



BANCO DE PORTUGAL
EUROSISTEMA

Revista de Estudos Económicos Volume II

2



volume II

Revista de Estudos Económicos

As opiniões expressas nestes artigos são da responsabilidade dos autores, não constituindo naturalmente a opinião do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são também da exclusiva responsabilidade dos autores.

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, 2016 • www.bportugal.pt

Índice

Editorial

Artigos

Como é que a política monetária pode usar a curva de Phillips no contexto atual de baixa inflação? | 1

Pedro Teles, Joana Garcia

Revisitando probabilidades de incumprimento de empresas | 19

António Antunes, Homero Gonçalves, Pedro Prego

Sobre a discriminação sexual na formação de salários | 47

Ana Rute Cardoso, Paulo Guimarães, Pedro Portugal, Pedro S. Raposo

Editorial

Abril 2016

A segunda edição de 2016 da Revista de Estudos Económicos contém três contribuições muito diversas. A primeira trata de alguns dos problemas mais perenes da política monetária, especificamente como lidar com a inflação baixa. A perspectiva é global e as questões são tão oportunas quanto poderiam ser, agora que estão a ser confrontadas pelas autoridades monetárias em todo o mundo e em particular na área do euro. O segundo estudo olha para as empresas e examina a sua solidez quando vistas através da perspectiva dos mercados de crédito. O trabalho utiliza dados portugueses e os resultados constituem mais uma contribuição para se aprofundar o conhecimento existente sobre as empresas portuguesas. O terceiro artigo analisa os mercados de trabalho e os padrões que eles exibem em matéria de disparidades nos salários por género. As questões são universais, mas a contribuição baseia-se num conjunto rico de dados com informações longitudinais sobre o mercado de trabalho português.

O primeiro artigo desta edição da Revista de Estudos Económicos foi escrito por Pedro Teles e Joana Garcia e é intitulado “Como é que a política monetária pode usar a curva de Phillips no contexto atual de baixa inflação?” Será que ainda há curvas de Phillips mostrando um *trade-off* entre inflação e desemprego? Teles e Garcia mostram que para os EUA, Alemanha, França e Japão as nuvens de dados com as taxas de desemprego e de inflação anuais podem ser vistas como uma sequência de curvas de Phillips de curto prazo que se deslocam ao longo do tempo. A partir da década de 1950 até à década de 1980 as curvas deslocam-se para cima e tornam-se um pouco mais verticais. De seguida, ocorre uma reversão, o processo de desinflação dos últimos 30 anos tem lugar e as curvas deslocam-se para baixo e tornam-se mais horizontais. O facto de estas curvas de curto prazo serem cada vez mais horizontais pode ser explicado pela adoção de políticas de *inflation targeting*: no limite, uma política de *inflation targeting* bem-sucedida iria gerar curvas de Phillips perfeitamente horizontais. Note-se também que quando examinamos a mudança de localização das curvas, apercebemo-nos que nos países europeus e no Japão parece haver uma translação para a direita destas curvas: isso significa que a taxa natural de desemprego tem subido ao longo do tempo.

Se passarmos do curto para o longo prazo, vemos que persistem os resultados clássicos mostrando a neutralidade da política monetária. Teles e Garcia reveem os dados, mostrando que, a longo prazo, a inflação depende principalmente do crescimento do *stock* de moeda e que as taxas de juro nominais variam numa relação de um-para-um com a inflação, exatamente como previsto pela equação de Fisher ($i = r + \pi^e$) com uma taxa de juro real estável.

Os factos parecem incontrovertidos mas levantam um problema difícil para os decisores de política monetária, particularmente na área do euro. Com a inflação atualmente abaixo do objetivo, pareceria oportuno subir ao longo da curva de Phillips de curto prazo mediante políticas monetárias expansionistas, fazendo decrescer as taxas de juro. É isso o que os decisores têm vindo a fazer, com taxas de política próximas ou mesmo abaixo de zero. No entanto, uma vez que as taxas de juro nominais têm estado próximas de zero há já alguns anos, é legítimo ver a situação atual como tendo algumas das características de um equilíbrio de longo prazo. O problema, então, é que a relação de Fisher nos diz que taxas de juro próximas de zero só são consistentes com níveis de inflação extremamente baixos. Há uma tensão entre o uso a curto prazo das taxas de juro, em que as políticas expansionistas reduzem as taxas de juro e as mantêm em valores baixos, e uma perspetiva de longo prazo, onde uma maior taxa de inflação, em linha com os objetivos da política monetária, requer taxas de juro nominais mais altas. Nós só chegaremos aos níveis-alvo de inflação com taxas de juro mais altas, mas como é que vamos chegar lá quando as preocupações de curto prazo aparentemente apontam na direção oposta? A resposta não é óbvia. A política monetária raramente é fácil, mas a situação atual dificilmente poderia ser mais complicada...

O segundo artigo, por António Antunes, Homero Gonçalves e Pedro Prego, com o título “A Probabilidade de Incumprimento das Empresas Revisitada”, apresenta-nos um conjunto muito diferente de assuntos já que lida com questões um pouco mais microeconómicas. O objetivo do artigo é modelizar a probabilidade de uma empresa entrar em incumprimento num determinado ano com base nos dados que caracterizaram essa empresa e o ciclo económico no ano anterior.

Os dados utilizados para a estimativa são provenientes de duas fontes. A primeira é a Central de Balanços do Banco de Portugal, uma base de dados com o balanço anual e as demonstrações financeiras da maioria das empresas portuguesas. A segunda fonte é a Central de Responsabilidades de Crédito. Os dados são divididos em 10 grupos de empresas, por dois níveis de dimensão (microempresas e todas as outras) e por cinco agrupamentos de atividades económicas. As empresas sem empregados ou com volume de negócios nulo, ativos negativos, etc., foram eliminadas da amostra. O incumprimento é definido como tendo 2,5% ou mais do total de empréstimos vencidos por pagar há pelo menos três meses consecutivos.

O grande conjunto de variáveis utilizadas no modelo inclui medidas de rendibilidade, dimensão, alavancagem, liquidez, estrutura de capital, fatores macro, etc. As variáveis foram usadas no formato de logaritmos, rácios e como rankings dentro do grupo de empresas respetivo. O modelo base de previsão da probabilidade de incumprimento é uma regressão do tipo *logit*. Partindo do conjunto vasto de variáveis disponíveis, a metodologia adotada utilizou critérios gerais da literatura e critérios específicos definidos pelos autores para

selecionar (até um máximo de dez) as variáveis explicativas para cada equação *logit* de cada um dos dez grupos de empresas. Os resultados foram sujeitos a várias análises de especificação e de robustez, com resultados positivos. Nas variáveis que se revelaram como importantes nos modelos estão incluídas as medidas de rendibilidade e liquidez. Um resultado curioso obtido para as microempresas foi o de o rácio entre a dívida a fornecedores e adiantamentos de clientes e o total do passivo ter sido sempre selecionado como uma variável significativa associada positivamente à probabilidade de incumprimento. A partir das estimativas descritas anteriormente, os autores construíram classes de qualidade de crédito com oito graus, no seguimento dos métodos do BCE. Ao longo dos anos as taxas de incumprimento empíricas corresponderam às probabilidades do modelo exceto no caso dos incumprimentos ocorridos em 2009.

Num país onde, no final de 2015, a dívida das sociedades não financeiras era de cerca de 115% do PIB, a melhoria da tomada de decisões na área do crédito bancário parece bastante crucial para alcançar um melhor desempenho económico. A disponibilidade deste tipo de modelos vai contribuir para uma melhor avaliação de crédito das instituições financeiras, melhorando a qualidade do processo de alocação dos recursos existentes. Em geral, este tipo de instrumento também deverá ser relevante para auxiliar investidores nas suas decisões.

O terceiro e último artigo é da autoria de Ana Rute Cardoso, Paulo Guimarães, Pedro Portugal e Pedro Raposo e tem o título “Sobre a Discriminação Sexual na Formação de Salários”. É sabido que em todo o mundo homens e mulheres não têm os mesmos salários e Portugal não é exceção. No entanto, até que ponto a diferença salarial entre homens e mulheres depende de diferenças nas características dos trabalhadores relevantes no mercado de trabalho, das indústrias e empresas que os empregam e das funções que lhe são atribuídas? Qual é o papel da segregação em subconjuntos de indústrias, empresas ou funções para explicar a disparidade salarial?

Os autores abordam estas questões usando os Quadros de Pessoal, uma ampla base de dados administrativa com informação ligando empregadores-trabalhadores-funções, abrangendo os anos de 1986 até 2013 e incluindo quase 29 milhões de observações anuais de trabalhadores a tempo inteiro. A variável de interesse é o salário real por hora de trabalho. A análise econométrica explica esses ganhos usando um conjunto de variáveis que medem as características dos trabalhadores e empresas, como a educação, a experiência, o tempo de serviço e a dimensão da empresa. Mais especificamente, a natureza longitudinal do conjunto de dados permite a estimação de efeitos fixos para os trabalhadores, as empresas e as funções, permitindo um bom controlo das muitas características invariantes no tempo e que são fonte da heterogeneidade considerável encontrada em estudos de microdados do mercado de trabalho.

A análise econométrica começa pela estimativa da disparidade salarial controlando pelas variáveis mencionadas anteriormente, por meio de uma decomposição do tipo Machado e Mata. Ao nível dos salários medianos houve uma redução na disparidade salarial corrigida entre 1991 e 2013, que se reduziu de (aproximadamente) 35,1 pontos percentuais para 20,5 pontos. No entanto, a disparidade permaneceu apesar de uma melhoria no posicionamento relativo das características das mulheres versus as características dos homens durante os anos estudados (por exemplo mais educação e mais experiência). Isto é explicado pelo facto de a valorização dessas características ser menor para as mulheres do que para os homens. Por exemplo, a taxa de rendibilidade do investimento em educação é menor para as mulheres do que para os homens, com os coeficientes do logaritmo de anos de educação mais baixos em quase 1% em termos absolutos para as mulheres.

Mas a contribuição mais interessante do estudo resulta de uma metodologia que permite a avaliação de um conjunto muito grande de múltiplos efeitos fixos. Os resultados desta metodologia econométrica, quando sujeitos a uma análise de decomposição proposta por Gelbach, mostram como as diferentes fontes de heterogeneidade contribuíram para as mudanças na disparidade salarial entre os géneros. Os resultados mostram que as mulheres são desproporcionalmente empregadas em empresas e em funções com salários mais baixos. Uma eliminação da segregação entre as empresas diminuiria a disparidade salarial em 5,8 pontos percentuais. A eliminação da segregação de funções faria diminuir a disparidade salarial em 4,3 pontos percentuais. Tomadas em conjunto, a segregação entre empresas e funções explica dois quintos da disparidade salarial entre géneros.

Em conjunto, estes resultados mostram que nos últimos anos ocorreu pouco progresso relativamente à igualdade de género no mercado de trabalho português, somando-se a uma série de outros problemas no mercado de trabalho que devem ser corrigidos por políticas públicas bem informadas e bem concebidas.

Como é que a política monetária pode usar a curva de Phillips no contexto atual de baixa inflação?

Pedro Teles com Joana Garcia
Banco de Portugal

Abril 2016

Resumo

Os dados mais recentes para países como os Estados Unidos, Alemanha, França e Japão sugerem uma deslocação da curva de Phillips, para baixo, no sentido de baixa inflação. Uma leitura dos dados de inflação e desemprego identifica uma família de curvas de Phillips de curto-prazo que intersectam uma curva de Phillips vertical de longo-prazo. Como é que esta evidência pode ser usada pela política monetária para induzir uma inflação mais alta no contexto atual de baixa inflação? (JEL: E31, E40,E52,E58, E62, E63)

Introdução

Por que razão a inflação está baixa na área do euro? Será porque as taxas de juro não podem baixar mais? Ou será porque as taxas de juro estão demasiado baixas? Podem as duas perguntas fazer sentido? Poderá a inflação ser baixa porque as taxas de juro não são suficientemente baixas e também ser baixa porque as taxas de juro são demasiado baixas?

Uma característica da economia monetária é que efeitos aparentemente contraditórios podem coexistir. A chave reside em distinguir os efeitos de curto e longo-prazo, que tendem a atuar em direções opostas. Embora no curto-prazo uma redução das taxas de juro nominais possa aumentar a inflação, no longo-prazo uma inflação elevada só é compatível com taxas de juro elevadas. No curto-prazo, taxas de juro mais baixas podem induzir um aumento da inflação e uma redução do desemprego, o que é consistente com a relação empírica negativa entre inflação e desemprego da curva de Phillips. Pelo contrário, no longo-prazo, taxas de juro mais baixas não parecem ter efeitos de primeira ordem no crescimento e, em vez de resultarem num aumento da inflação, reduzem-na numa relação de um-para-um. Este artigo é sobre esta distinção dos efeitos de curto e longo-prazo da política monetária, numa tentativa de identificar os motivos da baixa inflação e as formas de aproximar a inflação do objectivo. Em particular, pretende-se discutir de que

forma a curva de Phillips poderá ser usada para alcançar uma taxa de inflação mais elevada.¹

Os economistas nos bancos centrais acreditam que a forma de manter a inflação no objetivo é induzir taxas de juro nominais abaixo da média quando a inflação se desvia para valores mais baixos que o objetivo, e taxas de juro acima da média quando a inflação se desvia para valores acima do objetivo. Os modelos monetários não são inconsistentes com esta visão, desde que as taxas de juro médias se movam no mesmo sentido do objetivo de inflação numa relação de um-para-um.

Atualmente, as taxas de juro nominais estão bastante abaixo da média, tendo em conta que as taxas médias consistentes com um objetivo de inflação de 2% seriam de 2-4%, e são zero. Se os desvios de curto-prazo em relação às taxas de juro médias podem manter a inflação no objetivo, será então que esta é uma maneira de induzir a inflação de volta ao objetivo? A chave da resposta está na duração do período em que ocorre o desvio em relação à média. As taxas de juro não estão abaixo da média há um, dois ou três anos. As taxas estão muito abaixo da média há oito anos, e espera-se, tendo sido anunciado, que assim permaneçam. Dificilmente este desvio pode ser visto como um desvio de curto-prazo em relação à média. Parece-se bem mais com um desvio da média, para baixo. E taxas nominais médias mais baixas estão associadas a taxas de inflação médias mais baixas, tanto nos modelos como nos dados.

A moeda no longo e no curto-prazo

Na lição Nobel, em 1996, Robert Lucas discute a neutralidade da moeda no longo-prazo e a não-neutralidade no curto-prazo usando os dados da teoria quantitativa da moeda e da curva de Phillips. Inspira-se também nos ensaios de David Hume "Of Interest" e "Of Money", publicados em 1752. Dois excertos preciosos destes ensaios são:

It is indeed evident that money is nothing but the representation of labour and commodities, and serves only as a method of rating or estimating them. Where coin is in greater plenty, as a greater quantity of it is required to represent the same quantity of goods, it can have no effect, either good or bad ... any more

1. Embora a neutralidade da moeda se verifique no longo-prazo, a moeda também pode ser neutral no curto-prazo, o que significa que os efeitos de longo-prazo podem acontecer rapidamente, ou até mesmo instantaneamente. Quando o euro foi introduzido, a oferta de moeda em Portugal foi reduzida em 200 vezes (em unidades de moeda entendidas como o escudo e o euro), os preços foram também reduzidos em 200 vezes, e não houve efeitos reais. Neste caso, os efeitos neutrais da moeda, que são uma característica do longo-prazo, aconteceram instantaneamente. O que o longo-prazo e a política de substituição de escudos por euros têm em comum é que, no longo-prazo e para medidas simples como a alteração da unidade monetária, as políticas são antecipadas e bem compreendidas.

than it would make an alteration on a merchant's books, if, instead of the Arabian method of notation, which requires few characters, he should make use of the Roman, which requires a great many. [Of Money, p. 32]

e

There is always an interval before matters be adjusted to their new situation, and this interval is as pernicious to industry when gold and silver are diminishing as it is advantageous when these metals are encreasing. The workman has not the same employment from the manufacturer and merchant- chant, though he pays the same price for everything in the market. The farmer cannot dispose of his corn and cattle, though he must pay the same rent to his landlord. The poverty, and beggary, and sloth which must ensue are easily foreseen. [p. 40]

Lucas relaciona estes dois excertos aparentemente contraditórios com a evidência da teoria quantitativa relativamente aos efeitos de longo-prazo da moeda e com a evidência da curva de Phillips relativamente aos efeitos da moeda no curto-prazo.

