altamente qualificadas que se verificava em 2007 entre Portugal e cada um dos grupos, diminuiu na década seguinte. Nas profissões intermédias, os Trabalhadores manuais qualificados encontravam-se sobre-representados em Portugal comparativamente aos três grupos de países em 2007 (não mostrado no gráfico), perfazendo metade da mão-de-obra, sendo que esta proporção baixou para cerca de 1/3 em 2016, valores próximos dos da Europa do Sul e do Leste.

O Gráfico 9 apresenta os desajustes educativos para cada um dos países na base de dados, usando a metodologia ISCO-ISCED. Portugal teve a maior incidência de sub-escolarização em ambos os anos considerados, apesar da redução entre 2007 e 2016. No que diz respeito à sobre-escolarização, Portugal possui uma incidência abaixo da média da União Europeia e, como se mostra abaixo, este resultado é válido para todos os escalões de experiência.

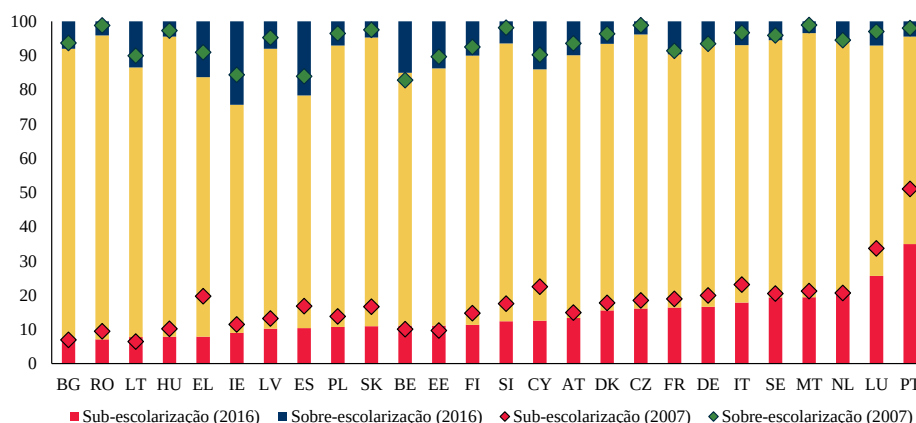


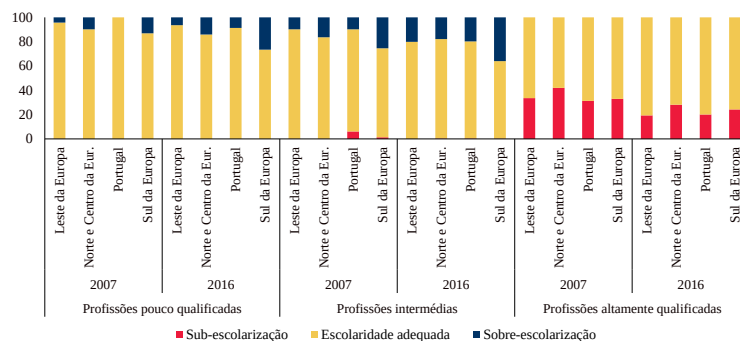
GRÁFICO 9: Evolução dos desajustes educativos por países da União Europeia entre 2007 e 2016 (em percentagem).

Notas: Todos os resultados foram ponderados usando ponderadores amostrais. Os 26 países representados são: Bélgica (BE), Bulgária (BG), República Checa (CZ), Dinamarca (DK), Alemanha (DE), Estónia (EE), Irlanda (IE), Grécia (EL), Espanha (ES), França (FR), Itália (IT), Chipre (CY), Letónia (LV), Lituânia (LT), Luxemburgo (LU), Hungria (HU), Malta (MT), Holanda (NL), Áustria (AT), Polónia (PL), Portugal (PT), Roménia (RO), Eslovénia (SI), Eslováquia (SK), Finlândia (FI) e Suécia (SE).

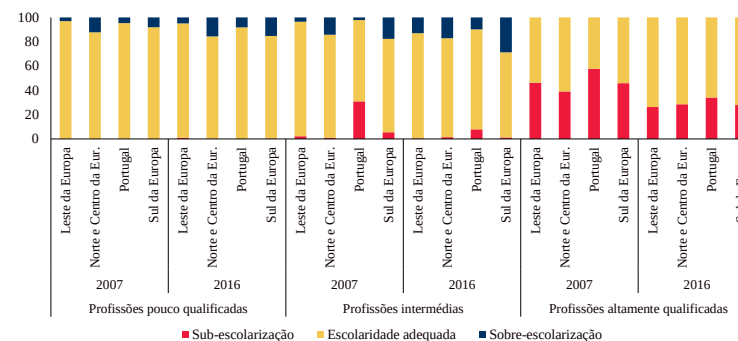
Fonte: Cálculos dos autores com base no EU-SILC.

Realizou-se um exercício adicional, ao nível do país, com a finalidade de separar as contribuições para os valores apresentados no Gráfico 9 com origem, respetivamente, nos desajustes para cada ocupação e na estrutura ocupacional. Com esse propósito, adotou-se uma estrutura ocupacional padrão dada pela média dos países considerados, em 2007 e 2016. O Gráfico 9 foi replicado, impondo-se tal estrutura para todos os países, em cada ano. Contudo, os resultados não mudam de forma significativa, em particular, para Portugal. Isto reflete o facto de as economias na União Europeia serem relativamente homogéneas em termos de ocupações, como sugerido pelo Gráfico 8.

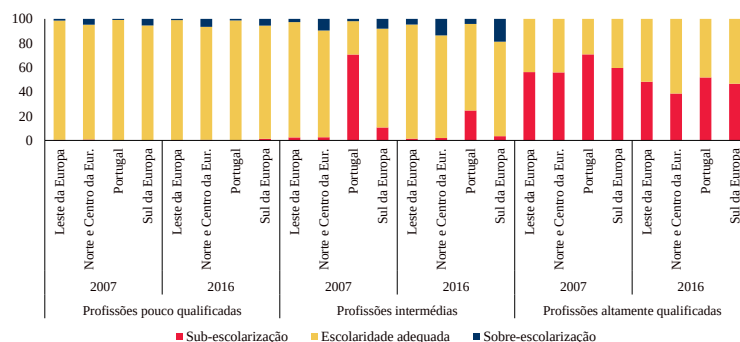
O Gráfico 10 apresenta os desajustes educativos discriminados por escalões de experiência potencial e ocupações. Os resultados mostram que a desvantagem de Portugal em relação à União Europeia reflete principalmente os baixos níveis de escolaridade das gerações mais velhas nas profissões com qualificações intermédias. Essa desvantagem tem, contudo, diminuído consideravelmente nas últimas duas décadas. De ressaltar que os trabalhadores com maior antiguidade em profissões pouco qualificadas também tinham níveis de escolaridade inferiores aos dos seus pares europeus, mas tal não surge como sub-escolarização porque a correspondência ISCO-ISCED inclui como escolaridade adequada nessas profissões níveis elementares. A sub-escolarização permanece relativamente elevada para os trabalhadores mais jovens em profissões muito qualificadas (nomeadamente para os Técnicos) em Portugal, contudo tal é comum a outros países europeus.



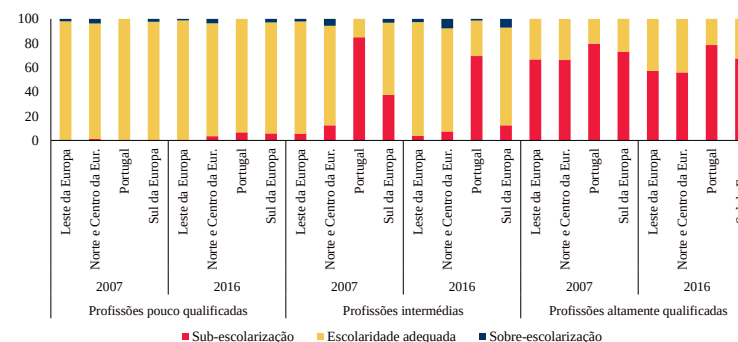
(A) Escalão 0-10 anos de experiência



(B) Escalão 11-20 anos de experiência



(C) Escalão 21-30 anos de experiência



(D) Escalão mais de 30 anos de experiência

GRÁFICO 10: Evolução dos desajustes educativos por ocupação e escalões de experiência, indicador ISCO-ISCED: Portugal vs. grupos de países da União Europeia (em percentagem).

Notas: Todos os resultados foram ponderados usando ponderadores amostrais. Ver a nota ao Gráfico 6 para a decomposição das ocupações e a nota ao Gráfico 8 para a composição dos grupos de países.
Fonte: Cálculos dos autores com base no EU-SILC.

Conclusões

Este artigo avaliou a evolução dos desajustes educativos em Portugal nas duas últimas décadas, com base em dois conjuntos de dados: Quadros de Pessoal, para Portugal (1995-2013), e EU-SILC, para a União Europeia (2007 e 2016). Para o efeito, foram usadas duas metodologias na determinação da escolaridade adequada, nomeadamente, uma correspondência entre a ISCO e a ISCED (pertencente aos métodos de avaliação da profissão) e a escolaridade modal dos trabalhadores em cada ocupação (pertencente aos métodos empíricos). Os níveis e tendências de sub- e sobre-escolarização são bastante sensíveis à metodologia utilizada.