De acordo com a teoria quantitativa da moeda, no longo-prazo existe uma relação de um-para-um entre a taxa de crescimento da oferta de moeda e a taxa de inflação e não há relação entre a moeda e crescimento. A esta evidência vamos acrescentar a evidência de longo-prazo da relação entre taxas de juro nominais e inflação.

O Gráfico 1, retirado de McCandless e Weber (1995), representa médias, para um período de 30 anos (1960-1990), de taxas de crescimento da moeda contrapostas a taxas de inflação (primeiro painel) e a taxas de crescimento do produto real (segundo painel), para um total de 110 países. Em relação à inflação e ao crescimento da moeda, os pontos situam-se em torno da linha de 45 graus, indicando que países com taxas de crescimento da moeda mais elevadas apresentam uma inflação mais elevada na mesma magnitude.²

Da mesma forma, países com taxas de juro nominais médias mais elevadas apresentam taxas de inflação médias mais elevadas, também numa relação de um-para-um, tal como documentado no Gráfico 2 (primeiro gráfico), retirado de Teles e Valle e Azevedo (2016). Entre o crescimento médio do produto e o da moeda, parece não existir qualquer relação.

Para o curto-prazo, a evidência dos efeitos da política monetária é menos clara. Lucas (1996), usando dados da inflação e do desemprego nos Estados Unidos no período entre 1950 e 1994 (retirados de Stockman, A.C. (1996)), mostra que à primeira vista estas duas variáveis não estão relacionadas. De seguida, numa tentativa de dar uma oportunidade às curvas de Phillips, desenha na nuvem de pontos uma família de curvas de Phillips de curto-prazo que se estaria a deslocar para cima (Gráfico 3). A ideia é que a existência de curvas de Phillips com declive negativo sugere a existência de efeitos da

2. A evidência para países com inflação entre moderada e baixa é muito menos evidente. Teles *et al.* (2016) apresentam explicações consistentes com a teoria quantitativa da moeda para estes casos. A caixa 1 resume os resultados desse estudo.

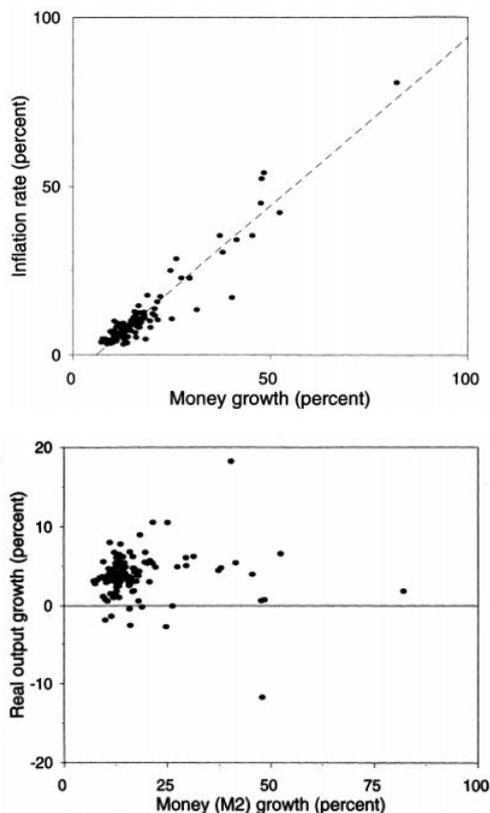


GRÁFICO 1: Moeda, preços e produto no longo-prazo

Fonte: McCandless e Weber (1995).

política monetária no curto-prazo. As curvas deslocar-se-iam para cima à medida que os efeitos de curto-prazo iam sendo explorados para se atingir uma redução do desemprego.³

Um aumento não antecipado da inflação reduziria o desemprego no curto-prazo, mas aumentaria também as expectativas de inflação, deslocando a curva de Phillips para cima. Seria então necessário induzir cada vez mais inflação para manter o desemprego baixo, provocando deslocamentos adicionais da curva de Phillips. O uso da não-neutralidade da moeda no curto-prazo para reduzir o desemprego de forma sistemática teria provocado deslocamentos para cima da curva de Phillips, resultando em mais inflação no longo prazo. Neste sentido, seria possível distinguir na nuvem de pontos uma curva de

3. Ver Sargent, T. J. (2001) para uma análise formal deste argumento.

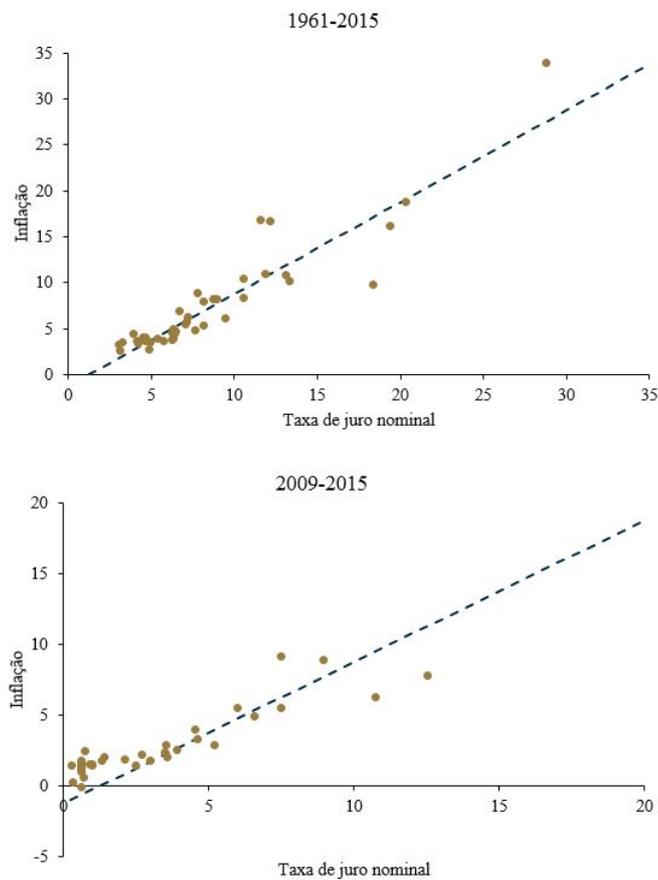


GRÁFICO 2: Taxa de juro nominal e inflação

Fonte: Teles e Valle e Azevedo (2016).

Phillips vertical de longo-prazo, bem como uma família de curvas de Phillips de curto-prazo que a intersectam em pontos que ao longo do tempo se estão a deslocar para cima no sentido de inflação mais alta, para uma dada taxa de desemprego natural.⁴

4. A estimação de curvas de Phillips de curto-prazo é difícil dada a endogeneidade da política. Ver Fitzgerald e Nicolini (2014) para uma estimação econométrica de curvas de Phillips usando dados regionais para os Estados Unidos.

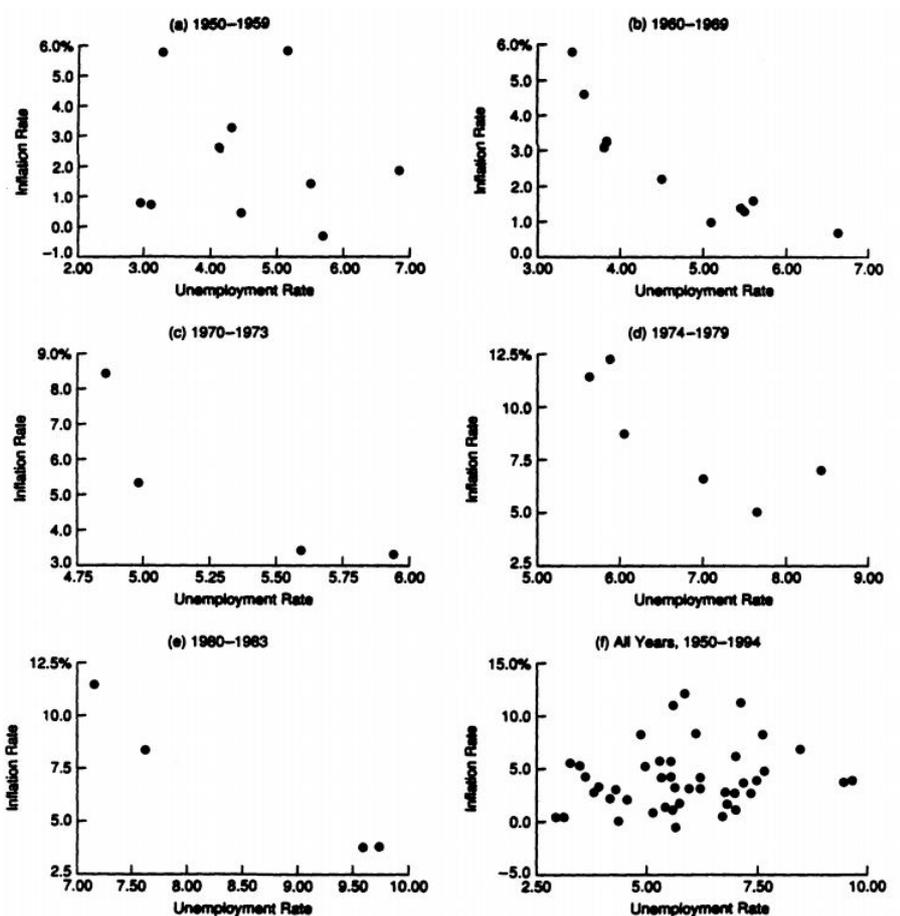


GRÁFICO 3: Curvas de Phillips para os Estados Unidos

Fonte: Lucas (1996).

Estendendo a amostra para o período mais recente, e usando a mesma abordagem de tentar visualizar nos dados curvas de Phillips de curto-prazo,⁵ obtemos exatamente o oposto: deslocções da curva de Phillips para baixo (Gráfico 4). Não só as curvas de Phillips que aparecem na nuvem de pontos aparentam mover-se para baixo, como os últimos três anos sugerem a possibilidade da economia estar numa curva ainda mais baixa.

Na origem dos movimentos ao longo da curva de Phillips de curto-prazo, e das possíveis deslocções destas curvas, estará um mecanismo de formação de

5. A dimensão de cada uma das amostras foi escolhida por forma a que, em cada uma delas, se pudesse observar uma relação negativa entre as duas variáveis.

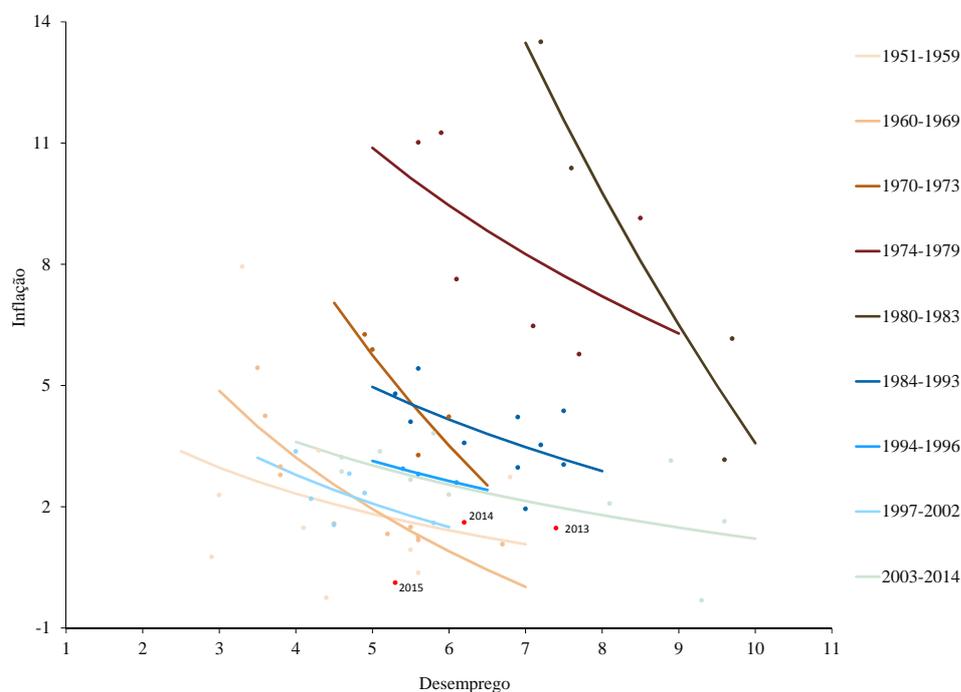


GRÁFICO 4: Curvas de Phillips para os Estados Unidos

Fonte: *Bureau of Labour Statistics* e cálculos dos autores.

expectativas que se ajustam ao contexto económico. Dependendo do contexto económico, as deslocações das curvas de curto-prazo podem acontecer muito rapidamente. Ou seja, os movimentos ao longo da curva de Phillips vertical de longo-prazo podem ser quase imediatos.

É útil repetir esta abordagem para outros países. No caso da Alemanha, embora a inflação máxima seja mais baixa do que nos Estados Unidos, a imagem é muito semelhante (Gráfico 5). Note-se que os últimos três anos podem sugerir uma curva de Phillips de curto-prazo vertical, associada a uma descida precipitada da inflação. Para a França, é também visível uma deslocação das curvas para a direita, para níveis de desemprego mais elevados (Gráfico 6). O que pode explicar esta deslocação das curvas para a direita? Parte da explicação passa por uma maior proteção ao desemprego e um aumento efetivo de salários mínimos. No período mais recente continua a ser claro o movimento das curvas para baixo.

Para o Japão, a imagem é também muito parecida (Gráfico 7). Ainda que para o Japão os dados como um todo pareçam formar uma curva de Phillips, uma leitura mais detalhada permite identificar uma família de curvas, com

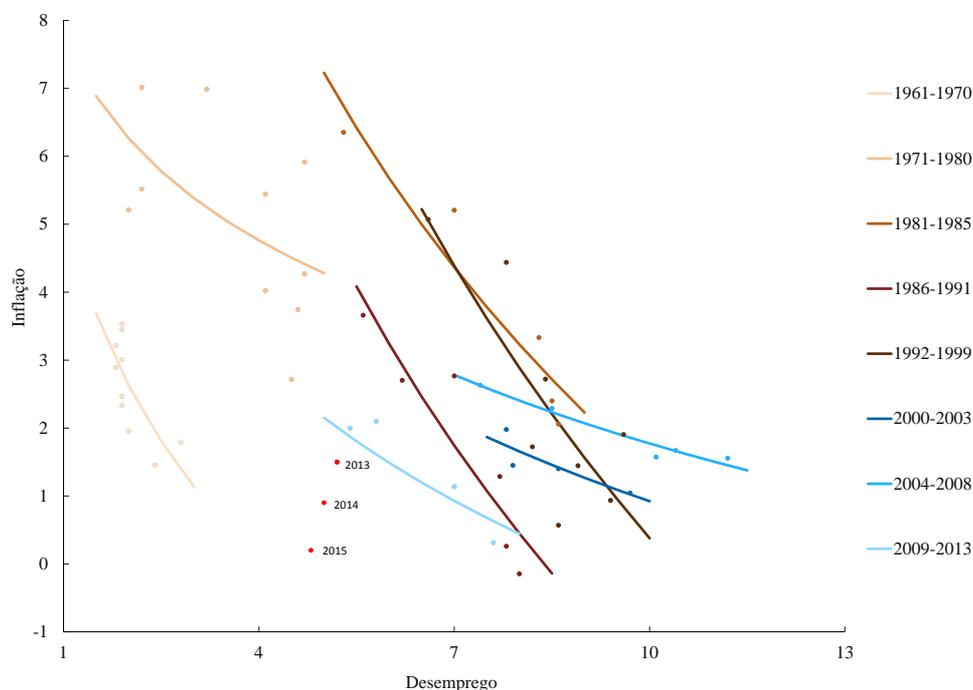


GRÁFICO 5: Curvas de Phillips para a Alemanha

Fonte: Base de dados da AMECO e cálculos dos autores.

movimentos parecidos aos do caso francês, em que as curvas se parecem deslocar para a direita e para baixo, resultando numa taxa de desemprego natural mais elevada e em expectativas de inflação mais baixas.

A curva de Phillips pode ser usada pela política monetária?