O indicador ISCO-ISCED adequa-se melhor a uma comparação entre países e ao longo do tempo. A convergência da educação da força de trabalho portuguesa para patamares mais elevados significou uma redução considerável da sub-escolarização, de acordo com este indicador. Tal aproximação aos padrões internacionais implicou que a desvantagem face à União Europeia – principalmente associada a baixos níveis de educação em ocupações intermédias – desaparecesse em grande parte nas gerações mais jovens. Alguma sub-escolarização permanece em profissões muito qualificadas, um problema que se estende a outros países europeus.

A sobre-escolarização tem ainda uma importância limitada. Em particular, a maior parte dos trabalhadores com ensino superior que ingressaram no mercado de trabalho português nas últimas duas décadas desempenham profissões muito qualificadas, nas quais as suas habilitações, à partida, podem ser melhor aproveitadas.

Os valores da sub-escolarização são inferiores, e os valores da sobre-escolarização superiores, no indicador modal. Este indicador acomoda parcialmente a disparidade em relação aos padrões internacionais com um menor nível de escolaridade adequada para algumas ocupações. Além disso, o mesmo não exhibe tendências claras, devido à alteração do nível de escolaridade modal ao longo do tempo, para algumas profissões.

Uma ressalva importante em toda esta análise é que a educação formal constitui uma aproximação imperfeita das qualificações necessárias para que os trabalhadores desempenhem devidamente as suas funções.

Em termos de investigação futura, poderiam ser prosseguidas duas linhas em particular, a um nível micro. A primeira passaria por averiguar qual a reação «típica» dos trabalhadores sub-escolarizados, em termos de aquisição de mais educação, ou dos trabalhadores sobre-escolarizados, em termos de mudança de emprego, face a trabalhadores comparáveis com a escolaridade adequada. Uma segunda linha de investigação passaria por analisar a relação entre os desajustes educativos e a produtividade, ao nível da empresa, tema que não terá ainda sido tratado para Portugal.

Referências

- Allen, Jim e Rolf Van der Velden (2001). "Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search." *Oxford economic papers*, 53(3), 434–452.
- Araújo, Isabel e Anabela Carneiro (2017). "Educational mismatches and wages: evidence from a matched employer/employee dataset." In *Portuguese Stata UGM* (Sept 15).
- Bauer, Thomas K (2002). "Educational mismatch and wages: a panel analysis." *Economics of education review*, 21(3), 221–229.
- BPLim (2017). "Quadros de Pessoal (Personnel Records) 1982-2013: Data Manual." *Banco de Portugal*.
- Capsada-Munsech, Queralt (2015). "The role of social origin and field of study on graduates' overeducation: the case of Italy." *Higher Education*, 69(5), 779–807.
- Cerejeira, João, Miguel Portela, Carla Angélica da Silva Pinto Sá, Fernando Alexandre, *et al.* (2007). "Os fluxos e as remunerações de sub e sobre-escolarizados em Portugal no período 1995-2005." Tech. rep., Universidade do Minho. Núcleo de Investigação em Políticas Económicas (NIPE).
- Di Pietro, Giorgio e Peter Urwin (2006). "Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market." *Applied Economics*, 38(1), 79–93.
- Dolton, Peter e Anna Vignoles (2000). "The incidence and effects of overeducation in the UK graduate labour market." *Economics of education review*, 19(2), 179–198.
- Duncan, Greg J e Saul D Hoffman (1981). "The incidence and wage effects of overeducation." *Economics of education review*, 1(1), 75–86.
- Freeman, Richard (1976). "The overeducated american." *Academic press*.
- Frenette, Marc (2004). "The overqualified Canadian graduate: the role of the academic program in the incidence, persistence, and economic returns to overqualification." *Economics of Education Review*, 23(1), 29–45.
- Groot, Wim e Henriette Maassen Van Den Brink (2000). "Overeducation in the labor market: a meta-analysis." *Economics of education review*, 19(2), 149–158.
- Hartog, Joop (2000). "Over-education and earnings: where are we, where should we go?" *Economics of education review*, 19(2), 131–147.
- Hersch, Joni (1991). "Education match and job match." *The Review of Economics and Statistics*, pp. 140–144.
- ILO (2012). "International Standard Classification of Occupations: Structure, group definitions and correspondence tables." *International Labour Organization*.
- Iriondo, Iñaki e Teodosio Pérez-Amaral (2016). "The effect of educational mismatch on wages in Europe." *Journal of Policy Modeling*, 38(2), 304–323.
- Kiker, Billy Frazier, Maria C Santos, e M Mendes De Oliveira (1997). "Overeducation and undereducation: evidence for Portugal." *Economics of Education Review*, 16(2), 111–125.

- Mahy, Benoît, François Rycx, e Guillaume Vermeylen (2015). "Educational mismatch and firm productivity: Do skills, technology and uncertainty matter?" *De Economist*, 163(2), 233–262.
- McGuinness, Seamus, Konstantinos Pouliakas, e Paul Redmond (2017). "How Useful is the Concept of Skills Mismatch?"
- Mysíková, Martina (2016). "Educational mismatch in the Czech Labour Market." *Review of Economic Perspectives*, 16(2), 103–120.
- Ortiz, Luis e Aleksander Kucel (2008). "Do fields of study matter for over-education? The cases of Spain and Germany." *International Journal of Comparative Sociology*, 49(4-5), 305–327.
- Rahona-López, Marta e Carmen Pérez-Esparrells (2013). "Educational attainment and educational mismatch in the first employment in Spain." *ISRN Education*, 2013.
- Santos, Maria Clementina e M Mendes de Oliveira (2002). *Qualification Requirements and Educational Attainment in Portugal, 1985-1997*. Comunicação apresentada em: Desenvolvimento Económico Português no Espaço Europeu: Determinantes e Políticas, Lisboa.
- Sicherman, Nachum (1991). "Overeducation in the Labor Market." *Journal of Labor Economics*, 9(2), 101–122.
- Thurow, Lester C (1975). *Generating inequality*. Basic books.
- Verdugo, Richard R e Naomi Turner Verdugo (1989). "The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings." *Journal of Human Resources*, pp. 629–643.

Sinopse de economia

Porque é a estabilidade de preços um objetivo-chave dos bancos centrais?

Bernardino Adão
Banco de Portugal

Janeiro 2019

Os bancos centrais dão grande ênfase à manutenção de baixa inflação. Um dos principais objetivos dos bancos centrais nas economias avançadas é manter a inflação baixa e estável, frequentemente definida como inflação perto de 2% no médio prazo. Neste artigo investigamos se esse objetivo primário é consistente com a literatura teórica¹. Verificamos que a literatura confirma que um nível baixo e estável para a inflação é eficiente.

Quando a moeda é necessária para fazer transações e existe um conjunto completo de instrumentos fiscais, a taxa de juro nominal ótima é zero. Essa política, também conhecida como a regra de Friedman, implica uma taxa de inflação ótima negativa e igual em valor absoluto à taxa de juro real. Uma inflação negativa tem a vantagem adicional de promover a equidade, já que o imposto inflacionário é regressivo. Além disso, uma inflação negativa pode corresponder à taxa de crescimento dos preços que maximiza o bem-estar da sociedade. No entanto, se o conjunto de instrumentos fiscais não for completo, a regra de Friedman pode deixar de ser ótima. O nível ideal de inflação depende de qual o instrumento fiscal que não está disponível e do modelo específico (e calibração considerada).

Em muitos desses casos, a inflação ótima é mesmo assim baixa ou negativa. No entanto, também existem razões para se ter uma inflação positiva. Por exemplo, a estabilização efetiva da economia pode exigir uma margem de

Agradecimentos: Este artigo utiliza resultados de trabalhos anteriores realizados em coautoria com André Silva, Isabel Correia, Sandra Gomes e Sofia Saldanha. Agradeço a Nuno Alves, António Antunes, Isabel Correia e Miguel Gouveia pelos valiosos comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: badao@bportugal.pt

1. Este artigo não cobre a literatura menos convencional que considera “*search models of money*”. Normalmente, a taxa ótima de inflação nesse tipo de modelos também é baixa e os custos da inflação são ainda mais altos do que nos modelos-padrão. Veja-se Lagos e Wright (2005).

segurança ou um nível de inflação positivo, porque a taxa de juro nominal tem um limite inferior. Este artigo está organizado da seguinte forma. Primeiro, descrevemos os argumentos para um baixo nível de inflação esperada e em seguida revemos as razões para uma inflação estável. Começamos por fornecer uma explicação da regra de Friedman. Depois, mostramos que a inflação prescrita pela regra de Friedman, além de ser eficiente, também promove a equidade. As famílias pobres ficam melhores quando a inflação é baixa. Em seguida, descrevemos como as restrições no sistema tributário podem invalidar a regra de Friedman. Essas restrições podem assumir várias formas e implicar taxas de inflação ótimas mais altas do que a associada à regra de Friedman. Analisamos um grande número delas e concluímos que, em geral, eles não justificam metas de inflação altas para os bancos centrais. Mais tarde, revemos a relação entre inflação e crescimento. Finalmente, argumentamos que as surpresas na inflação devem ser evitadas.

Procura por moeda

O resultado mais célebre desta literatura deve-se a Milton Friedman (1969). Milton Friedman forneceu uma regra simples para determinar a taxa de inflação ótima no longo prazo, começando por observar que o dinheiro faculta serviços valiosos, pois torna as transações mais fáceis e mais convenientes para os consumidores. Em muitas transações, os vendedores aceitam indistintamente dinheiro ou cartões de crédito como pagamento de bens e serviços, mas em alguns casos esses agentes aceitam apenas dinheiro. Um consumidor provavelmente poderia usar apenas cartões de crédito, mas isso tenderia a ser complicado visto que implicaria gastar tempo à procura de vendedores que os aceitassem. Ter algum dinheiro no bolso é mais conveniente e economiza tempo. Além disso, alguns consumidores só têm acesso a dinheiro, pois não são elegíveis para ter um cartão de crédito.

Embora o dinheiro seja útil para a realização de transações, é caro mantê-lo. Os instrumentos monetários, como a moeda ou os depósitos bancários, em geral têm um juro menor do que o dos títulos de curto prazo sem risco, como os títulos do Tesouro. A decisão de ter mais dinheiro significa investir menos em títulos que pagam um juro superior, e o custo de oportunidade de ter dinheiro depende do montante de juros que se deixou de ganhar. Ao decidir quanto dinheiro devem ter, os consumidores devem ponderar os benefícios da facilidade e conveniência na realização de transações contra o custo em termos de perda de juros. Nas suas escolhas, os agentes económicos equilibram estes dois fatores, detendo mais dinheiro quando o custo de oportunidade é baixo e menos quando é alto. Enquanto os instrumentos monetários pagarem menos juros do que outros títulos, os consumidores terão um incentivo para economizar no seu uso. Por outras palavras, a procura por moeda é menor

quanto maior a diferença entre os juros pagos pelos outros títulos e o juro pago pela moeda.

Ser frugal no uso do dinheiro não é socialmente ótimo. O dinheiro tem um custo de oportunidade positivo, mas tem um custo de produção para os bancos centrais negligenciável. Um banco central poderia melhorar o bem-estar de todos aqueles que usam o seu dinheiro sem qualquer custo, aumentando a quantidade da moeda real (ou seja, a quantidade nominal de moeda dividida pelo nível de preços). Os consumidores beneficiariam de saldos reais adicionais, porque o dinheiro é mais conveniente para realizar transações, e não é oneroso para o banco central fornecê-lo. Assim, a política ótima envolve a eliminação de incentivos para economizar no uso do dinheiro. Para fazer isso, o banco central deve eliminar a diferença entre as taxas de juro nos instrumentos monetários e as dos outros títulos. Nesse caso o custo de oportunidade da moeda seria zero.

Como a maioria dos instrumentos monetários paga um juro baixo ou nulo, a política ótima exige que se estabeleçam taxas nominais de juros para os títulos sem risco de curto prazo iguais a zero. Uma taxa de juro nominal nula implica uma taxa de inflação igual em valor absoluto à taxa de juro real. Isso decorre do fato de que, no longo prazo, numa primeira aproximação, a taxa de juro nominal é igual à taxa de juro real mais a taxa de inflação. Assim, se a taxa de juro real estivesse em torno de 2 ou 3%, os argumentos de Friedman sugerem que o banco central deveria seguir uma taxa de inflação negativa para a economia de -2 a -3%.

O imposto inflação e os outros impostos

Edmund Phelps (1973) criticou a regra de Friedman alegando que ela ignora considerações relacionadas com a tributação e antecipou que o imposto de inflação deveria fazer parte de um esquema tributário ótimo. Phelps argumentou que a inflação é uma fonte de receita fiscal para o governo e que, se a inflação fosse reduzida, outros impostos teriam que ser aumentados para substituir a receita perdida. Phelps também conjecturou que um nível baixo de inflação seria desejável. Esse seria o caso se as distorções associadas ao imposto inflacionário fossem menos onerosas do que as distorções associadas aos outros impostos. Phelps levantou duas questões muito importantes. Porque é a inflação uma fonte de receita tributária? Os outros impostos produzem menos distorções do que o imposto inflação? Começemos pela primeira questão. O governo pode contrair empréstimos emitindo dívida ou emitindo moeda. Em geral, o empréstimo através da emissão de moeda é mais barato, pois o governo não paga juros sobre a moeda. A receita do imposto de inflação, também conhecida como senhoriagem, é a quantia que o governo economiza ao emitir dinheiro em vez de dívida. Formalmente, é o produto da moeda pela taxa de juro (nos títulos do governo). A base tributável do imposto

de inflação é o stock de moeda e a taxa de imposto é a taxa de juro nominal. Como para os outros impostos, existe uma curva de Laffer para senhoriagem. Para níveis baixos da taxa de juro, a senhoriagem real aumenta com a taxa de juro, mas para níveis muito altos da taxa de juro ela diminui com a taxa de juro, pois o stock real de moeda diminui mais do que proporcionalmente com a taxa de juro.

Phelps argumentou que os outros impostos introduzem as suas próprias distorções, que podem superar os benefícios da deflação. Qual é a natureza dessas distorções? Os impostos distorcem as decisões económicas privadas porque criam incentivos para que os agentes económicos alterem o seu comportamento para evitar o imposto. Por exemplo, um imposto sobre o pão aumenta o preço depois de impostos que os consumidores pagam, mas diminui o preço antes de impostos que as empresas recebem. Um aumento no preço depois de impostos reduz a quantidade que os consumidores querem comprar, e uma queda no preço antes de impostos reduz a quantidade que as empresas estão dispostas a fornecer. O imposto prejudica as empresas porque recebem menos por unidade e produzem menos unidades. O imposto também prejudica os consumidores porque pagam mais por unidade e consomem menos unidades. Normalmente, o governo arrecada a receita do imposto e utiliza-a para fornecer bens e serviços públicos, mas as perdas daqueles que pagam o imposto excedem a receita arrecadada. A diferença entre as perdas daqueles que pagam o imposto e a receita arrecadada é conhecida como o *deadweight loss* do imposto, e o princípio básico das finanças públicas é que os impostos devem ser escolhidos de uma maneira que minimize essas perdas.

A regra de Friedman certamente não seria ótima se o imposto inflacionário fosse substituído por outros impostos ainda mais distorcionários. Por outro lado, o facto de os governos deverem escolher entre impostos distorcionários não invalida necessariamente a regra de Friedman. A escolha ideal depende de quão distorcionários são os vários impostos. Phelps conjecturou que, para baixas taxas de inflação, as distorções associadas ao imposto de inflação poderiam ser menores e que a substituição do imposto de inflação por outros impostos poderia resultar em maiores valores do *deadweight loss*. Acontece que a conjectura de Phelps não é correta. O imposto inflacionário é mais distorcionário do que os demais impostos.

Dois conjuntos de resultados de finanças públicas justificam a regra de Friedman, mesmo quando todos os outros impostos são distorcionários: o de Diamond e Mirrlees (1971), sobre regras ótimas de tributação de bens intermédios, e as regras de tributação de bens finais desenvolvidas por Atkinson e Stiglitz (1972). Bens intermédios são os bens usados na produção de outros bens e serviços. Os impostos sobre bens intermédios são ineficientes, segundo Diamond e Mirrlees (1971), porque introduzem dois conjuntos de distorções. Primeiro, reduzem a eficiência na produção e aumentam o custo de produção dos bens finais. Segundo, como esse aumento no custo afeta os preços finais dos produtos, eles também distorcem os mercados de bens finais.

Como alternativa, a mesma receita pode ser obtida pela tributação direta dos bens finais e, embora isso distorça os mercados de bens finais, preserva a eficiência na produção. A tributação ótima dos bens finais foi estabelecida por Atkinson e Stiglitz (1972). Segundo eles, sob certas condições, a tributação ótima de mercadorias finais deve ser uniforme. Todos os bens finais devem ser tributados à mesma taxa *ad valorem*².

Os economistas têm modelado a moeda de diferentes maneiras. Há economistas que classificam a moeda como um bem intermédio e há outros economistas que a classificam como um bem final. O primeiro grupo de economistas diz que a moeda, ao contrário de um bem de consumo, é intrinsecamente inútil. A moeda é importante porque facilita as transações e, como tal, deve ser considerada um bem intermédio. Assim, de acordo com a regra de Diamond e Mirrlees (1971), o imposto de inflação é realmente um imposto indireto sobre outros bens e tributar esses bens diretamente é mais eficiente. A regra de Friedman é um corolário dessa regra de finanças públicas.

Outros economistas consideram modelos monetários com fundamentos micro menos razoáveis, nas quais a moeda é um bem final. Nesse caso, as regras sobre tributação ótima, descritas por Atkinson e Stiglitz (1972), poderiam justificar a intuição de Phelps. Estas regras aplicam-se a impostos *ad valorem* sobre bens e envolvem a comparação dos *deadweight loss* marginais de impostos alternativos que produzem a mesma receita. No entanto, a aplicação dessas regras à moeda não é direta por duas razões. A moeda tem um custo de produção insignificante e o imposto inflacionário é um imposto unitário e não *ad valorem*³. Correia e Teles (1999) explicam porque é que a regra de Friedman é válida mesmo quando a moeda é um bem final. A sua intuição é a seguinte. Admita-se um mundo com dois bens de consumo. Uma unidade do bem 1 pode ser produzida com uma unidade de tempo, enquanto uma unidade do bem 2 pode ser produzida com α unidades de tempo. De acordo com Atkinson e Stiglitz (1972), os impostos *ad valorem* ótimos do bem 1 e 2 são iguais a um imposto positivo com taxa *ad valorem* τ . Medida em unidades do bem 1, a taxa de imposto unitária do bem 2 é $\alpha\tau$. Se os custos de produção do bem 2 convergem para zero, ou seja, α tende para 0, então a taxa de imposto unitária sobre o bem 2 quando medida em unidades do bem 1 é zero. Assim, também num mundo em que os impostos alternativos são distorcionários, é o custo marginal nulo de produzir moeda que implica um custo de oportunidade nulo da moeda, ou seja, um imposto inflação nulo⁴.