Os dados da inflação e do desemprego podem ser lidos como uma família de curvas de Phillips de curto-prazo com declive negativo que cruzam uma curva vertical de longo-prazo. Esta interpretação é consistente com as afirmações aparentemente contraditórias de David Hume. É também o contributo de Friedman e Phelps que deu a Phelps o Prémio Nobel em 2006. Além disso, a formalização desta interpretação com expectativas racionais é um dos principais contributos de Robert Lucas, que também justificou a atribuição do seu Prémio Nobel. Esta interpretação é ainda consistente com todos os modelos macroeconómicos com preços ou salários rígidos que são desenvolvidos atualmente.

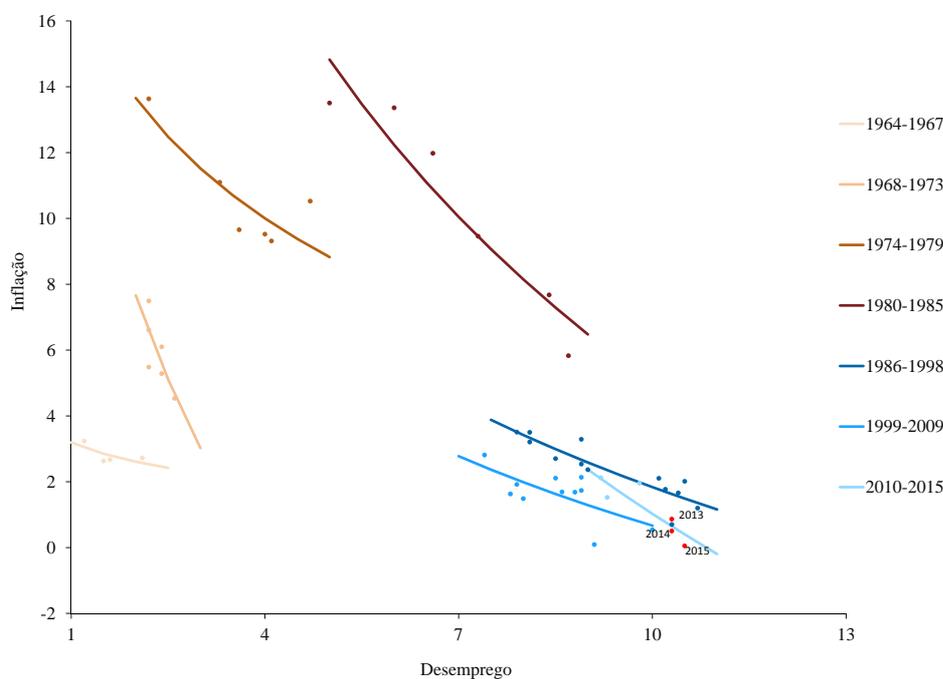


GRÁFICO 6: Curvas de Phillips para a França

Fonte: Base de dados da AMECO e cálculos dos autores.

Mesmo que certamente existam efeitos de curto-prazo da política monetária, e as fricções nominais sejam relevantes no curto-prazo também em resposta a choques não monetários, no longo-prazo estes efeitos em média cancelam-se. Neste sentido, no longo-prazo a inflação é um fenómeno estritamente monetário, movendo-se numa relação de um-para-um com a taxa de crescimento da oferta de moeda e com a taxa de juro nominal. No longo-prazo, a curva de Phillips é vertical. Uma vez que as pessoas demoram algum tempo a encontrar emprego e as empresas também demoram tempo a preencher as suas vagas, existe uma taxa de desemprego natural. Esta taxa natural é consistente com diversos níveis de inflação. A inflação tanto pode ser muito baixa como muito elevada e apenas a política monetária determina o seu nível.

Uma equação quantitativa simples e a equação de Fisher podem ser usadas para formular esta relação de longo prazo entre inflação, moeda e taxa de juro. Como a moeda é usada para fazer transações, um determinado agregado monetário, M , multiplicado pela velocidade, v , iguala o nível de preços, P ,

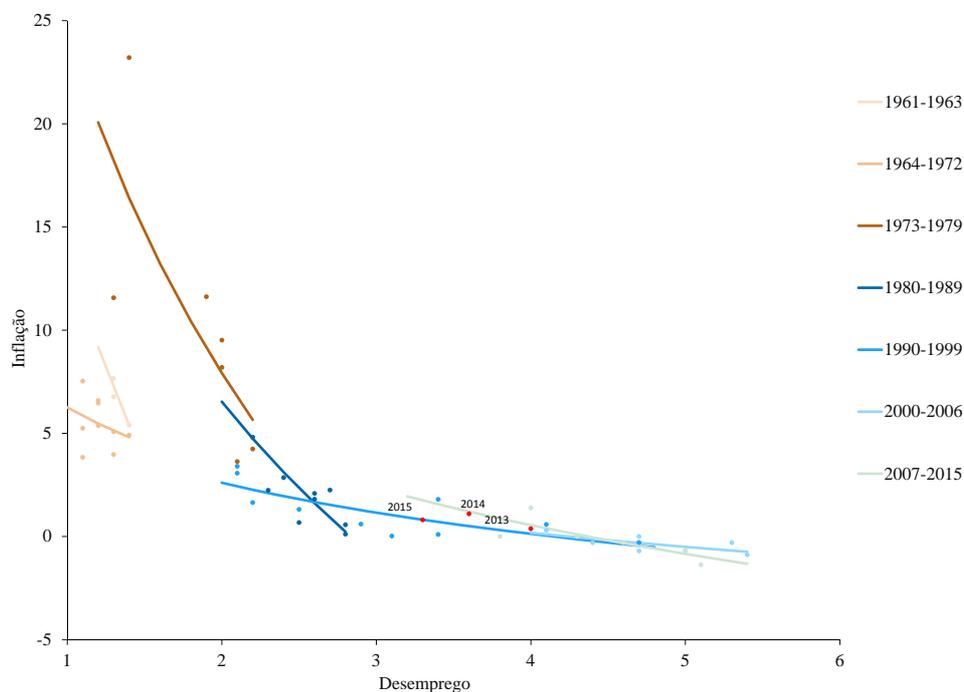


GRÁFICO 7: Curvas de Phillips para o Japão

Fonte: Base de dados da AMECO e cálculos dos autores.

multiplicado pelo produto real, Y :

$$Mv = PY$$

Em taxas de crescimento, e com uma velocidade estável, isto significa que

$$\pi \approx \mu - \gamma,$$

onde π é a taxa de inflação, μ a taxa de crescimento da oferta de moeda e γ é a taxa de crescimento de longo-prazo do produto real. A equação de Fisher iguala o retorno das obrigações nominais, i , ao retorno das obrigações reais, r , mais a inflação esperada, π^e . É uma condição de arbitragem entre uma obrigação nominal e uma obrigação real, formalmente escrita como

$$i = r + \pi^e$$

Na maneira mais simples de modelizar a interação entre variáveis reais e nominais, a taxa de crescimento de longo-prazo do produto real, γ , e a taxa de

juro real, r , não variam com a política monetária. Uma taxa de crescimento da moeda mais elevada traduz-se numa inflação mais elevada, de um-para-um. Uma taxa de juro nominal mais elevada traduz-se também numa inflação mais alta, também de um-para-um. Como as taxas de juro nominais não podem descer muito abaixo de zero (caso contrário apenas se deteria dinheiro, que tem um retorno igual a zero), a inflação tem um limite inferior. Limite superior, não tem.

Este modelo muito simples descreve na perfeição os dados de longo-prazo dos Gráficos 1 e 2. Uma taxa de juro nominal mais elevada traduz-se numa inflação e taxa de crescimento da moeda mais elevadas, numa relação de um-para-um.

O comportamento da moeda e dos preços no longo-prazo pode ser descrito por um modelo mais completo sem incerteza e com preços e salários totalmente flexíveis. Queremos então pensar num mundo com incerteza agregada, mas sem fricções de informação, e com preços e salários flexíveis. Nesse mundo, a taxa de desemprego natural mover-se-ia ao longo do tempo, mas a política monetária não teria efeitos de curto-prazo. A inflação poderia ser mais elevada ou mais baixa, mas isso não teria repercussões nas variáveis reais (para além das distorções impostas por taxas de juro nominais voláteis). Note-se que, à partida, os dados da inflação e do desemprego não são inconsistentes com esta visão. A taxa de desemprego pode-se estar a mover em resposta a choques reais e a inflação pode-se estar a mover em resposta a choques reais e monetários.

Em particular, os dados podem desenhar uma curva de Phillips horizontal mesmo que os preços sejam totalmente flexíveis. Isto é particularmente relevante porque que as curvas de Phillips mais recentes apresentam declives muito baixos, muito perto de zero. Com preços flexíveis, a justificação para uma curva de Phillips horizontal seria uma política de *inflation-targeting* bem-sucedida. Se, num mundo de preços flexíveis, a política monetária tiver sucesso em manter a inflação num objetivo constante, então deveríamos ver nos dados precisamente uma curva de Phillips horizontal. O desemprego aumentaria e diminuiria, mas a inflação estaria estável e igual ao objetivo. Nesse ambiente, estável em termos nominais, existem razões para acreditar que, mesmo com preços fixos, a rigidez de preços seria irrelevante.

Neste contexto, a curva de Phillips de longo-prazo cancelaria os movimentos de curto prazo no desemprego e seria uma linha vertical, para uma dada taxa de desemprego média consistente com diferentes níveis de inflação.

Rigidezes nominais e o uso da curva de Phillips pela política monetária

Neste ponto, tal como Robert Lucas na sua lição Nobel, queremos dar uma oportunidade às curvas de Phillips como evidência dos efeitos de curto-prazo

da política monetária. Uma maneira simples de entender esses efeitos de curto-prazo, bem como a neutralidade de longo-prazo, é ler outra lição dada por Robert Lucas, esta numa cerimônia de entrega de diplomas em Chicago nos anos oitenta, “What economists do” (Lucas (1988)).⁶ Nesta discussão, vamos usar *Kennywood Park*, o parque de diversões na lição de Lucas, como modelo para análise dos efeitos de curto-prazo da moeda.

Em *Kennywood Park*, uma apreciação inesperada da moeda interna do parque (ou uma redução da oferta de moeda) tem efeitos reais. O produto diminui para valores abaixo do potencial e o desemprego sobe para valores acima da taxa natural. Mas não há efeitos na inflação. Para ver efeitos na inflação podemos assumir que o modelo tem dois parques, um em que a apreciação da moeda não é antecipada e outro em que o é. No primeiro parque, o efeito sobre o produto é negativo, aumentando o desemprego. No segundo parque, o efeito sobre os preços é negativo. No conjunto, há um aumento do desemprego e uma redução dos preços. O desemprego sobe para valores acima da taxa natural (e o produto desce abaixo do potencial) e a inflação desce para valores abaixo de um dado nível de referência, associado a uma inflação média ou esperada.⁷ Da mesma forma, uma depreciação não antecipada, aumenta a inflação para valores acima do nível de referência e o desemprego para valores abaixo da taxa natural, ao longo de uma curva de Phillips.

Em que sentido existe uma curva de Phillips vertical de longo-prazo em *Kennywood Park*? Se todas as semanas houvesse uma depreciação da moeda no parque, o efeito seria uma inflação mais elevada. Todos compreenderiam e antecipariam as medidas e não haveria efeitos reais. Com que rapidez desapareceriam os efeitos de curto-prazo e apareceria a neutralidade de longo-prazo? Provavelmente seria preciso pouco tempo, não mais que um ano, para que os utilizadores e operadores do parque se apercebessem que os preços e as taxas de câmbio se moviam de um modo neutral ao longo do tempo.

Voltemos agora aos dados da curva de Phillips. Supondo então que o declive negativo da curva de Phillips se deve à não-neutralidade da moeda no curto-prazo, devido a efeitos do tipo dos verificados em *Kennywood Park*, deverá então a política monetária explorar essa ausência de neutralidade?⁸ Lucas responde parcialmente a esta questão, mas podemos completar essa

6. A lição está disponível na caixa 2 da versão em inglês deste artigo.

7. Se for esperado que a inflação seja cerca de 2%, então esta move-se para valores abaixo ou acima dos 2%. O nível de referência pode ser o objetivo para a inflação, mas não tem necessariamente de o ser. As expectativas podem desviar-se do objetivo, temporária ou permanentemente, se a política for incapaz de o atingir.

8. Uma forma direta de usar a curva de Phillips de curto-prazo para política seria usar medidas de *slack* para prever a inflação. O ganho em capacidade de previsão é muito pequeno. A discussão é feita com mais detalhe na Caixa 2.

resposta com os resultados na literatura mais recente sobre política de estabilização.

A ideia da curva de Phillips de curto prazo é a de que existe um nível de taxa de desemprego natural que corresponde ao produto potencial e que a economia pode estar acima ou abaixo do potencial, com mais ou menos inflação. O produto potencial corresponde ao nível de atividade económica que se verificaria se a economia não estivesse sujeita a rigidezes nominais, tais como rigidezes de preços ou de salários. Choques tecnológicos, nas preferências, ou em mercados financeiros, podem alterar o produto potencial e ao mesmo tempo criar desvios em relação ao nível de equilíbrio do produto potencial. Estes desvios manifestam-se não só em desvios do produto em relação ao produto potencial, como em desvios da inflação em relação ao seu objetivo. Quando o produto está abaixo do potencial, a inflação está abaixo do objetivo, tal como sugere o declive negativo da curva de Phillips de curto-prazo.

A política monetária pode intervir sobre estes desvios do produto em relação ao seu potencial, e da inflação em relação ao objetivo, induzindo movimentos ao longo da curva de Phillips que estimulem a economia e assim induzam inflação. Estes movimentos podem ser alcançados através de políticas de oferta de moeda ou de taxa de juro nominal. Em particular, a economia pode ser estimulada ou aumentando a oferta de moeda ou diminuindo as taxas de juro nominais. O porquê destes dois movimentos serem opostos é uma questão mais difícil de responder. Para dar uma resposta convincente, precisaríamos de um modelo mais complexo do que *Kennywood Park*. No entanto, uma vez que nenhum banco central tem dúvidas quanto a este facto, vamos apenas assumi-lo.

Outros choques, para além dos monetários, podem causar movimentos ao longo da curva de Phillips, em particular quando o produto potencial também se altera, induzindo uma deslocação da curva para a direita ou para a esquerda. O papel da política monetária neste contexto é o de trazer a economia de volta ao potencial sempre que a economia se desvie desse valor. Ao fazê-lo, a inflação volta também ao seu objetivo.

A não neutralidade da moeda no curto-prazo é responsável pelos desvios em relação ao potencial. No entanto, é também a razão pela qual a política monetária é eficaz em lidar com esses desvios. Quanto menos neutral é a moeda, maiores são os desvios criados, mas também mais eficaz é a política monetária. Acontece que a mesma política monetária pode ser usada em ambientes mais ou menos rígidos, para lidar com desvios mais ou menos amplos, uma vez que a eficácia da medida é exatamente a correta para lidar com esses diferentes desvios (ver Adão. *et al.* (2004)). A política monetária que consegue lidar totalmente com esses desvios é uma política de *inflation-targeting*.

Uma política de *inflation-targeting* permite manter o produto no seu potencial, ou o desemprego na taxa natural. Se a inflação estiver estável e no

seu objetivo, os agentes estão num ambiente estável em termos nominais e não há razão para as rigidezes nominais serem relevantes. Neste ambiente, continua a haver movimentos da taxa de desemprego natural, mas não existem desvios em relação a ela. A curva de Phillips é horizontal com a inflação no objetivo. O desemprego move-se em resposta a choques, mas estes movimentos correspondem a movimentos da taxa natural e não a desvios em relação a ela.

A forma eficiente de induzir movimentos ao longo da curva em resposta a choques é através da política monetária. Também se poderia recorrer à política fiscal, mas esta, no seu modo convencional, tem custos acrescidos, uma vez que altera o produto potencial de uma forma não desejável. Se é possível trazer a economia de volta ao seu potencial através da oferta de moeda ou da taxa de juro, para quê construir aeroportos ou estradas para esse mesmo efeito? As estradas devem ser reparadas quando é preciso, não porque a economia está abaixo do potencial. Da mesma forma, políticas distributivas devem ser usadas para melhorar a distribuição de rendimentos e não como políticas de estabilização macroeconómica.

Uma exceção à regra de que a política monetária deve ser usada em primeiro lugar é quando esta deixa de ter instrumentos.⁹ Tal acontece quando as taxas de juro são tão baixas que deixam de poder ser reduzidas. Neste caso, as políticas de oferta de moeda também perdem a sua eficácia. Quando a taxa de juro nominal é muito baixa, perto de zero, o custo de oportunidade da moeda é também muito baixo, pelo que expandir a oferta de moeda não tem efeitos. Em particular, os bancos podem acumular reservas sem custo, ou quase sem custo, tal como mostra o Gráfico 8.

Embora a política monetária possa ter um papel na estabilização da economia em resposta a choques, isso não significa que as flutuações económicas devam ser eliminadas. Apenas significa que as flutuações seriam as desejáveis (e não as flutuações patológicas de que Lucas fala na sua lição do parque de diversões). Ou seja, significa que, quando a produtividade é elevada, a produção pode crescer em pleno, e quando a produtividade é baixa, a produção pode diminuir em pleno. Nesta perspetiva de política de estabilização, pode dar-se o caso da política acentuar as flutuações económicas em vez de as reduzir.

Deverá a política monetária tentar induzir movimentos ao longo da curva de Phillips com o objetivo de reduzir o desemprego? Mais uma vez o *Kennywood Park* ajuda-nos a compreender que a resposta é negativa. A política monetária não é muito eficaz se for usada sistematicamente.

9. Existem medidas de política fiscal que conseguem ter os mesmos efeitos da política monetária e que podem ser usadas mesmo quando as taxas de juro estão no seu limite inferior (Correia *et al.* (2013)). No entanto, este tipo de política não é simples, envolvendo múltiplos impostos. Numa união monetária não integrada em termos fiscais, muitos aspetos teriam de ser explicados, coordenados e experimentados.

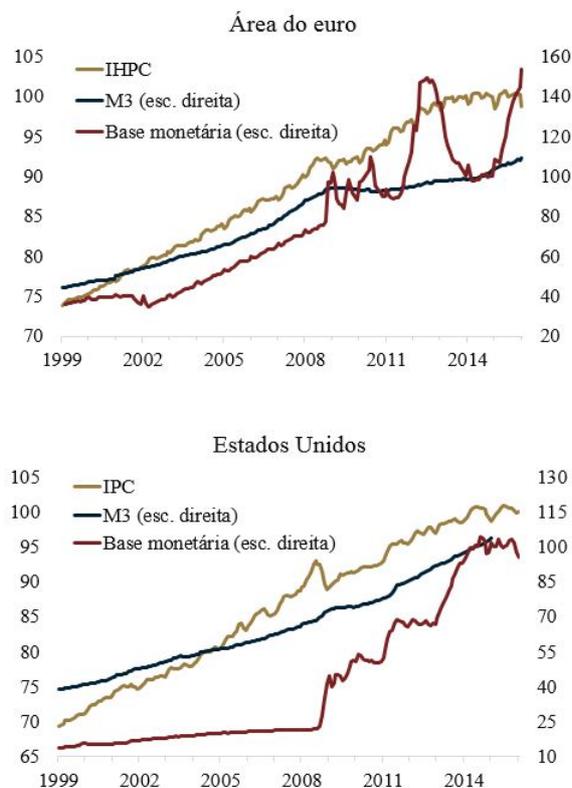


GRÁFICO 8: Moeda e inflação

Fontes: BCE, Bureau of Labour Statistics, Eurostat, Federal Reserve Economic Data e cálculos dos autores.

Políticas sistemáticas são integradas nas expectativas dos agentes e em vez de diminuírem o desemprego (e aumentarem a inflação) ao longo da curva de Phillips, apenas aumentam a inflação. A curva de Phillips desloca-se para cima e o movimento dá-se ao longo da curva de Phillips vertical de longo-prazo. No entanto, existe outra razão mais importante para não usar a política monetária para aumentar o produto acima do potencial de modo sistemático: o produto potencial corresponde ao nível ótimo, mesmo estando associado a desemprego.

A política monetária pode ainda agir diretamente na inflação, deslocando a curva de Phillips para cima ou para baixo. Uma curva de Phillips mais acima corresponde a uma inflação de referência (média, esperada, ou em termos de

objetivo) mais alta, que só pode ser sustentada por taxas de juro nominais e taxas de crescimento da moeda mais altas.¹⁰

Atualmente, a inflação na área do euro é muito baixa. Após esta discussão, a questão que naturalmente se levanta é se a inflação é baixa como resultado de um movimento ao longo da curva de Phillips de curto prazo, associado a um produto abaixo do potencial, ou se é baixa porque se deu uma deslocação da curva para baixo, associado a expectativas de inflação mais baixas. Se se tratar de um movimento ao longo da curva, não há muito que a política monetária possa fazer. Ao longo da curva, a forma de estimular a inflação é através da redução das taxas de juro nominais, que são já zero e não podem ser reduzidas. Se a resposta for que a curva se deslocou para baixo, então existe espaço para a política monetária agir. Uma deslocação da curva para cima, com inflação mais elevada, pode ser sustentada por taxas de juro mais elevadas. E as taxas de juro não têm limite superior.

Concluindo com uma questão de política premente

Atualmente, na área do euro, existe uma questão de política monetária premente que se pode dividir em duas. A primeira questão é se a baixa inflação que se verifica atualmente resulta de um movimento ao longo da curva de Phillips de curto prazo, associado a uma subutilização dos recursos económicos (*slack*). De facto, existe um *slack* considerável nos países da área do euro expostos à crise de dívida soberana. Será que se devia reduzir ainda mais as taxas de juro, com o objetivo de contrariar esse *slack*, caso ainda houvesse espaço para o fazer? A maioria dos economistas em bancos centrais diria que a resposta é sim. Contudo, usando um modelo mais completo, a resposta pode muito bem ser não. Um problema com os países expostos à crise da dívida soberana é que a sua poupança, pública e privada, não é suficientemente elevada, e taxas mais baixas reduziriam a poupança.

Em países como Portugal, o *slack* é de facto muito grande. Mas será que no contexto da área do euro, a política monetária pode ser usada para lidar com esse *slack*? Países com moeda própria, que passam pelo mesmo tipo de ajustamento de contas externas pelo qual Portugal passou, desvalorizam a sua moeda ao ponto dos salários reais em unidades de bens transacionáveis baixarem imediatamente até 50%. Neste contexto, que diferença faz ter uma inflação europeia de 2%? Se as restrições do mercado de trabalho, tais como salários mínimos, ajustarem à inflação para se manterem ativas, fosse qual

10. As expectativas podem adaptar-se de tal forma que um movimento ao longo da curva faça deslocar a curva. Se os agentes tiverem dúvidas em relação à política conduzida, ou não tiverem certezas em relação ao verdadeiro modelo, podem interpretar o aumento temporário da inflação como uma inflação média mais elevada, de tal forma que o movimento ao longo da curva pode induzir uma deslocação da própria curva.

fosse o nível de inflação produzido, o desemprego não seria reduzido. Em última análise, a solução para o *slack* extremo de países como Portugal é uma solução política, não uma solução técnica.

A segunda questão é se a baixa inflação se deve a uma deslocação para baixo da curva de Phillips, dada a persistência das taxas de juro nominais a níveis muito baixos. Muito provavelmente a resposta é sim. A razão é muito simples: as taxas de juro nominais têm estado baixas nos últimos oito anos e espera-se que assim permaneçam. Como tal, a situação parece bem ser uma situação de longo-prazo, em que a inflação e as taxas de juro se movem na mesma direção.

Se de facto a resposta à segunda questão é sim, como é que se pode trazer a inflação de volta ao objetivo? Não há dúvida de que as taxas de juro terão eventualmente de ser mais altas para que a inflação volte ao objetivo. O que não é tão claro é com que rapidez é que as taxas deverão subir. É por esta razão que a política monetária nos dias de hoje é um desafio tão grande.

Caixa 1. Evidência para países com inflação de moderada a baixa

A relação entre inflação e taxa de crescimento da moeda não é tão evidente quando a atenção se centra nos países com inflações relativamente baixas. Nesse caso, os dados assemelham-se mais a uma nuvem de pontos do que a uma linha reta. Teles *et al.* (2016) argumentam que, quando a inflação é relativamente baixa, há outros fatores monetários relevantes. Se a taxa de juro é maior no início do que no fim da amostra, deve esperar-se que a quantidade real de moeda seja maior no final do que no início, pelo que a inflação será menor que a taxa de crescimento da oferta de moeda nesse período. Dividindo o período da amostra em dois, os autores tomam esse efeito em consideração e mostram que, na primeira parte da amostra, os pontos se alinham quase na perfeição ao longo de uma linha de 45 graus. Na segunda parte da amostra, após meados dos anos oitenta, a linha de 45 graus parece desvanecer-se. Os autores defendem que a existência de políticas de *inflation-targeting*, ao reduzir a variabilidade da inflação na segunda parte da amostra, explica o alinhamento dos pontos numa linha horizontal em vez de na diagonal.

Caixa 2. A curva de Phillips não é útil para prever a inflação

A abordagem mais comum em política monetária é escolher a taxa de política em função de uma previsão para a inflação. Pode a curva de Phillips ser utilizada para melhorar as previsões de inflação? Surpreendentemente a resposta é negativa. Acontece que, na previsão da inflação para horizontes curtos, para um ou dois anos, a melhor previsão é a inflação corrente. Medidas de *slack*, que de acordo com a curva de Phillips estão diretamente relacionadas com a inflação, não melhoram significativamente as previsões para a inflação, tal como outras variáveis monetárias e financeiras também

não melhoram. Uma referência para estes resultados é Atkeson e Ohanian (2001). Este resultado não significa que não seja possível encontrar a curva de Phillips nos dados; apenas significa que as medidas de *slack* não acrescentam informação à inflação corrente para prever a inflação futura.

Referências

- Adão., B., I. Correia, e P. Teles (2004). "The Monetary Transmission Mechanism: Is it Relevant for Policy?" *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), 310–319.
- Atkeson, A. e L. E. Ohanian (2001). "Are Phillips curves useful for forecasting inflation?" *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, pp. 2–11.
- Correia, I., E. Farhi, J. P. Nicolini, e P. Teles (2013). "Unconventional Fiscal Policy at the Zero Bound." *American Economic Review*, 103(4), 1172–1211.
- Fitzgerald, T.J. e J.P. Nicolini (2014). "Is There a Stable Relationship between Unemployment and Future Inflation? Evidence from U.S. Cities." Working Papers 713, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Lucas, Jr, Robert E (1988). "What Economists Do." *Lecture at the University of Chicago December 1988 Convocation*.
- Lucas, Jr, Robert E (1996). "Nobel Lecture: Monetary Neutrality." *Journal of Political Economy*, 104(4), 661–682.
- McCandless, G. T. e W.E. Weber (1995). "Some monetary facts." *Quarterly Review*, issue Sum, 2–11.
- Sargent, T. J. (2001). *The Conquest of American Inflation*. Princeton University Press.
- Stockman, A.C. (1996). *Introduction to Economics*. Harcourt College Pub.
- Teles, P., H. Uhlig, e J. Valle e Azevedo (2016). "Is Quantity Theory Still Alive?" *Economic Journal*, 126, 442–464.
- Teles, P. e J. Valle e Azevedo (2016). "On the Long Run Neutrality of Nominal Rates." *mimeo, Banco de Portugal*.

Revisitando probabilidades de incumprimento de empresas

António Antunes
Banco de Portugal e NOVA SBE

Homero Gonçalves
Banco de Portugal

Pedro Prego
Banco de Portugal

Abril de 2016

Resumo

Este artigo apresenta um sistema de avaliação da qualidade creditícia das empresas não financeiras em Portugal. Na sua conceção, o objetivo principal passa por determinar os fatores que explicam a probabilidade de uma empresa ter um episódio de incumprimento de crédito significativo junto do sistema bancário no ano seguinte. Usando informação da central de responsabilidades de crédito para o período 2002–2015 e da central de balanços para o período 2005–2014, desenvolvemos um método para selecionar variáveis explicativas e estimar modelos de variável binária para dez estratos de empresas, definidos em termos de dimensão e setor de atividade económica. Esta metodologia é utilizada para classificar as empresas em termos de probabilidade de incumprimento a um ano, utilizando-se os valores de referência dos sistemas de notação de risco existentes, em particular no âmbito do Eurosistema. O documento apresenta uma breve caracterização do setor não financeiro português em termos de probabilidades de incumprimento e da transição entre as classes de notação de crédito. (JEL: C25, G24, G32)

Introdução

Este artigo apresenta um sistema de avaliação da qualidade creditícia das empresas não financeiras em Portugal. O objetivo principal é determinar os fatores que explicam a probabilidade de uma empresa ter um episódio de incumprimento de crédito significativo junto do sistema bancário no ano seguinte. O resultado deste sistema é uma probabilidade de incumprimento no crédito bancário no horizonte de um ano. Este valor é então mapeado para uma escala onde as empresas são agrupadas em classes homogêneas de risco. O facto da análise sobre a qualidade de crédito

Agradecimentos: Gostaríamos de agradecer a Lucena Vieira pela competência na disponibilização dos dados, a Manuel Lingo e Florian Resch (Banco Nacional da Áustria) por partilharem conosco a sua experiência na conceção de sistemas de notação de crédito, e aos nossos colegas do Departamento de Estatística e do Departamento de Estudos Económicos que nos ajudaram neste projeto.

E-mail: aantunes@bportugal.pt; hgoncalves@bportugal.pt; pmprego@bportugal.pt

<i>Credit Quality Step</i>	Limite superior de probabilidade de incumprimento
1 & 2	0,1
3	0,4
4	1,0
5	1,5
6	3,0
7	5,0
8	100

QUADRO 1. *Credit Quality Steps* no Eurosistema. Todos os valores em percentagem.

Fonte: BCE.

se centrar apenas em empréstimos bancários não restringe a sua aplicação por duas razões. Em primeiro lugar, a esmagadora maioria da dívida das empresas em Portugal é constituída por empréstimos bancários, sendo muito reduzido o número de empresas a emitir dívida titulada, normalmente grandes empresas. Em segundo lugar, o incumprimento na dívida titulada é altamente correlacionado com o incumprimento nos empréstimos bancários.

Cada classe de risco será identificada por uma notação de crédito a utilizar no resto deste artigo. Uma notação de crédito é então um indicador sintético que reflete várias características (por exemplo, solvência, liquidez, rendibilidade) e mede a capacidade da empresa em cumprir os seus compromissos financeiros.

Neste documento será usada a taxonomia do Eurosistema, onde uma notação de crédito é designada por *Credit Quality Step*. O Quadro 1 apresenta as diferentes classes e os limites superiores da probabilidade de incumprimento associados. Ver ECB (2015) para mais detalhes.

Este artigo recorre parcialmente ao trabalho anteriormente desenvolvido por Martinho e Antunes (2012), mas há uma vasta literatura académica sobre o tema (ver, por exemplo, Coppens *et al.* 2007; Lingo e Winkler 2008; Figlewski *et al.* 2012), bem como uma variedade de estudos produzidos por instituições públicas e privadas, incluindo o Banco Central Europeu (BCE), a Autoridade Bancária Europeia (EBA), a Fitch Ratings, a Moody's e a Standard & Poors.

As notações de crédito são usadas com diversas finalidades. A mais óbvia prende-se com o processo de concessão de crédito dos bancos. De facto, as notações de crédito são um instrumento muito importante para possibilitar a seleção de clientes de acordo com o nível de risco pré-definido por cada instituição financeira e para determinar também as próprias condições dos empréstimos. Uma notação de crédito mais positiva implica geralmente melhores condições de financiamento, incluindo menor custo e acesso a instrumentos mais diversificados como, por exemplo, o mercado de valores mobiliários.

Períodos de materialização mais acentuada do risco de crédito, como aquele observado recentemente em Portugal, colocam ainda mais ênfase

sobre a relevância do processo de avaliação de crédito. Os dados para 2015 mostram que a dívida total das sociedades não financeiras em Portugal representava 115% do PIB, um dos valores mais elevados na área do euro. Uma parte considerável dessa dívida está no balanço dos bancos, onde as sociedades não financeiras são responsáveis por cerca de 28% do crédito total (empréstimos bancários e títulos de dívida). A qualidade destes créditos tem vindo a deteriorar-se substancialmente nos últimos anos, colocando pressão sobre os resultados dos bancos e sobre os respetivos requisitos de capital. Entre dezembro de 2008 e dezembro de 2015 o rácio de crédito em incumprimento das sociedades não financeiras passou de 2,2% para 15,9%. No mesmo período, a parcela de empresas com crédito vencido aumentou 10 pontos percentuais, para 29% em dezembro de 2015.