2. Um imposto *ad valorem* é um imposto cujo valor é baseado no valor da transação

3. Uma taxa de imposto unitária é baseada nas unidades físicas transacionadas.

4. Burstein e Hellwig (2008) consideram um modelo com moeda na função de utilidade e estimam os custos de bem-estar de uma inflação de 10% em cerca de 1,3% a 2% do consumo. Lucas (2000) considera um modelo de *shopping time* e reporta custos de bem-estar em torno de 1%. Lagos e Wright (2005), usando um *search model money*, reportam custos de bem-estar entre os 3 e os 4%.

Conjunto de instrumentos tributários incompletos

Uma razão pela qual a regra de Friedman pode não ser ótima é quando o sistema tributário é incompleto. A conjectura de Phelps (1973) para a inflação é válida quando existem restrições à tributação, isto é, quando há fatores de produção, bens, lucros ou rendas que não podem ser tributados de forma ótima. A otimalidade do imposto de inflação nulo é refutada se as condições gerais das duas regras descritas acima de financiamento público forem violadas. A eficiência da produção é prejudicada pela impossibilidade de fixar a tributação num nível ótimo para alguns bens ou serviços finais. Vários exemplos desse tipo de situação foram estudados na literatura.

Por exemplo, Schmitt-Grohé e Uribe (2004) mostram que, se o governo for incapaz de tributar totalmente os lucros de monopólio, então alguns desvios à regra de Friedman podem ser desejáveis. Tributar totalmente os lucros de monopólio é o ideal porque se trata de um imposto *lump sum*, ou seja, não tem efeitos distorcionários. Quando o governo é incapaz de tributar totalmente esses lucros, a inflação positiva pode ser um instrumento desejável para tributar a parte das rendas que não podem ser tributadas com os instrumentos tradicionais. A razão é que, em algum momento, todos os tipos de rendimento privado são usados no consumo, e como a inflação funciona como um imposto sobre o consumo, uma taxa de juro nominal positiva representa uma forma indireta de tributar todas as fontes de rendimento. Quanto maior o lucro, maior será o nível ideal de inflação. Schmitt-Grohé e Uribe (2004) determinaram que uma taxa ótima de inflação de 2% exigiria um markup, entre custo e preço, superior a 30 por cento, que é o limite superior das estimativas empíricas para a maioria dos países desenvolvidos.

Adão e Silva (2018) fornecem outro exemplo, mostrando que, quando há transferências públicas, a regra de Friedman também não é ótima. Com efeito, algumas transferências públicas, que são rendas puras, devem ser tributadas através da inflação. Assim a taxa ótima de inflação aumenta significativamente com o valor das transferências. Quando as transferências (líquidas de impostos sobre o rendimento) em percentagem do PIB são de 5%, a taxa de inflação ótima é de cerca de 80 pontos base, mas quando são 10% do PIB a taxa de inflação ótima é de cerca de 6%.

A não otimalidade da regra de Friedman devido à evasão fiscal foi estabelecida por Nicolini (1998). Ele considerou um modelo com um setor de economia informal em que as empresas evitam impostos sobre rendimentos dos fatores de produção e consumo. Esse setor informal geralmente consiste em empresas não registadas e pequenas empresas que geralmente são geridas pelo proprietário e que normalmente não se envolvem em atividades ilegais. A única diferença face às empresas do setor formal é que estas não são regulamentadas ou tributadas pelo governo. As empresas que operam na economia informal desfrutam de uma renda pura dada pela quantidade de impostos que conseguem evitar. Dado que a economia clandestina usa

moeda intensivamente e é difícil de tributar com outros instrumentos fiscais, o governo pode indiretamente tributar as rendas destas empresas com um imposto de inflação positivo.

Para se perceber a intuição, é útil considerar um caso extremo em que a moeda é usada apenas para comprar bens na economia informal, enquanto as compras no resto da economia são feitas com crédito. Então, um imposto sobre o consumo afetaria apenas as transações de crédito. Nesse caso, a tributação uniforme dos bens poderia ser alcançada com a imposição, além do imposto sobre o consumo, de um imposto de inflação positivo. No entanto, no mundo real, onde dinheiro e crédito são usados para transações na economia formal, há um *trade-off* entre o imposto sobre o consumo e o imposto de inflação. Uma taxa de juro nominal positiva pode equilibrar parcialmente as taxas dos impostos entre bens, redistribuindo a carga tributária do imposto sobre o consumo para o imposto de inflação sobre as compras em dinheiro na economia informal.

Schmitt-Grohé e Uribe (2011) calculam que, para uma economia informal representando 10% do total da economia, o que é razoável para uma economia desenvolvida, a taxa ótima de inflação é apenas 50 pontos base acima da associada à regra de Friedman. Uma inflação de 2% exigiria uma economia subterrânea em torno de 1/3 da economia total, o que não é realista. Por outro lado, Cavalcanti e Villamil (2003), usando um modelo monetário diferente com um setor informal⁵, mostram que a inflação ótima fica em torno de 0% quando a economia subterrânea é cerca de 10% do total e a inflação ótima é de 6% quando a economia subterrânea é 30% do total.

Esses três exemplos têm em comum o facto de a autoridade monetária dever usar a inflação como um imposto indireto sobre as rendas puras que, de outra forma, não seriam tributadas. A literatura avaliou quantitativamente várias insuficiências dos instrumentos fiscais e constatou que, dependendo do instrumento fiscal que está em falta, a dimensão da renda que não pode ser tributada, e o modelo monetário utilizado, o desvio em relação à regra de Friedman pode ser pequeno ou substancial.

O imposto de inflação é regressivo

A evidência empírica indica que a elasticidade-rendimento da procura por moeda é menor do que a unidade, o que significa que as famílias mais pobres detêm uma fração maior do seu rendimento em moeda e realizam uma parcela maior das suas transações com moeda do que as famílias mais ricas. Com base nessa evidência, Erosa e Ventura (2002) e Adão e Correia

5. Os dois modelos diferem em relação às *shopping time technologies* e funções de produção. As calibrações consideradas nos dois artigos também são diferentes.

(2012) mostram que a inflação antecipada tem efeitos redistributivos, o que pode justificar uma inflação negativa. Em Adão e Correia (2012) assume-se que as famílias realizam transações usando moeda ou crédito. Como as transações com crédito exibem economias de escala, a otimização implica que um nível maior de consumo utiliza uma parcela maior de crédito. Os custos de transação por unidade de consumo diminuem com o volume de consumo, uma vez que usam uma parcela maior de crédito. Como as famílias com rendimentos elevados consomem mais do que as famílias de rendimentos baixos, elas pagam uma fração maior das suas compras com crédito, incorrem em menores custos de transação por unidade de consumo e têm uma fração de moeda menor no total de ativos que detêm do que as famílias de baixos rendimentos. Como os mais ricos conseguem evitar o imposto inflacionário de forma mais eficaz do que os mais pobres, segue-se que a inflação é um imposto regressivo. Esse canal, portanto, pressionará provavelmente para baixo o objetivo de inflação, na medida em que a função-objetivo do decisor de política seja igualitária.

Adão e Correia (2018) calibram o seu modelo de preço flexíveis para os quintis de distribuição de rendimento e riqueza dos EUA. Estes autores mostram que os efeitos sobre a equidade reforçam os efeitos sobre a eficiência. Não há *trade-off*: uma inflação menor aumenta a eficiência e a equidade. Além disso, confirmam que o impacto de uma inflação moderada varia entre os quintis. Quando a inflação é 10%, depois de levar em conta todos os custos com transações e impostos de consumo, o quintil mais pobre da população paga 3% mais por cada unidade de consumo do que o quintil mais rico. Para baixos níveis de inflação, a diferença é pequena. Por exemplo, para uma inflação de 2%, esta diferença é apenas de cerca de 0,3%.

Custos de menu, preços fixos e dispersão de preços relativos

Há uma literatura extensa e mais recente, a literatura neo-Keynesiana, que em geral abstrai do papel que a moeda tem em facilitar as transações e dá mais importância à interação entre inflação e rigidez nominal sob a forma de ajustes lentos dos preços. Os modelos nesta literatura assumem que alguns preços e salários não se ajustam de modo a equilibrar os mercados. Em vez disso, as empresas alteram os preços com pouca frequência porque é dispendioso alterá-los, mesmo que esses custos sejam pequenos. Esses custos são chamados de custos de menu e os modelos que incorporam esses custos explicitamente (ou implicitamente) são conhecidos como modelos de preços rígidos. O exemplo típico é o de um restaurante, que tem de imprimir novos menus sempre que altera seus preços. Imprimir menus tem um custo e isso faz com que o restaurante raramente mude os preços.