Sistemas de alerta precoce que permitam ajudar a prever futuros incumprimentos são de extrema relevância para apoiar o processo de concessão de crédito a nível individual dos bancos, mas também, ao nível agregado, para auxiliar a análise da estabilidade financeira do sistema bancário com um todo. As notações de crédito são úteis porque permitem que os reguladores, bem como os restantes agentes no mercado, possam identificar potenciais problemas que se estejam a formar em certos grupos de empresas, definidos, por exemplo, ao nível dos setores de atividade ou dimensão. Isto é particularmente relevante num contexto onde os incentivos dos bancos em termos de reporte de informação precisa e consistente sobre as probabilidades de incumprimento foram desafiados. Por exemplo, Plosser e Santos (2014) mostram que os bancos com menores níveis de capital regulatório atribuem sistematicamente probabilidades de incumprimento inferiores do que os bancos com maiores níveis de capital regulatório. Este tipo de situação implica que dois empréstimos semelhantes concedidos à mesma empresa irão determinar diferentes requisitos de capital.

As notações de crédito são também um dado útil para testes de esforço ao setor financeiro, realizados com o objetivo de avaliar o impacto que alterações no ambiente económico podem ter sobre o desempenho do setor financeiro. Esta informação pode ser usada para estimar as perdas potenciais num determinado horizonte temporal e são, portanto, instrumentos essenciais para a gestão de risco das instituições financeiras, assim como para fins de supervisão. Para esta última finalidade, é também importante possuir um sistema de referência que permita validar os requisitos de capital de cada instituição financeira.

A existência de sistemas de avaliação de crédito independentes incentiva igualmente o investimento. As oportunidades de investimento são cada vez mais globais e diversificadas, o que dificulta substancialmente a decisão final de alocar recursos entre países e empresas. Ter ao dispor medidas sintéticas que permitam medir a capacidade de uma entidade para cumprir os seus compromissos financeiros facilita a tomada de decisão. Com efeito, é normal os investidores basearem parte das suas decisões de investimento na notação

de crédito das empresas dado que nem sempre é fácil ter acesso e analisar dados detalhados sobre cada empresa que apresenta uma oportunidade de investimento. As notações de crédito são usadas igualmente para a criação de produtos financeiros estruturados e como requisito básico para identificar os valores mobiliários que podem constituir a carteira de determinadas instituições financeiras, como por exemplo, os fundos de pensões.

A existência deste tipo de indicador tem ainda relevância para os mutuários de crédito, dado que uma boa classificação significa por norma um melhor acesso ao financiamento. Adicionalmente, os proprietários e os gestores das empresas podem usar as notações de crédito para obter uma medida objetiva da saúde financeira da empresa e também como medida de comparação com os seus competidores.

No âmbito da atual política monetária descentralizada do Eurosistema, os bancos centrais nacionais concedem diretamente liquidez às instituições de crédito residentes. A fim de proteger o Eurosistema de riscos financeiros¹, todas as operações de crédito têm como garantia ativos elegíveis que têm de cumprir elevados padrões de qualidade, definidos pelo *Eurosistem Credit Assessment Framework* (ECAAF). Os sistemas de avaliação de crédito são usados para estimar o risco de incumprimento das sociedades não financeiras, tendo uma dupla aplicação neste âmbito. Por um lado, essa avaliação determina se as instituições de crédito podem utilizar um ativo de uma determinada empresa como garantia. Por outro lado, no caso dos ativos elegíveis, a dimensão do *haircut* é definida igualmente pela notação de crédito.²

Para análise económica, as notações de crédito são particularmente úteis para avaliar o mecanismo de transmissão da política monetária e para analisar a qualidade do crédito concedido à economia através do sistema financeiro. Por exemplo, estas notações podem ser usadas para avaliar se o custo do financiamento de empresas com o mesmo nível de risco intrínseco é similar ou se existem outras variáveis que determinam o custo da dívida. Há diversas teorias que procuram explicar essas diferenças, baseadas por norma em assimetria de informação ou no nível de requisitos de capital dos bancos (ver, por exemplo, Santos e Winton 2015, e também Plosser e Santos 2014). É particularmente interessante a comparação de empresas de diferentes países da área do euro e a identificação da componente da taxa de juro que pode ser atribuída ao risco da empresa e a que se deve a outros fatores, nomeadamente problemas no mecanismo de transmissão da política monetária ou do risco

1. O colateral exigível para operações de refinanciamento inclui não só títulos de dívida mas também empréstimos a empresas não financeiras.

2. De forma a avaliar a qualidade do colateral, o Eurosistema toma em consideração informação de quadro possíveis fontes: (i) instituições externas de avaliação de crédito (IEAC); (ii) sistemas internos de avaliação de crédito dos bancos centrais nacionais (SIAC); (iii) sistemas baseados em notações de crédito internas (*IRB*, sigla em inglês); e (iv) ferramentas de notação de crédito fornecidas por terceiros (*RT*, sigla em inglês).

específico do país. Os dados utilizados pelos sistemas de avaliação de crédito são também importantes para identificar empresas com negócios viáveis mas cuja sobrevivência possa estar ameaçada devido a falta de financiamento. Esta informação pode ser usada para ajudar a definir políticas públicas de apoio que permitam solucionar problemas decorrentes de uma estrutura financeira desadequada em empresas com negócios viáveis.

Para fins estatísticos, a utilização de notações de crédito é direta. De facto, qualquer estatística baseada em informação individual de empresas pode ser apresentada por classe de risco, sendo disso exemplo a compilação de estatísticas de taxas de juro por classe de risco das empresas ou a simples repartição do total do crédito bancário por nível de risco dos mutuários.

De modo a descrever um sistema avaliação de crédito adequado às finalidades referidas anteriormente, este artigo está estruturado da seguinte forma. Em primeiro lugar, são apresentados os dados utilizados e é definido o conceito de incumprimento. Em segundo lugar, é descrita a metodologia subjacente ao sistema de avaliação de crédito, apresentando-se de seguida um exercício de calibração por forma a ajustar os resultados do modelo à escala de referência utilizada pelo Eurosistema. Posteriormente, são apresentados alguns resultados referentes às probabilidades de incumprimento estimadas e à matriz de transição entre classes de risco de crédito. Por último, apresenta-se uma conclusão da análise.

Dados

Este trabalho utiliza informação da Central de Balanços (CB) e da Central de Responsabilidades de Crédito (CRC), duas bases de dados geridas pelo Banco de Portugal. A CB contém informação económico-financeira da generalidade das empresas em Portugal obtida essencialmente através da Informação Empresarial Simplificada (IES). A CRC centraliza informação mensal sobre todas as exposições das empresas e particulares junto do setor financeiro em Portugal. Para os fins desta análise a informação da CB cobre o período 2005–2014 e a informação da CRC abrange o período 2002–2015.

Neste artigo apenas são consideradas empresas não financeiras privadas com pelo menos uma exposição junto do sector financeiro residente. Por simplificação de linguagem, serão referenciadas com o termo “empresas”. O facto de o objetivo desta análise ser estimar probabilidades de incumprimento justifica a exclusão de empresas sem empréstimos bancários. Adicionalmente, foram também excluídas as empresas com reporte incompleto ou incoerente à CB, como por exemplo são os casos de reporte de ativo total e/ou volume de negócios negativos. Ao nível da CRC, apenas são consideradas empresas com crédito efetivo, tendo-se excluído as que apenas tinham crédito renegociado e/ou abatido ao ativo. Para além disso, foram excluídas todas as empresas

cuja exposição de crédito junto do sistema financeiro (ou seja, agregada sobre todas as relações empresa-banco) fosse inferior a €10.000.

Definição de incumprimento

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. É possível que a mesma empresa possa ter mais do que um incumprimento durante o período de análise. No entanto, de modo a garantir que a amostra não é enviesada pela existência de empresas com incumprimento recorrente, excluimos todas as observações da empresa após o primeiro evento de incumprimento.

Apenas são consideradas empresas que ou são novas para o sistema financeiro durante o período em análise (isto é, empresas que não tiveram relações bancárias antes de 2005, possivelmente por nem sequer existirem), ou têm um historial de crédito de três anos totalmente limpo. As empresas que surgem na CRC já em incumprimento são excluídas.

Tratamento dos dados e definições das variáveis

De forma a aumentar a homogeneidade, dividimos a amostra em microempresas e o conjunto composto por todas as outras empresas (ou seja, pequenas, médias e grandes empresas). Estes dois grupos foram ainda subdivididos com base na classificação da atividade económica (CAE). Alguns setores de atividades foram agregados devido à afinidade entre eles, como foi o caso, por exemplo, da construção e do imobiliário. Em resultado deste processo obtiveram-se cinco setores de atividade distintos (indústria transformadora e extrativa; construção e imobiliário; comércio e setor primário; transportes e armazenagem; e serviços) e duas categorias para a dimensão (microempresas; todas as restantes empresas), para um total de dez conjuntos de empresas a usar nas estimações econométricas. Ver Quadro 2.

A CB dispõe de informação detalhada relativa às demonstrações financeiras das empresas não financeiras em Portugal. Para os fins desta análise foi utilizado apenas um subconjunto de variáveis. As diversas variáveis disponíveis podem ser categorizados em grupos específicos: alavancagem, rendibilidade, liquidez, estrutura de capital, dimensão e um grupo residual que corresponde a variáveis relacionadas com os rácios de balanço que não se enquadram em nenhum dos grupos previamente definidos. Todas as variáveis em nível foram redefinidas através da sua divisão pelo total do ativo, total do passivo corrente ou do passivo total,

#	Dimensão
1	Micro
2	Pequenas, médias e grandes
#	Setor de atividade
1	Indústria transformadora e extrativa
2	Construção e imobiliário
3	Comércio e setor primário
4	Utilities, transportes e armazenagem
5	Serviços

QUADRO 2. Classificação de empresas por dimensão e setor.

Fonte: Banco de Portugal.

Medidas de:	Variáveis
Alavancagem	Dívida financeira; Dívida bancária; Juros pagos
Rentabilidade	VAB por trabalhador; Resultados líquidos / Perdas; EBIT; <i>Cash flow</i> ; EBITDA
Liquidez	Caixa; Responsabilidades correntes
Estrutura de financiamento	Capital próprio; Ativo corrente; Ativo tangível
Dimensão	Ativo total; Idade; Volume de negócios; N.º de empregados
Outros fatores idiossincráticos	Salários; Débitos comerciais
Macroeconomia	Tx. incumprimento anual; Tx. cresc. do crédito; Tx. cresc. PIB Nominal; Tx. cresc. PIB Real

QUADRO 3. Resumo das variáveis usadas nas regressões.

Fonte: Banco de Portugal. Definições rigorosas das variáveis disponíveis a pedido.

consoante o caso. Indicadores cujo denominador possa ter valores negativos não são utilizados dado que poderiam gerar descontinuidades significativas quando o denominador está próximo de zero. Para ter em conta a possível influência do ciclo económico na probabilidade de incumprimento de uma empresa específica, foi considerado um pequeno conjunto de fatores macroeconómicos: o crescimento do PIB nominal e real, o crescimento do crédito total e a taxa de incumprimento agregada das empresas. Esta escolha foi motivada pela literatura sobre o tema; por exemplo, Figlewski *et al.* (2012) encontraram evidência de que o crescimento real do PIB e a taxa de incumprimento agregada das empresas são fatores determinantes para explicar as transições entre classes de notação de crédito. O Quadro 3 apresenta o subconjunto de variáveis da CB e os fatores macroeconómicos usados nesta análise.

Como mencionado anteriormente, as empresas com valores negativos para o total do ativo, do passivo ou do volume de negócios foram excluídas da análise. Foram também eliminadas as empresas com total de ativo, volume

de negócios ou número de empregados igual a zero. De modo a diminuir os valores de assimetria e curtose, variáveis estritamente positivas foram transformadas em logaritmos. Tendo em conta que esta transformação não é aplicável às variáveis que podem assumir valores negativos, o conjunto de variáveis foi ampliado com a classificação (ou *ranking*), em termos de cada variável e para cada observação, normalizada entre 0 e 1. As ordenações foram calculadas dentro de cada grupo ano-dimensão-setor de atividade de modo a aumentar a homogeneidade. As variáveis expressas em percentagem e os indicadores macroeconómicos foram mantidos no formato original.

Metodologia

Neste estudo desenvolvemos uma abordagem de seleção de variáveis baseada num sistema multicritério, tendo por base a metodologia definida por Imbens e Rubin (2015) na qual a seleção de variáveis explicativas é efetuada recorrendo à estimação de máxima verosimilhança. Esta metodologia seleciona as variáveis através de um processo iterativo baseado na capacidade de previsão individual de cada indicador. Uma determinada variável apenas será selecionada se a sua inclusão aumentar o poder explicativo do modelo acima de um determinado limiar. Esta abordagem é então alterada para os nossos fins específicos.

Seleção das variáveis explicativas

Começamos por estimar um modelo de base com efeitos fixos para a dimensão (excluindo o caso das microempresas) e para o setor de atividade (a um nível de desagregação de alguns subsetores). Para cada variável do conjunto inicial de N variáveis estimamos um modelo com os efeitos fixos mais essa variável. Estas regressões serão então comparadas com o modelo de base usando um teste de razão de verosimilhança (LR, de *likelihood ratio*). Em seguida o algoritmo escolhe a variável associada ao modelo com o valor de teste mais elevado, respeitando a restrição de se situar acima do valor inicial com um nível de significância de 5%, o que corresponde a um teste LR com um valor mínimo de 3,84.

O processo é então repetido, mas o modelo de referência é agora o modelo com os efeitos fixos mais a variável selecionada no passo anterior. A próxima variável será escolhida de entre as restantes $N - 1$ variáveis, sendo que a partir desta segunda etapa são impostas algumas condições adicionais de modo a lidar com potenciais problemas decorrentes da inclusão completamente automática de variáveis. Mais especificamente, são impostas as seguintes condições para que uma nova variável possa ser incluída no modelo:

1. Tem de apresentar uma correlação linear e não-linear inferior a 0,5 com qualquer uma das variáveis já presentes no modelo. Esta condição visa evitar potenciais problemas de multicolinearidade.
2. Deve ser estatisticamente significativa na nova regressão com um nível de significância mínimo de 5%, devendo o mesmo continuar a verificar-se para todas as variáveis incluídas anteriormente. Pretende-se assim evitar que na especificação final do modelo possam subsistir variáveis estatisticamente não significativas.
3. A nova especificação do modelo deve melhorar o AUROC face ao seu valor anterior³. Para além disso, deve melhorar também o critério de informação AIC. Esta condição procura evitar o potencial sobreajustamento do modelo, dado que o AIC penaliza a inclusão de variáveis adicionais.

O processo termina quando nenhuma variável adicional preenche as condições 1–3 ou, para evitar a proliferação de parâmetros, foi atingindo um máximo de dez variáveis. Com o objetivo de manter a abordagem tão simples e replicável quanto possível, foi escolhida uma especificação Logit.

Todos os dez modelos (um por cada combinação de dimensão e setor de atividade) foram estimados utilizando o total de observações existentes, abrangendo o período de 2005 a 2014 no que respeita a informação económico-financeira das empresas. Todas as variáveis explicativas pertencem ao final do ano atual t . A variável dependente é o indicador da ocorrência de um evento de incumprimento no ano seguinte $t + 1$. É de notar que quando a restrição sobre o número máximo de variáveis é removida nenhum dos dez modelos inclui mais de 13 variáveis. Adicionalmente, ao analisar a evolução do AUROC com a inclusão de cada variável adicional é possível verificar que este indicador tende a estabilizar antes da inclusão da décima variável; ver Gráfico 1.

Um resumo dos resultados

Após a aplicação aos dados da metodologia apresentada, foram feitas dez estimações de modelos Logit; o Quadro 4 apresenta alguma informação sobre eles⁴. Uma primeira observação pode ser feita analisando o ajustamento geral dos modelos aos dados, algo que pode ser avaliado através do AUROC⁵. Esses mesmos valores variam entre 0,72 e 0,84, rejeitando confortavelmente

3. O acrónimo AUROC significa *area under the Receiver Operator Characteristic*. Ver Lingo e Winkler (2008) e Wu (2008) para a definição e propriedades estocásticas desta medida sintética.

4. Na aplicação concreta não foram usadas as variáveis originais, à exceção dos casos em que as mesmas representavam rácios ou taxas de crescimento, dado que o algoritmo escolheu sempre as variáveis transformadas (em logaritmo ou classificação).

5. Para uma crítica do AUROC como medida do poder discriminante de um modelo no contexto de validação de modelos, ver Lingo e Winkler (2008).

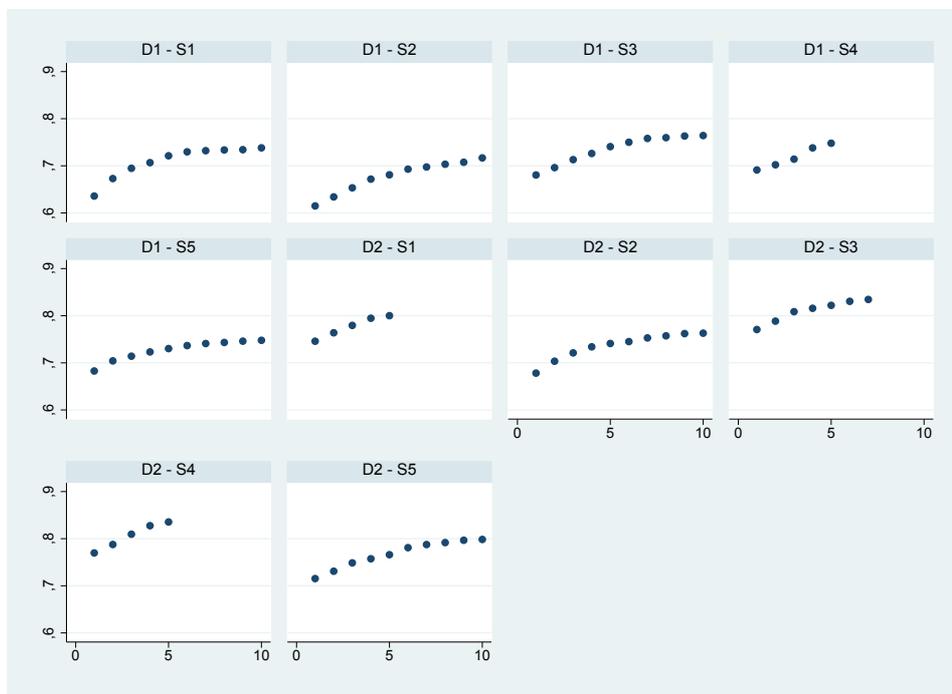


GRÁFICO 1: AUROC em função do número de variáveis selecionadas de acordo com a metodologia definida no texto. D# indica a categoria de dimensão # e S# indica o setor de atividade #; ver Quadro 2 para mais detalhes.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

a hipótese de que os modelos são equivalentes a uma classificação aleatória. Adicionalmente, a estatística de Brier para cada modelo, uma medida também para a adequação do modelo aos dados, é consideravelmente pequena. No caso do teste de Spiegelhalter (1986) aplicado a cada modelo individualmente (resultados não reportados) verifica-se que o nível de incumprimento estimado é consistente com o nível de incumprimento observado empiricamente.

Embora a metodologia utilizada implique estimar dez modelos separadamente, é possível observar várias semelhanças entre eles. O Quadro 5 apresenta um resumo das variáveis mais frequentemente escolhidas pelo algoritmo. Os diferentes modelos identificam um conjunto de variáveis mais importantes, mesmo que por vezes sejam escolhidas pequenas variantes da mesma variável: por exemplo, as medidas de liquidez dadas pelo quociente entre caixa e total do ativo ou entre caixa e ativo corrente são sempre escolhidas, ainda que nunca sejam ambas escolhidas pelo mesmo modelo.

Grupo	Obs.	Incump. ^{tos}	Tx. incump.	# variáveis	AUROC	Brier Score
D1 - S1	58063	3000	5,17%	10	0,738	0,047
D1 - S2	53543	2965	5,54%	10	0,717	0,050
D1 - S3	178178	7696	4,32%	10	0,764	0,039
D1 - S4	2681	121	4,51%	5	0,748	0,041
D1 - S5	123048	5336	4,34%	10	0,748	0,040
D2 - S1	98065	3887	3,96%	5	0,800	0,035
D2 - S2	58325	3861	6,62%	10	0,763	0,057
D2 - S3	96738	3062	3,17%	7	0,835	0,028
D2 - S4	3903	128	3,28%	5	0,836	0,030
D2 - S5	73782	2476	3,36%	10	0,798	0,031
Total	746326	32532	4,36%	n.d.	0,777	0,0393

QUADRO 4. Um resumo das estimações Logit para os dez tipos de empresas. Valores a negrito indicam que o procedimento parou ao atingir o limite de variáveis explicativas. D# indica a categoria de dimensão # e S# indica o setor de atividade #; ver Quadro 2 para mais detalhes.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

Todos os modelos incluem uma medida de rendibilidade, alternando entre o rácio de *cash flow* para total do ativo e o rácio de resultados líquidos para total do ativo, para além de uma medida de liquidez. Nove dos dez modelos incluem também o custo do crédito, bem como uma medida para o peso do passivo corrente no total do ativo. Oito modelos incluem uma medida para endividamento e sete modelos uma medida do peso dos salários dos trabalhadores no total do ativo. Para sete modelos, é escolhida uma variável macroeconómica (de entre a taxa de crescimento do PIB nominal, a taxa de crescimento do total do crédito e a taxa de incumprimento agregada). Finalmente, seis modelos incluem a idade da empresa e cinco modelos incluem uma *proxy* para a produtividade da empresa medida pelo VAB por trabalhador.

Curiosamente, o peso de dívida comercial em relação ao total do passivo é selecionado cinco vezes, em todos os casos para o grupo das microempresas. Este resultado sugere que para este grupo de empresas o comportamento dos fornecedores é particularmente relevante.

Outro resultado significativo é que as variáveis que mais frequentemente são escolhidas pelo algoritmo são normalmente selecionadas em primeiro lugar, o que sugere que estas variáveis têm o maior contributo para o poder explicativo do modelo. Neste grupo destacam-se as variáveis que medem a rendibilidade da empresa, que são sempre as primeiras a ser escolhidas pelo algoritmo nos dez modelos.

Uma observação adicional relevante consiste no facto de o coeficiente de cada variável ter em cada modelo o sinal esperado, apesar de o algoritmo

Variável	# vezes selecionada	Classificação média	Sinal do coef.
r(Cash flow / Total ativo)	6	1,0	-
r(Resul. líq. / Total ativo)	4	1,0	-
r(Juros pagos / Dívida fin.)	9	3,1	+
r(Passivo corrente / Total ativo)	5	3,4	+
r(Idade)	5	4,4	-
r(Salários / Total ativo)	5	4,6	-
r(Caixa / Ativos correntes)	6	6,0	-
r(Dívida fin. / Total ativo)	5	5,6	-
log(Passivo corrente / Total ativo)	4	4,5	+
r(Caixa / Total ativo)	4	5,8	-
r(Dívida comercial / Passivo corrente)	5	7,2	+
log(Dívida fin. / Total ativo)	2	3,0	+
r(VAB por trabalhador)	5	7,8	-
Tx. cresc. PIB Nominal	3	6,3	-
Tx. cresc. crédito total	2	5,0	+
Tx. incumprimento anual	2	5,0	+
log(Capital próprio / Total ativo)	1	3,0	-
r(Dívida bancária / Total ativo)	1	4,0	+
r(N.º trabalhadores)	2	8,5	+
log(Salários / Total ativo)	2	9,0	-
log(Volume negócios)	2	9,5	-
log(Idade)	1	7,0	-
r(Ativo corrente / Total ativo)	1	10,0	-

QUADRO 5. Resultados qualitativos do procedimento de escolha de variáveis. r(·) representa a classificação da variável calculada para o grupo de dimensão-setor no ano corrente; log(·) representa o logaritmo natural da variável. A segunda coluna contém o número de vezes que a variável é escolhida (num máximo de dez modelos). A terceira coluna apresenta a classificação média (1 corresponde a primeira escolha, 10 a décima escolha) da variável. A quarta coluna indica o sinal do coeficiente na estimação Logit do evento de incumprimento. As variáveis são ordenadas pelo produto entre o inverso do número de vezes em que a variável é escolhida e a respetiva classificação média, em ordem ascendente. D# indica a categoria de dimensão # e S# indica o setor de atividade #; ver Quadro 2 para mais detalhes.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

não ter qualquer restrição a esse respeito. Para além disso, sempre que uma variável é selecionada em mais do que um modelo o sinal do coeficiente permanece o mesmo.

Calibração das classes de crédito

O próximo passo na criação de uma ferramenta de atribuição de risco de crédito é calibrar o modelo de forma a que as taxas de incumprimento observadas em cada uma das classes de crédito sejam consistentes com a taxa de incumprimento tipicamente usadas para as definir (ver Quadro 1). Este passo é normalmente necessário porque, embora a taxa de incumprimento condicional média estimada pelo modelo coincida com a

taxa de incumprimento média observada, isto pode não se verificar para diferentes grupos de empresas ou diferentes classes de risco. Um requisito básico para a calibração que se pretende implementar é que a taxa global de incumprimento seja consistente com a taxa de incumprimento condicional proveniente dos modelos estimados. Embora este requisito seja genericamente alcançado na amostra usada, uma questão pode ainda assim ser colocada: será a probabilidade de incumprimento condicional consistente também para as diferentes categorias de risco?

Para responder a esta questão, precisamos primeiro de definir o conceito de *z-score* no contexto da nossa análise. O modelo Logit usado na metodologia descrita anteriormente é caracterizado em termos de uma variável latente não observada que é depois transformada num valor entre 0 e 1 correspondente à probabilidade de incumprimento. De forma a manter a análise simples, é suficiente referir que os coeficientes β de cada um dos modelos Logit são estimados de forma a que a probabilidade de incumprimento seja, dentro do possível, representada por

$$\Pr\{\text{incump}_{t+1} = 1|x_t\} = \frac{1}{1 + e^{-x_t\beta}}$$

onde incump_{t+1} é um indicador de um evento de incumprimento no ano $t + 1$, x_t é um vetor (linha) de regressores no ano t – incluindo a constante e variáveis ao nível da empresa e eventualmente também da economia – e β é um vetor (coluna) dos coeficientes. Uma propriedade destes coeficientes faz com que a média amostral da probabilidade estimada de incumprimento (calculada pela equação anterior) seja igual à média dos valores observadas para a taxa de incumprimento. O *z-score* de cada uma das observações é definido simplesmente como a estimativa da variável latente, ou seja, $z_t = x_t\beta$.

A resposta à questão anteriormente colocada é genericamente positiva. O Gráfico 2 apresenta as probabilidades de incumprimento estimadas pelo modelo (a linha a traço-ponto) assim como as taxas de incumprimento médias observadas (os pontos do gráfico). Cada ponto representa a fração de incumprimentos para grupos de empresas com *z-scores* semelhantes. Quanto mais baixo (isto é, mais negativo) for o *z-score*, mais reduzida será a probabilidade de incumprimento da empresa. Podemos verificar que a especificação Logit é uma boa representação da relação entre os *z-scores* e a taxa de incumprimento observada para os diferentes grupos de empresas ao longo de toda a distribuição de *z-scores*.

Uma forma de tentar melhorar o ajustamento da linha aos pontos é usar uma aproximação mais flexível. Embora este procedimento não seja inteiramente consistente com a estimação, consideramos este exercício um ajustamento e não algo passível de invalidar os resultados obtidos através da análise de regressão. Nesse sentido, a linha a cheio representa essa tentativa: mais especificamente, é uma curva semi-paramétrica que interpola os pontos

do gráfico. Podemos verificar que ambas as curvas (a Logit e a versão semi-paramétrica) sugerem a mesma relação, sendo que a curva semi-paramétrica se mantém ligeiramente acima da curva Logit para *z-scores* muito negativos. Isto sugere que, para este intervalo de *z-scores*, a curva semi-paramétrica será mais conservadora a atribuir uma probabilidade de incumprimento às empresas.

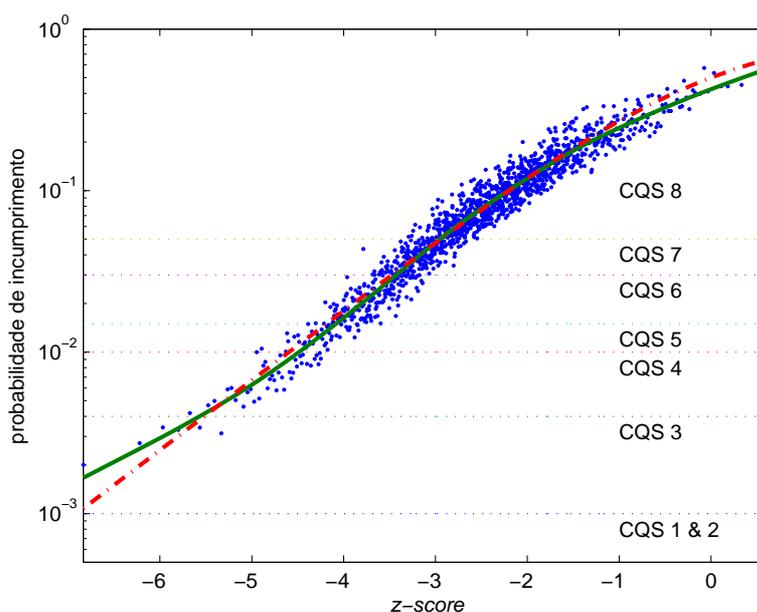


GRÁFICO 2: Probabilidades de incumprimento das empresas. Cada ponto representa a taxa de incumprimento de conjuntos de empresas com *z-scores* semelhantes. Estão também representados os limites superiores de taxas de incumprimento de cada *Credit Quality Step* tal como definidos pelo Eurosistema.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

De seguida detalhamos com mais pormenor o procedimento usado para ajustar a curva semi-paramétrica aos pontos, sendo que o leitor menos interessado no detalhe matemático pode confortavelmente saltar para a secção seguinte.

Ajustando uma curva aos pontos

Os pontos do Gráfico 2 representam a probabilidade de incumprimento empírica para grupos de observações na amostra. Cada ponto no gráfico é retirado do conjunto de pontos $S^n = \{(\hat{d}_q^n, \hat{z}_q^n)\}_{q=1, \dots, Q^n}$. Estes pontos foram obtidos da seguinte forma. Em primeiro lugar, colocámos todos os *z-scores* por ordem crescente (estes são normalizados e podem ser comparados entre

os diferentes grupos de empresas) na amostra. Em seguida, identificaram-se os primeiros n incumprimentos e definiu-se r_1^n como o número de ordem da observação com o n -ésimo incumprimento. De seguida, agruparam-se essas observações no conjunto $A_1^n = \{z_1, \dots, z_{r_1^n}\}$. Calculou-se então o rácio $\hat{d}_1^n = \frac{n}{\#A_1^n}$ e definiu-se \hat{z}_1^n como a mediana do conjunto A_1^n . Repetiu-se este procedimento para o grupo seguinte de n incumprimentos, construindo-se assim o conjunto $A_2^n = \{z_{r_1^n+1}, \dots, z_{r_2^n}\}$, a taxa de incumprimento $\hat{d}_2^n = \frac{n}{\#A_2^n}$ e o z -score mediano \hat{z}_2^n . Este processo foi repetido sucessivamente até se percorrerem todas as observações, totalizando um total de Q^n conjuntos de taxas de incumprimento empíricas e respetivos z -scores. Importa realçar que, para todo q , se tem $\hat{z}_{q-1}^n \leq \hat{z}_q^n \leq \hat{z}_{q+1}^n$, isto é, esses conjuntos estão também eles ordenados em ordem ascendente em termos de z -scores, embora não necessariamente em termos de probabilidades de incumprimento. Nem todos os pontos foram representados no Gráfico 2, tendo sido usada apenas uma sua amostra representativa.

Uma palavra sobre o processo de escolha de n . Se este número for muito pequeno, o desvio-padrão da probabilidade empírica estimada será relativamente elevado. De forma a tornar isto claro, assumamos que o evento de crédito segue uma distribuição binomial dentro do conjunto A_q^n , e use-se o estimador \hat{d}_q^n para a probabilidade de incumprimento. Uma estimativa do desvio-padrão de \hat{d}_q^n será

$$\sqrt{\frac{\hat{d}_q^n(1 - \hat{d}_q^n)}{\#A_q^n - 1}}$$

que decresce com $\#A_q^n$. Nas nossas simulações foi usado $n = 23$ porque, dada a escassez relativa de z -scores muito negativos (associados a probabilidades de incumprimento relativamente baixas), pretendíamos obter estimativas significativas para as taxas de incumprimento, mesmo para classes de crédito elevadas. Com esta escolha acabámos por ter Q^{23} próximo de 1400. Mais à frente iremos abordar a significância estatística destas estimativas decorrentes desta escolha. A robustez geral dos resultados desta análise relativamente ao valor de n é realizada noutra local. Para comodidade iremos simplificar a notação e retirar n das expressões que se seguem.