A maioria dos modelos nesta literatura não incorpora explicitamente os custos de menu na decisão de preços das empresas. Em vez disso, simplificam

o problema das empresas assumindo que em cada período somente uma fração das empresas pode ajustar seu preço, o qual será invariável por algum tempo no futuro, até que tenham a oportunidade de alterá-lo novamente. Isto implica que os preços não se ajustem rápida e uniformemente às mudanças nas condições de mercado. Em geral, tal rigidez nominal leva à dispersão relativa dos preços. Por exemplo, se na presença de inflação positiva algumas empresas não alteram os seus preços, enquanto outras o fazem, as empresas que não alteram os seus preços terão preços baixos em relação ao preço médio. Essa dispersão de preços não causada por mudanças nas preferências ou na tecnologia leva a uma má alocação de recursos. A melhor política, neste caso, é minimizar a dispersão de preços, seguindo uma inflação de 0

Os custos de bem-estar de uma inflação positiva no estado estacionário, num modelo de preços fixos sem custos de menu explícitos, são um pouco diferentes dos custos de bem-estar nos modelos que incorporam explicitamente os custos de menu. No primeiro tipo de modelos, uma inflação mais alta leva a uma maior dispersão de preços, o que leva a uma alocação mais ineficiente de recursos entre as empresas, diminuindo assim o bem-estar agregado. No segundo tipo de modelos, existe um canal adicional que afeta o bem-estar. As empresas alteram os seus preços tanto mais frequentemente quanto maior for a inflação, e isso diminui o bem-estar porque as empresas incorrem em custos de menu com mais frequência⁶.

Os modelos monetários mais realistas incorporam ambas as fricções: a rigidez dos preços e a procura por moeda. Nesses modelos, a taxa ótima de inflação situa-se entre a determinada pela fricção da procura de moeda, a deflação igual à taxa de juro real, e a determinada pela fricção dos preços fixos, a inflação nula. A intuição por detrás desse resultado é simples. O governo benevolente enfrenta um *trade-off* entre minimizar os custos de ajuste de preços e minimizar o custo de oportunidade de deter moeda. Khan, King e Wolman (2003) foram os primeiros a quantificar a política ótima. Para a sua calibragem de referência, a inflação sob a política ótima é de -76 pontos base. Assim, a análise quantitativa sugere que o *trade-off* é decidido em favor da estabilidade de preços.

Correia, Nicolini e Teles (2002) sugerem que esses modelos neo-Keynesianos também têm um conjunto incompleto de instrumentos tributários. Estes autores consideram um modelo neo-Keynesiano com moeda como facilitador de transações e provam que se o governo tiver acesso a impostos de consumo contingentes ao estado da economia, então é ótimo fixar a taxa de juro nominal em zero em cada data e estado. A intuição básica

6. Burstein e Hellwig (2008) determinam que os custos de bem-estar da inflação são muito mais altos numa economia com preços à Calvo do que numa economia com custos de menu. No seu modelo de referência com moeda na função de utilidade e custos de menu, os custos de bem-estar de uma inflação de 10% são de 1,3% em termos de variação equivalente no consumo. Com preços à Calvo os custos de bem-estar sobem para 3,4%.

é a seguinte. Se não houvesse custos de alteração de preços, então todas as empresas mudariam seu preço após um choque e não haveria distorção relativa de preço. No entanto, se os preços forem rígidos, algumas empresas mudariam os seus preços (incorrendo em custos de menu), enquanto outras não, o que originaria uma distorção nos preços relativos. Os autores mostram que essa distorção de preços pode ser evitada pelo governo se os preços brutos de impostos sobre o consumo mudarem em resposta ao choque de tal forma que nenhuma empresa tenha incentivo para mudar seu próprio preço.

Rigidez nominal à descida nos preços dos fatores

Um dos motivos para querer uma inflação positiva é a presença de rigidez nominal à descida. A eficiência da alocação de recursos exige que os preços relativos dos fatores reflitam os custos marginais relativos da produção. Se esses custos relativos mudarem, os preços relativos dos fatores também devem mudar. Se os preços nominais são rígidos à descida, e os impostos contingentes sobre o consumo ou o imposto sobre o rendimento do trabalho não estão disponíveis, então qualquer mudança relativa do preço dos fatores só pode acontecer com um aumento no nível dos preços agregados. Como as variações nos preços relativos dos fatores são eficientes nesta circunstância, uma taxa de inflação positiva, destinada a acomodar essas variações, melhora o bem-estar. Um exemplo importante de um preço rígido à descida é o salário nominal. Há evidência empírica para várias economias desenvolvidas de rigidez salarial nominal à descida⁷, que atua como um obstáculo aos ajustamentos no mercado de trabalho⁸. A inflação positiva alivia esse problema ao permitir que os salários reais se ajustem em face de choques negativos, mesmo que os salários nominais não caiam, e evitam o aumento do desemprego. Uma questão natural, portanto, é quanta inflação será necessária para “olear a engrenagem do mercado de trabalho”? A resposta é que não é necessária muita inflação. Uma literatura incipiente, que usa modelos macroeconômicos estimados com salários nominais rígidos à descida, encontra valores ótimos de inflação inferiores a 50 pontos base⁹.

7. A rigidez salarial nominal à descida deve-se à rigidez da legislação do trabalho, à alta cobertura dos acordos coletivos e à predominância de negociações setoriais e procedimentos com extensão generalizada. Além disso, a rigidez salarial nominal à descida pode estar relacionada com os “efeitos de moral” associados a cortes salariais (ver Bewley 2002). Du Caju et al. (2008) medem a força das leis de proteção ao emprego em 23 países da UE e concluem que ela varia desde o alto nível, em Espanha, Portugal e Grécia, até ao nível muito baixo da Irlanda.

8. A evidência baseada em dados micro e inquéritos a empresas sugerem uma rigidez nominal significativa nos salários dos países desenvolvidos. Ver BCE (2009) para um levantamento da evidência empírica para a Europa.

9. Por exemplo, Kim e Ruge-Murcia (2009) quantificam esse efeito e obtêm uma taxa de inflação ótima de 35 pontos base.

As taxas de inflação podem diferir entre regiões de grandes países (ou uniões monetárias), refletindo, entre outros fatores: processos de ajuste normal (como convergência de preços ou efeito Balassa-Samuelson), diferentes posições cíclicas da região, composição diferente do consumo, distorções económicas resultantes de mercados segmentados e concorrência insuficiente. Na presença de fricções que dificultem alterações no mercado, como a rigidez dos salários nominais, ajustamentos dentro de um país grande (ou união monetária) são mais fáceis se o banco central tiver uma meta para a inflação maior. A razão para tal é que uma inflação suficientemente positiva evitaria regiões com uma inflação extremamente baixa ou mesmo deflação, quando isso não é o ideal. Tanto quanto sabemos, ainda nenhum modelo foi construído para abordar esta questão específica.

O limite inferior nulo da taxa de juro nominal

A estabilização da economia é outro objetivo importante dos bancos centrais. A estabilização aumenta o bem-estar porque reduz as flutuações espúrias das principais variáveis macroeconómicas e promove o crescimento económico¹⁰. Os bancos centrais usam a taxa de juro nominal para estabilizar a atividade económica. Como os preços demoram a ajustar quando um banco central altera a taxa de juro nominal, isso afeta a taxa de juro real e a procura agregada. Assim, em resposta a um choque negativo na atividade económica, os bancos centrais podem querer reduzir a taxa de juro nominal como uma forma de diminuir a taxa de juro real e estimular a procura agregada.

O senso comum indicaria que quanto menor a taxa de inflação, maior o risco da taxa de juro nominal atingir o seu limite inferior, 0%. Desse modo, a capacidade de um banco central conduzir uma política de estabilização bem-sucedida pode ser restringida se a taxa de inflação for muito baixa. Para determinar rigorosamente o nível de inflação que permite uma política de estabilização bem-sucedida, é necessário um modelo macroeconómico calibrado (ou estimado) a uma economia real e um banco central que siga uma política monetária razoável (ou ótima). Alguns exercícios desse tipo foram feitos. A maioria desses estudos recomenda uma taxa de inflação abaixo de 2%. Por exemplo, Coibion et. al. (2012) consideraram um modelo de preços fixos que calibraram de modo a que este conseguisse replicar certos momentos estatísticos das séries macroeconómicas e a frequência histórica com que foi atingido o limite inferior nulo nos EUA. Para calibrações plausíveis dos parâmetros estruturais do modelo e propriedades razoáveis dos choques que impulsionam a economia, a taxa ótima de inflação que maximiza o bem-estar

10. Gadi Barlevy (2004) argumenta que as flutuações podem afetar o bem-estar, afetando a taxa de crescimento do consumo. Este autor estima que os efeitos no bem-estar podem ser substanciais, cerca de 8% do consumo, muito maiores do que as estimativas originais de Lucas

é inferior a 2%. O resultado é robusto a mudanças nos valores dos parâmetros, bem como à política de estabilização seguida pelo banco central.

Existem dois fatores que devem ser levados em conta quando se considera o impacto do limite inferior nulo sobre o nível ótimo de inflação, que os modelos atuais em geral não contêm. Um é que a política monetária não convencional pode mitigar a restrição imposta pelo limite inferior na taxa de juro nominal. A avaliação quantitativa da força da política monetária não convencional ainda é trabalho em progresso, mas os resultados existentes apontam para a eficácia da política monetária não convencional, embora a evidência quanto à dimensão desse efeito não seja consensual.^{11 12} Outro argumento tem a ver com o facto de que, num ambiente de inflação mais alta, os agentes ajustam os montantes de moeda e preços com mais frequência, reduzindo o impacto da alteração da taxa de juro sobre a taxa de juro real e, portanto, sobre as variáveis macroeconómicas. Este ingrediente geralmente não é incluído nos modelos macroeconómicos usados para avaliar a relevância do limite inferior da taxa de juro, que normalmente supõe que a frequência dos ajustes de preços não muda e que não há custo de oportunidade em deter moeda. Se considerarmos esse ingrediente, um objetivo mais alto para a inflação pode não fornecer necessariamente uma almofada maior contra o limite inferior nulo¹³.

Finalmente, quando há rigidez do salário nominal à baixa, as empresas que experimentam grandes choques negativos terão que se ajustar, mas essencialmente despedindo trabalhadores. Assim, o salário agregado nominal, ou os custos unitários de trabalho, não caem tanto quando há rigidez à descida no salário nominal. Como resultado, ao moderar as quedas nos salários nominais, a rigidez dos salários nominais à descida modera

11. Os estudos existentes não são unânimes em relação ao grau de sucesso encontrado para a política monetária não convencional. Alguns acham que os efeitos são mais moderados do que os da política monetária convencional, enquanto outros acham que são comparáveis, se não mesmo maiores. Por exemplo, Chen, Cúrdia e Ferrero (2012) concluem que a política monetária não convencional é menos poderosa do que a política convencional, mas, por outro lado, Gilchrist, López-Salido e Zakrajsek (2014) concluem que a eficácia da política monetária não convencional na redução real dos custos de empréstimos é comparável à da política monetária convencional e, em alguns casos, duas vezes maior (por exemplo, para os custos reais de empréstimos às empresas).

12. Dorich et al. (2015) conclui com base nos resultados obtidos com o principal modelo macroeconómico do Banco do Canadá, que a possibilidade de utilizar a política monetária não convencional compensa, basicamente, a necessidade de aumentar a meta de inflação devido a uma queda na taxa de juro real.

13. Por exemplo, Adão e Silva (2015) estimaram para os EUA em 2000 que uma redução temporária não esperada de 30 pontos base na taxa de juro nominal diminuiria a taxa de juro real após um mês em apenas 3 pontos-base, enquanto em 2013 o mesmo choque diminuiria a taxa de juro real em 12 pontos base.

as mudanças nos preços e consequentemente na taxa de juro¹⁴. Este efeito atenuante reduz, para qualquer meta de inflação, a frequência de episódios em que o limite inferior da taxa de juro é atingido e, portanto, diminui a necessidade de uma inflação alta¹⁵.

Taxa de crescimento e inflação

Existem muitos estudos empíricos que examinam a relação entre inflação e crescimento económico. A maioria desses estudos reporta uma correlação negativa entre inflação e crescimento económico durante períodos de alta inflação (2 dígitos). Para períodos de baixa inflação, a correlação tende a ser estatisticamente não significativa. Por outro lado, existem poucos estudos teóricos sobre essa relação. Recentemente, Oikawa e Ueda (2018) construíram um modelo com uma correlação negativa entre a inflação antecipada e o crescimento. Nesse modelo, a inflação (e deflação) tem efeitos reais no crescimento. Eles consideram um modelo de crescimento endógeno com preços rígidos devido a custos de menu. No modelo, o crescimento está positivamente correlacionado com o investimento em *R&D*. Quanto maior o valor presente dos lucros associados ao investimento em *R&D*, maior será o seu nível.

Nesse modelo, a taxa de crescimento das variáveis nominais é igual a $n=g+\pi$, onde g é a taxa de crescimento real da economia e π a taxa de inflação. Tudo o resto igual, quanto maior a taxa de crescimento nominal, mais vezes as empresas têm que alterar o preço dos seus produtos e incorrer em custos de menu. Quando a taxa de crescimento das variáveis nominais é diferente de zero, as empresas têm interesse em alterar os seus preços, o que reduz o benefício da inovação e diminui o nível de investimento em *R&D*. Como tal, a solução ótima neste modelo é ter um crescimento nominal nulo. Nesse caso, as empresas abstêm-se de alterar seus preços e evitam pagar os custos de menu.

No modelo existe uma relação entre a taxa de crescimento nominal e a taxa de crescimento real, isto é, g é uma função de n , $g(n)$. Ao longo de uma trajetória de crescimento equilibrada para uma dada taxa de inflação, as taxas de crescimento real e nominal têm a relação $\pi = n - g(n)$. O par de taxas de

14. Se a regra de Taylor tiver um peso grande nos desvios da meta de inflação e um baixo peso nas flutuações do produto, então é possível que com a rigidez dos salários nominais à descida a inflação ótima seja menor.

15. Quando ambas as fricções são consideradas simultaneamente (limite inferior nas taxas de juro e rigidez à descida do salário nominal), o nível ótimo da inflação pode ser menor. Amano e Gnocchi (2015) concluem que, ao adicionar rigidez à descida nos salários nominais a um modelo de preços rígidos que já incorpora o limite inferior na taxa de juro, a meta ótima de inflação diminui. Mais especificamente, sem qualquer uma dessas duas fricções, a taxa de inflação ótima é de 0%, com a restrição do limite inferior da taxa de juro é de 4,5%, com a rigidez à descida dos salários nominais é de 1%, e com ambas as restrições é de 1,5%.

crescimento é fixado escolhendo a taxa de inflação. A taxa de inflação ótima é aquela que corresponde ao nível de crescimento que maximiza o bem-estar das famílias. Oikawa e Ueda (2018) calibram seu modelo para a economia dos EUA e obtêm resultados interessantes. A taxa ótima de inflação está muito próxima da taxa de inflação maximizadora do crescimento, que é de cerca de -2%. O custo de uma inflação sub-ótima é substancial: numa trajetória de crescimento equilibrada, a taxa de crescimento é reduzida para metade quando a taxa de inflação é de 10%.

Outros argumentos discutidos na literatura:

Custos de cobrança de impostos

Outros argumentos têm sido sugeridos na literatura para justificar um imposto inflacionário positivo. Um é o custo na coleta de impostos, uma vez que há uma diferença significativa entre a utilização dos instrumentos fiscais tradicionais e do imposto inflacionário. Aumentar a receita recorrendo ao imposto inflacionário não tem custos diretos, mas o aumento da receita através dos outros instrumentos tributários tem custos elevados. Esses custos incluem o ônus de organizar o sistema tributário e aplicá-lo. Quando esses custos são levados em consideração, a regra de Friedman não é ótima. De Fiore (2000) quantifica o quão importante eles são. Esta autora mostra que, no caso mais desfavorável (e irrealista) em que esses custos são todos variáveis, e a cobrança de impostos tem um custo igual a 20% da receita do governo, a taxa ótima de inflação permanece abaixo de 1%. Um estudo diferente, Yesin (2004), considera simultaneamente os custos da coleta de impostos e a presença de um setor informal e obtém para os EUA uma inflação ótima em torno de 4%.

Procura externa por moeda nacional

Alguns países, como os EUA e a UE, têm uma moeda com uma procura externa positiva. Por exemplo, estima-se que mais da metade da moeda dos EUA circule no exterior. A regra de Friedman não é válida quando existe uma procura externa pela moeda nacional. A intuição é que a deflação implícita na regra de Friedman representaria uma transferência de recursos reais da economia doméstica para o resto do mundo, à medida que os saldos monetários nominais mantidos no exterior aumentam em termos reais à taxa de deflação. Inversamente, uma inflação positiva implicaria coletar recursos de residentes estrangeiros. Assim, o benefício da inflação são os recursos recolhidos no exterior, enquanto o custo seria um maior custo de oportunidade para os residentes em deter a moeda, o que aumentaria os custos de transações para os agentes domésticos. Neste caso acontece que o

benefício marginal e o custo marginal são iguais para uma inflação maior do que a inflação da regra de Friedman.

A fração da senhoriagem paga pelos estrangeiros é proporcional à fração da moeda nacional detida no exterior. Quanto maior a fração dos estrangeiros e mais inelástica a procura externa, maior é o benefício da inflação e maior é a taxa ótima de inflação. Schmitt-Grohé e Uribe (2011) quantificam a taxa ótima de inflação. Usando uma série de estimativas empíricas para a dimensão da procura externa da moeda norte-americana, obtêm taxas ótimas de inflação entre 2 e 10%. O valor de 10% é obtido para uma procura muito alta de moeda estrangeira. Novamente, esse argumento para uma taxa de inflação relativamente alta não se aplica à maioria dos países porque eles não têm uma procura internacional pela sua moeda.

Melhorias na qualidade e a inflação medida

A qualidade dos bens melhora ao longo do tempo, mas o preço observado pelos institutos de estatística é o preço de uma unidade física do bem e não o preço do bem por unidade de qualidade. Isso implica que, se não houver um ajuste de qualidade nos preços medidos, o índice de preços do consumidor sobrestimará a verdadeira inflação. O exemplo clássico usado para ilustrar esse potencial enviesamento de qualidade na inflação é a evolução do preço do computador pessoal. A qualidade dos computadores pessoais, medida por características como memória, velocidade do processador e qualidade do ecrã, melhora todos os anos.

Suponha-se que o preço dos computadores pessoais entre 2017 e 2018 aumentou 2%. Se o instituto estatístico encarregado de produzir o índice de preços do consumidor não ajustasse o índice de preços para melhorias de qualidade, então reportaria uma inflação de 2% em computadores pessoais. No entanto, como um computador pessoal em 2018 é melhor do que um computador pessoal em 2017, a taxa de inflação ajustada pela qualidade em computadores pessoais é inferior a 2%¹⁶.