De forma a manter a análise tão simples quanto possível, ajustou-se uma *smoothing spline* aos pontos do gráfico. A *smoothing spline* é uma curva semi-paramétrica que se aproxima do conjunto de pontos do gráfico, e que ao mesmo tempo penaliza a ocorrência de pontos de inflexão ao longo de toda a curva. Escolheu-se a seguinte especificação:

$$s(\cdot) = \arg \min_p \sum_{q=1}^Q (\log(\hat{d}_q) - s(\hat{z}_q))^2 + (1-p) \int_{\hat{z}_1}^{\hat{z}_Q} (s''(z))^2 dz.$$

Nesta formulação, a função $s : [\hat{z}_1, \hat{z}_Q] \rightarrow [-\infty, 0]$ é uma *spline* cúbica definida para o conjunto de pontos de S . A *spline* cúbica é um conjunto de polinómios

cúbicos definidos em intervalos e “colados” nos z -scores distintos contidos em S . Por construção, $s(\cdot)$ possui segunda derivada contínua $s''(\cdot)$ em todos os pontos. O parâmetro p controla a suavidade da curva de interpolação. Se p for próximo de 1, obtém-se a chamada interpolação cúbica natural, que passa por todos os pontos de S . Se p for próximo de 0, a penalização da segunda derivada garante que a solução será uma interpolação linear, que tem segunda derivada nula.

A *smoothing spline* com $p = 0,3$ encontra-se representada no Gráfico 2 como a linha a cheio.

No Gráfico 2 verifica-se claramente que a probabilidade de incumprimento empírica será ainda uma medida algo “ruidosa”: embora cada ponto represente o z -score mediano de um conjunto de observações conducente a um determinado número de incumprimentos (23 incumprimentos), é possível ter grupos com empresas muito semelhantes – no sentido em que possuem z -scores muito próximos – e ainda assim registarem-se taxas de incumprimentos relativamente díspares entre esses grupos de empresas. Essa preocupação pode ser respondido olhando para o desempenho dos modelos em termos de AUROC, que foi apresentado anteriormente. Em todo o caso, a forma genérica da nuvem de pontos diz-nos que o quadro analítico capta razoavelmente bem a probabilidade de incumprimento das empresas: um modelo aleatório iria gerar uma nuvem de pontos ao longo de uma linha horizontal. O gráfico implica assim que, mesmo quando podem ser obtidos AUROC elevados, o evento de crédito é ainda um evento muito incerto.

Definição de classes de crédito

O procedimento escolhido para categorizar empresas de acordo com as classes de crédito consiste (i) na obtenção de valores de referência para probabilidade de incumprimento de fontes externas, seguida (ii) da escolha dos limiares em função do z -score para as diferentes classes de risco de crédito e finalmente (iii) a confirmação, *a posteriori*, de que as probabilidades de incumprimento observadas para a amostra são consistente com as probabilidades usadas para as classes de crédito. Adicionalmente, apresentamos uma análise mais detalhada das transições de empresas entre diferentes classes de crédito e para incumprimento.

Focando a análise na calibração das classes de risco de crédito, as linhas tracejadas horizontais no Gráfico 2 representam o limite superior das classes de crédito de acordo com o sistema de classes de crédito usado pelo Eurosistema (ver Quadro 1). Por exemplo, a classe 3 corresponde à classe de crédito de pior qualidade para a qual, no quadro regular da política monetária,

6. Tecnicamente, se existirem pontos em S com o mesmo z -score, a interpolação natural passa pela média dos logaritmos das taxas de incumprimento por entre todos os pontos com o mesmo z -score.

os empréstimos das empresas podem ainda ser usados como colateral pelas instituições financeiras para fins de operações de refinanciamento junto do Eurosistema. Ao invés de usarmos a curva Logit para calcular as probabilidades condicionais – que é representada no gráfico pela linha a traço-ponto – adotámos a versão semi-paramétrica e ajustamos uma *smoothing spline* a este grupo de pontos. Foram efetuados exercícios adicionais de robustez no que diz respeito aos parâmetros da *smoothing spline* que não são apresentados neste artigo.

Comparando a curva semi-paramétrica com a curva Logit, no Gráfico 2, verificamos que, para as probabilidades de incumprimento estimadas mais reduzidas de que possuímos observações, a *smoothing spline* é mais conservadora na classificação de classe de crédito, sendo a curva Logit mais conservadora para os *z-scores* localizados na zona intermédia. Para probabilidades de incumprimento um pouco superiores as duas curvas são aproximadamente equivalentes, enquanto que para probabilidades de incumprimento estimadas mais altas a curva Logit é novamente mais conservadora do que a *smoothing spline*.

A estratégia seguida nesta secção será usar as intersecções da *smoothing spline* com o limite superior das classes de crédito para definir limites em termos de *z-scores*⁷. Estes valores podem ser observados no Gráfico 3, onde também apresentamos o limite superior em termos de probabilidade dentro de cada classe.

Importa, no entanto, referir dois aspetos. Por um lado, verifica-se claramente que mesmo com esta estratégia é necessária uma avaliação pós-estimação. Isto verifica-se já que, embora os novos limites das classes sejam definidos em função dos *z-scores*, se as taxas de incumprimentos observadas forem demasiado incertas estas não terão poder discriminante relativamente às classes adjacentes. O facto de os pontos representarem uma função relativamente harmoniosa da probabilidade de incumprimento em termos dos *z-scores* sugere uma razoável capacidade do método de classificação em gerar resultados consistentes.

Por outro lado, não nos é possível classificar empresas em classes de crédito com probabilidades de incumprimento abaixo de um certo limiar. Isto é devido à escassez de observações classes de menor risco. Por exemplo, o limite superior da probabilidade de incumprimento admissível para *Credit Quality Step 1* seria 0,03% ao longo de um ano⁸. Tal probabilidade sugere que seriam necessárias aproximadamente 67 mil observações classificadas nessa classe de forma a ser expectável observar cerca de 20 incumprimentos⁹. Dado

7. Para a classe 1 & 2, a intersecção foi extrapolada. Ver secção seguinte.

8. Esta classe seria genericamente equivalente a um rating de AA- ou superior (no caso da Fitch e da Standard & Poors) ou Aa3 ou superior (para a Moody's).

9. Isto é, $20 \times \frac{1}{0,0003} \approx 67.000$ observações.

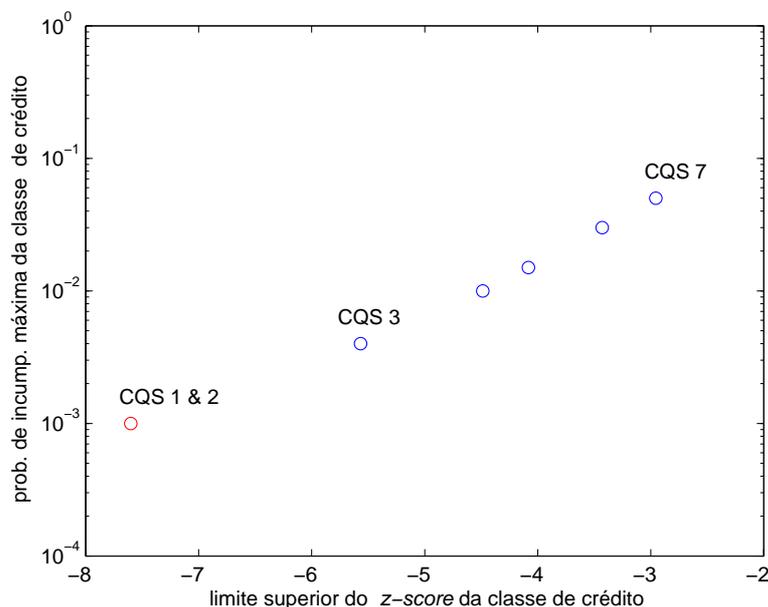


GRÁFICO 3: Limiares para classes de crédito em termos de *z-score* definidos de acordo com o texto.

Fonte: BCE, Banco de Portugal e cálculos dos autores.

que não nos é possível classificar este número de empresas nesta classe de crédito, não nos é igualmente possível garantir que estas empresas tenham efetivamente uma probabilidade de incumprimento compatível com classe de nível 1. Mesmo no caso de reduzirmos o número de incumprimentos expectáveis para, digamos, 5, seriam mesmo assim necessárias cerca de 17 mil observações. Na prática, para a nossa amostra verificamos que são justificáveis limites até à classe de nível 2, uma vez que podemos estimar taxas de incumprimento de forma consistente. Utilizando a notação anterior, podemos confirmar este facto ao verificarmos que $\hat{d}_1^{23} = \frac{23}{11486} = 0,002$, ou seja, os primeiros 23 incumprimentos ocorrem para os 11.486 *z-scores* mais negativos. Esta taxa de incumprimento é significativamente inferior ao limite superior da classe de crédito de nível 3 e acima do limite superior da classe de crédito de nível¹⁰ 2. Ao analisarmos a curva ajustada do Gráfico 2, concluímos que a classe 3 pode ser usada na extrapolação de uma classe de nível superior. Por esta razão, agregamos as classes de crédito de níveis 1 e 2 na classe designada por “1 & 2”. No Gráfico 4 apresentamos as taxas de incumprimento

10. Assumindo uma distribuição binomial, os limites inferior e superior do intervalo de confiança a 90% para \hat{d}_1^{23} são 0,13% e 0,27%, respetivamente.

observadas para cada classe usando os limites apresentados no Gráfico 3. São também apresentados os limites superiores das probabilidades de incumprimento para cada classe de crédito. Dado estarmos a usar um procedimento conservador no cálculo dos limites, podemos verificar que, à exceção da classe 1 & 2, as taxas de incumprimento observadas são inferiores ao limite superior de cada classe. Adicionalmente, assumindo uma distribuição binomial dentro de cada classe¹¹, o limite inferior do intervalo de confiança a 90% da taxa de incumprimento encontra-se acima do limite superior da classe de crédito adjacente com melhor qualidade (à esquerda), enquanto o limite superior do intervalo se encontra abaixo do limite superior da própria classe.

Classes com poucas observações

A classe 1 & 2 merece uma especial atenção. De uma amostra com cerca de 740 mil observações desde 2005 até 2014, a metodologia descrita anteriormente permite-nos classificar 1177 observações nesta classe. Destas, apenas 2 observações tiveram um evento de incumprimento de crédito. A significância estatística da taxa de incumprimento empírica é, portanto, muito baixa: um evento de incumprimento adicional altera consideravelmente a taxa de incumprimento observada para esta classe. No Gráfico 4 este facto pode ser verificado olhando para a amplitude do intervalo de confiança a 90%, cujo limite inferior é 0 e o limite superior é 0,35%. Isto também significa que não é possível rejeitar a hipótese nula de que, assumindo uma distribuição binomial, a probabilidade de incumprimento real seja inferior a 0,1%.

Em conclusão, será de esperar que o modelo seja capaz de distinguir de forma consistente as empresas em termos das classes de crédito, ao mesmo tempo que se define a melhor classe agregando todas as empresas maior qualidade de crédito. O poder discriminante do modelo é afetado pelo número de observações em cada classe; consideramos justificável classificar empresas até à classe 2. Na secção seguinte, apresentamos uma análise das transições de empresas entre as diferentes classes e para incumprimento.

Alguns resultados

De seguida apresentamos alguns dos resultados da aplicação deste sistema de classificação do crédito aos nossos dados. Os resultados são consistentes com a observação do Gráfico 2 de que os *z-scores* parecem ser um bom mecanismo de diferenciação das empresas no que diz respeito à propensão para o incumprimento.

11. De acordo com uma distribuição binomial, a taxa de incumprimento observada de uma dada classe é o estimador de máxima verosimilhança da taxa de incumprimento.

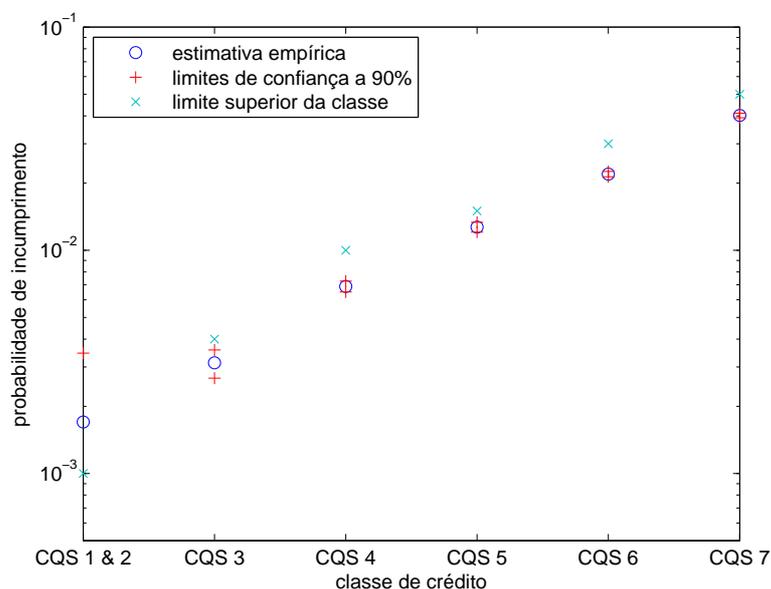


GRÁFICO 4: Probabilidades de incumprimento por classe de crédito utilizando os limiares em termos de *z-score* definidos de acordo com o texto. Os intervalos de confiança são estimados admitindo que em cada classe o evento de incumprimento obedece a uma distribuição binomial. Estão também representados por linhas horizontais a tracejado os limites superiores de taxas de incumprimento de cada *Credit Quality Step* tal como definidos pelo Eurosistema.

Fonte: BCE, Banco de Portugal e cálculos dos autores.

Dinâmica do risco de crédito

As tabelas de transição são uma forma útil de caracterizar a dinâmica das empresas entre as diferentes classes de crédito e para o incumprimento. Tipicamente, estas tabelas apresentam a probabilidade da empresa se “deslocar” para uma classe de crédito específica ou para incumprimento, condicional à classe de crédito atual. O Quadro 6 apresenta algumas estatísticas descritivas genéricas da amostra, incluindo as taxas de incumprimento observadas por classe de crédito, assim como as saídas da amostra sem a ocorrência de incumprimento.

Em geral, verifica-se que as taxas de incumprimento em todas as classes variam consideravelmente, estando, no entanto, próximas tanto dos valores previstos pelo modelo como do limite superior da respetiva classe (Gráfico 4). A classe 8 é a mais prevalente, ao passo que a classe 1 & 2 é a menos numerosa, contabilizando apenas 0,16% do total das observações, como seria de esperar pelos resultados anteriores. Mais uma vez, o teste de Spiegelhalter (1986) aplicado a cada uma das classes não nos permite rejeitar (à exceção da classe

8) a hipótese nula de que as probabilidades de incumprimento estimadas pelo modelo são iguais à verdadeira, mas desconhecida, probabilidade de incumprimento da empresa¹².

Relativamente às taxas de saída da amostra sem a ocorrência de incumprimento, os valores variam entre 11% e 18%, com uma taxa média de 13,8%. Estas transições são definidas como saídas permanentes da amostra sem que ocorra um evento de crédito, e podem ser motivados por qualquer dos seguintes eventos: (i) saída de atividade devido a fusão, aquisição ou extinção formal; (ii) todos os empréstimos da empresa foram amortizados; (iii) pelo menos um dos regressores selecionados para o modelo Logit não foi reportado pela empresa. Importa referir que os incumprimentos podem ser detetados mesmo que a empresa deixe de reportar informação para a CB dado que os bancos mantêm a obrigatoriedade de reportar qualquer empréstimo em incumprimento por empresas legalmente existentes. Estes números comparam favoravelmente com análises equivalentes na literatura. Por exemplo, Figlewski *et al.* (2012) reportam que, de uma amostra de cerca de 13.000 observações, a taxa de saída é de 33%.