Na presença de melhorias na qualidade dos bens, para garantir a estabilidade de preços e a maximização do bem-estar numa economia com preços rígidos, a inflação ótima dependerá de duas coisas: (i) se a rigidez do preço está nos preços não ajustados para a qualidade ou nos preços ajustados para a qualidade e (ii) se o instituto estatístico encarregue de calcular o índice

16. A diferença entre a taxa de inflação reportada e a taxa de inflação ajustada pela qualidade é conhecida como o enviesamento de qualidade na inflação medida. Em 1996, o relatório Boskin (Boskin et al. (1996)) estimou o enviesamento de qualidade em cerca de 0,6 pontos percentuais para os EUA. Esse enviesamento não foi constante ao longo do tempo, pois depende da estrutura da economia e da metodologia de índice utilizada. Hoje em dia, esse enviesamento parece ser pouco significativo para muitos países desenvolvidos.

de preços usado para determinar a inflação, ajusta ou não os preços para qualidade. A intuição é dada abaixo.

Supondo um grau positivo de rigidez nos preços da economia, então a política ótima deve tentar manter os preços constantes ao longo do tempo para evitar uma dispersão ineficiente dos preços. Se a rigidez dos preços estiver nos preços não ajustados para a qualidade, a política ótima deve tentar manter esses preços constantes ao longo do tempo. Se o departamento estatístico responsável pela construção do índice de preços do consumidor não corrigir os preços para a qualidade dos bens, a meta de uma taxa de inflação zero é eficiente. Por outro lado, se a agência estatística ajustar o índice para refletir as melhorias de qualidade, então, para garantir que o preço não ajustado para a qualidade fica constante, o índice de preços deve diminuir à taxa da melhoria da qualidade. Isso significa que a taxa de deflação ótima é igual à taxa a que a qualidade aumenta. Assim, a inflação ótima é zero (quando a agência estatística não corrige o índice de preços para melhorias de qualidade) ou negativa na taxa de melhoria da qualidade (quando a agência estatística corrige o índice de preços para aumentos de qualidade).

No entanto, se em vez disso são os preços ajustados à qualidade que são rígidos, então a inflação ótima é zero (quando a agência estatística corrige o índice de preços para melhorias de qualidade) ou positiva na taxa do aumento da qualidade (quando a agência estatística não corrige o índice de preços para melhorias de qualidade). Em última análise, é uma questão empírica se são os preços não ajustados para a qualidade ou se são os preços ajustados para a qualidade que são mais rígidos¹⁷. No entanto, dado que na atualidade a maioria dos institutos estatísticos corrige para a qualidade, o nível ideal de inflação deverá ser negativo ou zero.

Custos da inflação inesperada

Até agora, discutimos o nível ótimo de longo prazo para a inflação. Agora abordamos a importância de uma inflação estável. Uma recomendação importante na literatura sobre a inflação ótima é que a inflação deve ser estável para evitar surpresas inflacionárias. A inflação inesperada tem custos de bem-estar. Uma taxa estável de inflação é boa para todos, porque facilita o uso dos preços na tomada de decisões por todos os agentes da economia. Uma taxa de inflação variável torna difícil distinguir as mudanças nos preços relativos das mudanças no preço agregado, o que implica uma perda de eficiência na alocação dos recursos na economia. Por exemplo, em Lucas (1972), quando as empresas observam que o preço do bem que produzem aumenta

17. Esta questão não foi ainda abordada dum modo profundo pela literatura empírica sobre rigidez dos preços.

mais rapidamente do que o esperado, elas podem acreditar que houve um aumento na procura pelo seu produto. Isso levará as empresas a aumentar a oferta agregada, o que leva a um nível demasiado alto de produção na economia. Além disso, se os trabalhadores souberem antecipadamente a taxa de inflação, isso ajuda-os a determinar o poder de compra dos seus salários e a tomar melhores decisões no mercado do trabalho. Da mesma forma para os compradores de imobiliário, saber a inflação futura ajuda a determinar o custo real de um determinado empréstimo hipotecário. Credores e devedores também beneficiam em saber qual é a taxa de juro real. Em suma, uma inflação estável melhora o bem-estar ao eliminar uma fonte de incerteza na economia.

A inflação imprevista também pode ter efeitos distributivos importantes. Surpresas na taxa de inflação levam a redistribuições de rendimento e riqueza entre vários grupos da população. Uma inflação mais alta não antecipada leva a uma redistribuição da riqueza dos credores para os tomadores de empréstimos, e uma inflação menor inesperada redistribui a riqueza na direção oposta. Normalmente, o setor governamental é um devedor nominal, enquanto as famílias são poupadoras. Como resultado, um aumento inesperado na taxa de inflação provoca uma redistribuição dos segundos para o primeiro. Além disso, há também uma redistribuição de riqueza dentro do setor privado, entre a geração mais velha (que normalmente detém maiores quantidades de ativos nominais) e a nova geração. Este princípio aplica-se a outros contratos nominais além dos contratos de empréstimo. Dois exemplos: uma inflação acima do esperado implica para os aposentados uma deterioração na sua pensão real e para os trabalhadores uma deterioração no seu salário real.

Se a inflação fosse observável e os contratos pudessem ser indexados, os dois problemas descritos acima poderiam ser minimizados substancialmente. Com a observabilidade da inflação, os agentes económicos poderiam distinguir entre mudanças nos preços relativos e mudanças nos preços agregados. A indexação à inflação poderia aliviar as redistribuições arbitrárias de rendimentos. No entanto, a observabilidade e a indexação oferecem apenas uma resolução parcial dos problemas causados pela inflação.

Há duas razões para isso. Primeiro, não há perfeita observabilidade da inflação. Os dados sobre a inflação corrente não estão disponíveis em tempo real. Tipicamente, nos países desenvolvidos o IPC é estimado mensalmente e divulgado a meio do mês seguinte, enquanto o deflator do PIB, que é mais relevante para as empresas, é estimado trimestralmente e divulgado a meio do mês seguinte. Em segundo lugar, existem muitas medidas possíveis para o nível de preços, dependendo do cabaz de mercadorias usado no cálculo do índice de preços. Uma medida adequada para um agente económico pode não ser adequada para outro. Mudanças inesperadas nos preços relativos ao longo do tempo favorecerão algumas famílias em detrimento de outras, dependendo do cabaz de bens que consomem. A indexação usando o IPC, por exemplo, pode prejudicar um devedor se o IPC cair, mas o cabaz de bens que o devedor

consome, no entanto, aumentar de preço. Também, em geral, os empregadores e os trabalhadores não chegarão a acordo sobre qual o cabaz de bens usar. Os empregadores não estarão dispostos a fornecer indexação completa aos trabalhadores, porque os custos e as receitas das empresas não aumentam na mesma proporção que o IPC. Os bancos credores, é claro, podem perder de maneira semelhante. Alternativamente, talvez o devedor esteja interessado no que ele pode pagar; nesse caso, ele quer que o contrato seja indexado ao salário nominal.

Assim, a indexação não elimina completamente o risco. Ambas as partes devem esperar que o seu risco de perda seja reduzido com a indexação à inflação, em média, mas não completamente eliminado. Por outro lado, os custos de elaboração de contratos indexados à inflação são superiores aos custos de contratos não contingentes. Esses custos incluem: (i) custos de negociação sobre quais os índices adotar e os respectivos pesos, e (ii) monitorização desses índices. Nos períodos em que as variações imprevistas no nível geral de preços são pequenas, os riscos da indexação e os riscos da inflação inesperada são da mesma ordem de grandeza. Por outro lado, a indexação é significativa se os movimentos não antecipados dos níveis de preços forem grandes e frequentes. Nesse caso, os riscos da inflação inesperada excedem os riscos associados à adoção de um índice específico. A indexação é, portanto, mais provável de ser observada em países que tendem a experimentar muita variabilidade nos níveis de preços e menos provável em países cujas taxas de inflação tendem historicamente a ser bastante estáveis.

A inflação interage com o sistema tributário de muitas maneiras, e como os vários impostos normalmente não são totalmente indexados à inflação, isso pode causar distorções adicionais. Exemplificamos isso agora com três casos. A taxa efetiva do imposto marginal num sistema tributário progressivo aumenta se os escalões de imposto do rendimento pessoal não forem totalmente indexados à inflação. Quando o rendimento nominal aumenta, devido à inflação, as pessoas podem passar para um escalão de imposto mais alto, acabando por pagar taxas de imposto mais altas, mesmo que o seu rendimento real permaneça inalterado. Além disso, a inflação diminui a taxa líquida de retorno do mercado acionista e aumenta o custo de financiamento das empresas, na medida em que aumenta a taxa efetiva de imposto sobre ganhos de capital. Mesmo que o valor real de uma empresa permaneça inalterado, os proprietários do capital dessa empresa perdem com a inflação, na medida que os ganhos de capital são calculados como a diferença entre o preço de venda e o preço de compra. Finalmente, as provisões para depreciação baseiam-se em valores contabilísticos e não no custo de reposição atual do capital. Como resultado, a inflação gera uma diferença entre o valor contabilístico e o custo de reposição do capital, subestimando o verdadeiro custo da depreciação e exagerando os lucros para fins tributários, reduzindo assim o incentivo para investir em equipamentos de capital.

Conclusão

Este artigo analisa se o objetivo dos bancos centrais em manter uma inflação estável e baixa é consistente com a literatura sobre a taxa ótima de inflação. São examinados os vários determinantes da inflação e os valores quantitativos para a taxa de inflação ótima. A literatura neste tópico é vasta, e os artigos podem ser divididos em três grupos: (i) aqueles que acham que a taxa de inflação deve ser negativa, (ii) aqueles que acham que a inflação média deve ser zero, e (iii) aqueles que acham que a taxa de inflação deve ser positiva. Tipicamente, no primeiro conjunto de artigos, o resultado de Friedman, de que a taxa de juro nominal ótima é zero, é válido. A taxa de inflação ótima é o simétrico da taxa de juro real. A taxa de juro nominal ótima é zero, pelo que os agentes económicos não têm qualquer incentivo para economizar na liquidez. Incluídos neste grupo estão outros artigos que mostram que uma taxa de inflação negativa pode promover o crescimento e melhorar a igualdade na distribuição do rendimento e riqueza.

No segundo grupo de artigos, a inflação zero é ótima. Estes artigos consideram preços rígidos, o que implica custos de bem-estar sempre que haja inflação ou deflação. Nestes modelos, alterações no nível geral de preços conduzem a uma dispersão de preços entre as empresas, e isso faz com que a procura seja muito alta para algumas empresas e a procura seja baixa demais para outras. Com inflação zero, as empresas não precisam mudar os preços. O terceiro grupo de artigos considera várias razões para uma taxa de inflação positiva. As razões para uma inflação positiva podem ser: um conjunto incompleto de instrumentos tributários, rigidez nominal à baixa nos preços dos fatores, custos de cobrança de impostos, procura externa por moeda nacional e o limite inferior na taxa de juro nominal.

Cada um dos artigos examinados encontra uma taxa de inflação ótima específica ao modelo considerado. Os decisores de política devem entender e conhecer as razões e o modelo por detrás de cada taxa ótima de inflação. Com esse conhecimento, o decisor de política deve então determinar um objetivo para a taxa de inflação ótima que reflita a importância relativa que este atribui aos vários modelos. A meta de 2% por cento para a inflação que os bancos centrais seguem deve ser pensada como sendo determinada dessa maneira.

Com base na literatura examinada, a meta de 2% não pode ser descartada como um nível ideal de inflação. Verificamos que a meta de 2% seguida pela maioria dos bancos centrais está de acordo com a literatura, já que os artigos pesquisados estimam que a taxa ideal de inflação pertence a um intervalo com limite inferior igual ao simétrico da taxa de juro real e limite superior igual a 6%¹⁸. Não obstante, pode-se argumentar que a meta de 2% está no lado

18. Estamos a excluir uma calibração no artigo de Schmitt-Grohé e Uribe (2011) que assume uma procura internacional muito elevada para o dólar americano e em que se obtém uma taxa ótima de inflação de 10%.

superior das recomendações, já que a maioria dos artigos considera a taxa ótima de inflação como negativa ou nula.

Uma razão para uma meta na inflação é “ancorar expectativas”. De acordo com esse raciocínio, uma justificção para a meta não é que os 2% sejam o nível exato da inflação ótima. A justificção é que um banco central deve escolher um número para a meta e mantê-lo por um longo período de tempo, mesmo que deixe de ser o nível ótimo. O banco central estabelece esse compromisso, e não deve abandoná-lo mais tarde, porque senão perde credibilidade. Como tal, a regra deverá ser que a meta de inflação não deve reagir a mudanças nas variáveis macroeconómicas. As metas de inflação devem ser alteradas com pouca frequência e apenas por boas razões.

Referências

- Adão, B. e A. Silva. 2018. "Real transfers and the Friedman rule". *Economic Theory*, <https://doi.org/10.1007/s00199-018-1105-0>
- Adão, B. e A. Silva. 2015. "Increased Strength of Monetary Policy". *Banco de Portugal, Economic Studies*, 1(2).
- Adão, B. e I. H. Correia. 2018. "Changes in the inflation regime". *Banco de Portugal, Manuscript*.
- Amano, R. e S. Gnocchi. 2015. " $2 + 2 < 4$? : Monetary Policy in the Presence of Downward Nominal Wage Rigidity and the Zero Bound on Nominal Interest Rates". *Bank of Canada, Manuscript*.
- Atkinson, A. B., e Stiglitz, J. E. 1972. "The Structure of Indirect Taxation and Economic Efficiency," *Journal of Public Economics* 1, 97-119.
- Barlevy, Gadi. 2004. "The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth" *American Economic Review*, September, vol. 94, nº 4, 964-990.
- Bewley, Truman, 2002, "Why Wages Don't Fall During a Recession", *Harvard University Press*.
- Cavalcanti, T. e A. Villamil. 2003 "The optimal inflation tax and structural reform." *Macroeconomic Dynamics*, 7(3):333-362, June
- Boskin, M., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches e D. Jorgenson. 1996. "Toward a more accurate measure of the cost of living". *Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study Consumer Price Index*, Washington D.C., Senate Finance Committee.
- Burstein, A. e C. Hellwig. 2008, "Welfare Costs of Inflation in a Menu Cost Model," *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 98:2, 438-443
- Chen, H., V. Cúrdia e A. Ferrero. 2012. "The Macroeconomic Effects of Large-scale Asset Purchase Programmes". *The Economic Journal*, 122(564): F289-F315.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko e J. Wieland. 2012. "The Optimal Inflation Rate in New Keynesian Models: Should Central Banks Raise Their Inflation Targets in Light of the Zero Lower Bound?" *Review of Economic Studies*, 79: 1371-1406.
- Correia, I.H., e P. Teles, 1999. "The optimal inflation tax." *Review of Economic Dynamics* 2 (2), 325-346.
- Diamond, P. A., e Mirrlees, J. A. 1971. "Optimal Taxation and Public Production," *American Economic Review* 63, 8-27, 261-268.
- Diercks, Anthony, 2007, "The Reader's Guide to Optimal Monetary Policy". Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2989237> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2989237>
- Dorich, J., N. Labelle, V. Lepetyuk e R. Mendes. 2015. "Assessing the Benefits of a Higher Inflation Target". *Bank of Canada, Manuscript*.1-268.
- Du Caju, P., E. Gautier, D. Momferatou, e M. Ward-Warmedinger. 2008. "Institutional features of wage bargaining in 23 European countries, the US and Japan". *ECB Working Paper Series* 974.

- De Fiore, F. 2000. "The optimal inflation tax when taxes are costly to collect," Working Paper Series, 38, European Central Bank.
- ECB. 2009. "Wage dynamics in Europe: final report of the Wage Dynamics Network (WDN)", available at http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf
- Erosa, A., e Ventura, G., 2002. "On inflation as a regressive consumption tax." *Journal of Monetary Economics* 49 (4), 761–795.
- Fagan, G., e J. Messina. 2009. "Downward Wage Rigidity and Optimal Steady State Inflation". ECB Working Paper Series 1048.
- Fernández-Villaverde, J., G. Gordon, P. Guerrón-Quintana e J. Rubio-Ramírez. 2012. "Nonlinear Adventures at the Zero Lower Bound", Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 12-10.
- Friedman, M. 1969. *The Optimal Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: Aldine.
- Gilchrist, S., D. López-Salido e E. Zakrajsek. 2014. "Monetary Policy and Real Borrowing Costs at the Zero Lower Bound". Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 2014-03.
- Khan, A., R. G. King e A. L. Wolman, 2003. "Optimal Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 70(4), pages 825–860, October
- Kim, J. e F. Ruge-Murcia, 2009, "How much inflation is necessary to grease the wheels?" *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, issue 3, 365–377
- Kim, J. e F. J. Ruge-Murcia. 2011. "Monetary policy when wages are downwardly rigid: Friedman meets Tobin". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12): 2064–2077.
- Lagos, R. e R. Wright. 2005. "A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis." *Journal of Political Economy*, 113(3): 463–84.
- Lucas, R. E., Jr., 1972. "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory*, 4: 103–124.
- Lucas, Robert E., Jr. 1987. *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- Lucas, Robert E., Jr. 2000. "Inflation and Welfare." *Econometrica*, 68(2): 247–74.
- Nicolini, J.P., 1998, "Tax evasion and the optimal inflation tax." *J. Dev. Econ.* 55 (1), 215–232
- Oikawa, K. e K. Ueda, 2018, "The optimal inflation rate under Schumpeterian growth," *Journal of Monetary Economics* 100 (2018) 114–125
- Phelps, E. S. 1973. "Inflation in the Theory of Public Finance." *Scandinavian Journal of Economics* 75, pp. 67–82.
- Schmitt-Grohe, S., e M. Uribe, 2004, "Optimal Fiscal and Monetary Policy under Imperfect Competition," *Journal of Macroeconomics* 26, 183–209.
- Schmitt-Grohe, S. e M. Uribe, 2009, "Foreign Demand for Domestic Currency and the Optimal Rate of Inflation," *Journal of Money Credit and Banking*, 44, January.
- Schmitt-Grohe, S. e M. Uribe, 2011, "The Optimal Rate of Inflation," in *Handbook of Monetary Economics*, editors Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, Volume 3B, Elsevier, San Diego CA, 653–722.

Yesin, P. 2004. "Tax Collection Costs, Tax Evasion and Optimal Interest Rates,"
Working Papers 04.02, Swiss National Bank, Study Center Gerzensee.