Ao longo do tempo, as probabilidades de incumprimento estimadas pelo modelo ajustam-se razoavelmente às taxas de incumprimento observadas. Uma exceção a este padrão ocorreu em 2009, onde as taxas de incumprimento observadas foram consideravelmente superiores ao que a respetiva classe de risco sugeriria. No entanto, este fenómeno aconteceu também noutros países. Ver, por exemplo, o Gráfico 14 de Vazza e Kraemer (2015). No Quadro 7 este fenómeno pode ser verificado pelas diferenças entre as taxas de incumprimento observadas no ano t e os valores estimados no ano $t - 1$ para o ano t . Podemos verificar que a maior parte da variação provém da classe de maior risco, onde os setores da construção e agências imobiliárias, assim como as microempresas, estão sobre-representadas (ver o Quadro 9 mais adiante).

O Quadro 8 apresenta a tabela de transição para o conjunto das empresas que se mantêm na amostra de um ano para o outro sem a ocorrência de um evento de incumprimento. O quadro mostra que em 3 das 7 classes a maioria das empresas permanece na mesma classe de crédito. Observa-se igualmente que a larga maioria das empresas ora permanece na mesma classe de crédito, ora transita para a categoria adjacente, quer superior quer inferior. Adicionalmente, é possível verificar que as empresas apresentam uma maior probabilidade de sofrer uma redução na classe de crédito do que ocorrer o inverso, à exceção da classe 8 por razões óbvias.

A estrutura markoviana da matriz permite-nos calcular a distribuição de longo prazo para todas as classes de crédito (conhecida pela distribuição “ergódica”). Esta distribuição seria a distribuição prevalente num futuro

12. Para a classe 8 de facto rejeita-se a hipótese nula com 5% de significância estatística. A taxa de incumprimento média estimada pelo modelo é de 10,0% ao passo que a correspondente taxa observada é de 10,3%. Ver o Quadro 6.

CQS	Saídas	Taxa de incumprimento			Proporção no total da amostra
		Observada	Estimada	Limite superior	
1 & 2	16,4	0,17	0,10	0,10	0,16
3	11,1	0,31	0,28	0,40	5,5
4	11,6	0,69	0,69	1,00	16,7
5	11,8	1,27	1,24	1,50	11,1
6	12,4	2,20	2,17	3,00	21,8
7	13,1	4,02	3,91	5,00	16,0
8	17,6	10,3	10,00	100	28,8
Total da amostra	13,8	4,36	4,25	n.d.	100

QUADRO 6. Taxas de incumprimento estimadas e observadas e taxas de saída da amostra sem evento de crédito, por classe de risco de crédito. As taxas de incumprimento estimadas têm implícita a metodologia semi-paramétrica. Todos os valores em percentagem. A taxa de incumprimento estimada para a classe CQS 1 & 2 é definida como o limite superior da classe.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

CQS	Tx. incump.	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	Total
1 & 2	Estimada	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
	Observada	0,00	1,75	0,00	0,00	0,72	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,17
3	Estimada	0,29	0,28	0,29	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28	0,28
	Observada	0,16	0,30	0,33	0,78	0,17	0,27	0,42	0,22	0,26	0,39	0,31
4	Estimada	0,70	0,70	0,70	0,70	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
	Observada	0,48	0,51	0,64	0,87	0,42	0,77	1,13	0,77	0,70	0,46	0,69
5	Estimada	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24
	Observada	0,82	1,00	1,46	1,82	1,05	1,59	1,89	1,34	1,02	0,66	1,27
6	Estimada	2,17	2,17	2,18	2,18	2,18	2,17	2,17	2,17	2,16	2,16	2,17
	Observada	1,35	1,84	2,41	3,33	1,70	2,54	3,40	2,21	1,68	1,42	2,20
7	Estimated	3,90	3,90	3,91	3,91	3,91	3,91	3,90	3,92	3,90	3,89	3,91
	Observed	2,61	3,56	4,64	6,09	2,99	4,51	5,86	3,99	3,30	2,35	4,02
8	Estimada	9,06	9,20	9,32	9,52	10,30	10,25	10,62	10,95	10,20	9,78	10,04
	Observada	6,57	7,99	10,43	14,44	8,09	11,00	15,29	11,32	8,59	6,42	10,31
Total	Estimada	3,77	3,91	4,03	4,30	4,64	4,25	4,59	4,82	4,13	3,75	4,25
	Observada	2,63	3,40	4,54	6,53	3,62	4,68	6,74	4,98	3,47	2,43	4,36

QUADRO 7. Taxas de incumprimento observadas e estimadas pelo modelo, ao longo do tempo e por classe de crédito. As taxas de incumprimento estimadas têm implícita a metodologia semi-paramétrica. Todos os valores em percentagem. A taxa de incumprimento estimada para a classe CQS 1 & 2 é definida como o limite superior da classe.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

CQS no ano t	CQS no ano t+1						
	1 & 2	3	4	5	6	7	8
1 & 2	36,5	55,9	5,9	0,7	0,8		0,1
3	1,5	56,5	32,0	4,5	3,6	1,1	0,8
4	0,0	10,7	51,3	17,3	13,7	4,1	2,8
5	0,0	2,0	25,8	26,1	30,6	9,3	6,2
6	0,0	0,8	9,4	14,4	40,2	20,5	14,7
7		0,3	3,5	5,3	24,6	31,8	34,4
8		0,1	1,4	2,2	9,1	16,0	71,2

QUADRO 8. Transições entre diferentes classes de risco de crédito, condicionais à empresa estar incluída na amostra em dois anos consecutivos e não ter registado um evento de crédito. Cada linha soma 100 por cento. Todos os valores em percentagem.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

longínquo no caso de as taxas de entrada e saída de empresas na amostra serem as verificadas na nossa amostra. Observa-se que tal distribuição é muito semelhante à registada no Quadro 4. Este resultado sugere que a amostra utilizada é uma representação razoável da dinâmica de longo prazo das empresas nas diferentes classes de crédito.

É importante notar a reduzida persistência de classes de crédito que provém desta ferramenta. A persistência média de uma empresa numa mesma classe é muito inferior à persistência observada nos ratings provenientes de agências de notação do risco. Por exemplo, Vazza e Kraemer (2015) documentam que, de entre 7 categorias de crédito, a fração de empresas a permanecer na mesma categoria é de 87%; o número comparável na nossa amostra é de 45%. Existem, no entanto, pelo menos duas razões para este facto.

Por um lado, as agências de notação do risco tipicamente produzem notações para empresas relativamente grandes, com grandes incentivos em obterem essa classificação, enquanto no nosso caso todas as empresas são incluídas *a priori* na análise. Adicionalmente, várias opções estratégicas podem enviesar os valores de persistência obtidos. Ao passo que as agências de notação do risco seguem geralmente empresas mesmo quando estas já não são notadas de forma a detetar eventuais incumprimentos, as empresas que num dado momento possuem notações de risco podem ter o incentivo em deixar de obter tal notação no caso de suspeitarem que irão sofrer uma redução na classificação. As outras duas possibilidades – classificação inalterada ou melhorada – não produzem incentivos tão fortes. Este forte enviesamento das amostras estáticas das agências de risco, embora não afetem as transições para incumprimento – dado que as classificações são condicionais à informação contabilística existente – tendem a promover notações com persistência mais elevada do que uma ferramenta de notação que potencialmente inclui todas as empresas.

Por outro lado, as agências de notação do risco e outros sistemas de classificação do risco (como por exemplo o SIAC do Banco de Portugal, que analisa atualmente sobretudo grandes empresas portuguesas) tipicamente incluem analistas dedicados exclusivamente à atribuição de notações de risco que possuem uma autonomia considerável no ajuste das classificações provenientes dos modelos. Este fator poderá igualmente potenciar a persistência das notações, já que o analista poderá ter alguma relutância em alterar a classe de crédito atribuída a uma empresa que tenha uma probabilidade de incumprimento ligeiramente fora do intervalo da notação atribuída anteriormente. Tais ajustamentos não ocorrem na nossa metodologia, o que faz com que pequenas alterações na probabilidade de incumprimento estimada provoquem alterações de classe de risco para aquelas empresas que se encontram próximas dos limiares.

O Quadro 9 apresenta probabilidades de incumprimento estimadas juntamente com probabilidades de incumprimento empíricas, desagregadas por setor de atividade e por dimensão de empresa, assim como a proporção de observações de cada classe de crédito para cada grupo. O quadro mostra que a construção e o imobiliário (setor de atividade 2) registam uma probabilidade de incumprimento média particularmente elevada quando comparada com os outros setores de atividade. Este resultado verifica-se na comparação quer em termos das probabilidades de incumprimento estimadas e empíricas, quer em termos da proporção de observações em cada classe de crédito. Em particular, neste setor de atividade a proporção de observações na classe 8 é mais do dobro do que para qualquer outra classe de crédito.

As microempresas (dimensão 1) são também classificadas como relativamente mais arriscadas, sendo que nenhuma microempresa é classificada como pertencendo à classe 1 & 2, enquanto cerca de 74% das empresas desta dimensão estão concentradas nas três piores classes de crédito. Em contraste, somente 57% das empresas maiores (dimensão 2) são classificadas nas três piores classes de crédito.

O quadro mostra ainda que os cinco setores de atividade estão genericamente enviesados para classes de crédito de maior risco, particularmente as classes 6 e 8.

Validação adicional

Está fora do objetivo deste artigo apresentar uma caracterização detalhada da performance fora da amostra da metodologia usada. Para uma abordagem simples a este tópico, o leitor mais interessado poderá ver, por exemplo, Wu (2008). Aussenegg *et al.* (2011) e Coppens *et al.* (2016), bem como as referências constantes nestes artigos, fornecem informação mais aprofundada.

CQS	Estatística	Setor de atividade					Dimensão		Total
		1	2	3	4	5	1	2	
1 & 2	Tx. incump. estimada	0,10		0,10	0,10	0,10		0,10	0,10
	Tx. incump. observada	0,00		0,18	0,00	0,00		0,17	0,17
	<i>Proporção de obs.</i>	0,02		0,40	0,70	0,00		0,36	0,16
3	Tx. incump. estimada	0,29	0,34	0,27	0,26	0,31	0,33	0,27	0,28
	Tx. incump. observada	0,40	1,38	0,30	0,00	0,19	0,29	0,32	0,31
	<i>Proporção de obs.</i>	5,89	0,45	8,61	12,56	3,56	1,33	10,79	5,52
4	Tx. incump. estimada	0,69	0,74	0,68	0,68	0,70	0,72	0,67	0,69
	Tx. incump. observada	0,68	0,94	0,75	0,79	0,56	0,70	0,68	0,69
	<i>Proporção de obs.</i>	17,45	6,48	19,12	19,33	18,41	13,10	21,20	16,69
5	Tx. incump. estimada	1,24	1,25	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24	1,24
	Tx. incump. observada	1,44	1,45	1,25	0,56	1,14	1,24	1,31	1,27
	<i>Proporção de obs.</i>	10,81	7,72	11,44	10,75	12,72	11,24	10,88	11,08
6	Tx. incump. estimada	2,17	2,22	2,16	2,16	2,16	2,18	2,16	2,17
	Tx. incump. observada	2,24	2,25	2,10	2,22	2,26	2,21	2,17	2,20
	<i>Proporção de obs.</i>	21,02	21,73	21,19	18,45	23,39	24,15	18,83	21,79
7	Tx. incump. estimada	3,91	3,94	3,89	3,91	3,89	3,91	3,90	3,91
	Tx. incump. observada	3,89	3,76	3,98	5,28	4,32	4,11	3,86	4,02
	<i>Proporção de obs.</i>	15,52	20,40	14,67	12,65	15,86	18,54	12,82	16,00
8	Tx. incump. estimada	10,15	10,47	10,12	9,83	9,45	9,54	10,83	10,00
	Tx. incump. observada	10,37	10,80	10,47	9,75	9,59	9,71	11,26	10,31
	<i>Proporção de obs.</i>	29,29	43,22	24,56	25,55	26,06	31,64	25,12	28,75
Total	Tx. incump. estimada	4,30	5,96	3,81	3,70	3,88	4,51	3,93	4,24
	Tx. incump. observada	4,41	6,10	3,91	3,78	3,97	4,60	4,05	4,36
	<i>Proporção de obs.</i>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

QUADRO 9. Estimativas do modelo e taxas de incumprimento observadas para diferentes conjuntos de empresas. As taxas de incumprimento estimadas têm implícita a metodologia semi-paramétrica. Todos os valores em percentagem. A taxa de incumprimento estimada para a classe CQS 1 & 2 é definida como o limite superior da classe.

Fonte: Banco de Portugal e cálculos dos autores.

Conclusão

O objetivo deste artigo é apresentar uma metodologia para avaliar a qualidade creditícia das empresas não financeiras portuguesas através da estimação da probabilidade de uma empresa ter um evento de incumprimento significativo face ao sistema financeiro durante o ano seguinte. O resultado do modelo é mapeado para uma escala onde as empresas são agrupadas em classes homogêneas de risco, originando assim um indicador sintético da capacidade da empresa em cumprir com as suas obrigações financeiras.

Ao cruzar a informação das demonstrações financeiras de 2005 a 2014 com a informação da central de responsabilidades de crédito de 2002 a 2015, foi possível estimar modelos para dez conjuntos de empresas com bom poder explicativo em termos do risco de incumprimento. Com exceção da

classe 8, as probabilidades de incumprimento estimadas pelo modelo não são estatisticamente diferentes das probabilidades de incumprimento observadas.

Os resultados mostram que as empresas estão concentradas em classes de risco mais elevado, com alguns dos conjuntos considerados, definidos em termos de setor de atividade e dimensão da empresa, não representados na classe de risco mais baixo. Como esperado, as microempresas têm, em média, uma probabilidade de incumprimento estimada e observada mais elevada do que empresas de maior dimensão. Quando comparado com os restantes setores de atividade, o setor da construção e imobiliário apresentam também taxas de incumprimento elevadas.

No que diz respeito à dinâmica implícita na tabela de transição entre classes de risco, verifica-se que, de um ano para o ano seguinte, a maioria das empresas permanece na mesma classe de risco ou migra para uma classe adjacente. A tabela de transição sugere igualmente que este modelo é uma boa representação da distribuição de risco de longo prazo do setor não financeiro português.

Finalmente, é importante observar que os dados disponíveis não permitem classificar as empresas além de uma certa qualidade de crédito. Isto deve-se à escassez de observações para as classes de menor risco. Para uma classificação mais fina entre as classes de menor risco será necessário incluir analistas profissionais no processo e, talvez, recorrer a modelos mais estruturais de incumprimento, em oposição a abordagens estatísticas como a que se seguiu neste trabalho.

Referências

- Aussenegg, Wolfgang, Florian Resch, e Gerhard Winkler (2011). "Pitfalls and remedies in testing the calibration quality of rating systems." *Journal of Banking and Finance*, 35(3), 698–708.
- Coppens, François, Fernando González, e Gerhard Winkler (2007). "The performance of credit rating systems in the assessment of collateral used in Eurosystem monetary policy operations." Working Paper 118, National Bank of Belgium.
- Coppens, François, Manuel Mayer, Laurent Millischer, Florian Resch, Stephan Sauer, e Klaas Schulze (2016). "Advances in multivariate back-testing for credit risk underestimation." Working Paper 1885, European Central Bank.
- ECB (2015). "Questions and answers on the compilation of the static pool for performance monitoring in the Eurosystem Credit Assessment Framework (ECAAF)." Available online.
- Figlewski, Stephen, Halina Frydman, e Weijian Liang (2012). "Modeling the effect of macroeconomic factors on corporate default and credit rating transitions." *International Review of Economics and Finance*, 21(1), 87–105.

- Imbens, Guido W. e Donald B. Rubin (2015). *Causal inference in statistics, social, and biomedical sciences*. Cambridge University Press.
- Lingo, Manuel e Gerhard Winkler (2008). "Discriminatory power: an obsolete validation criterion?" *Journal of Risk Model Validation*, 2(1), 45–72.
- Martinho, Ricardo e António Antunes (2012). "A Scoring Model For Portuguese Non-Financial Enterprises." In *Financial Stability Report*, pp. 111–124. Banco de Portugal.
- Plosser, Matthew C. e João Santos (2014). "Banks' incentives and the quality of internal risk models." Staff Report 704, Federal Reserve Bank of New York.
- Santos, João e Andrew Winton (2015). "Bank capital, borrower power, and loan rates." Mimeo.
- Spiegelhalter, David J. (1986). "Probabilistic prediction in patient management and clinical trials." *Statistics in Medicine*, 5, 421–433.
- Vazza, Diane e Nick W. Kraemer (2015). "2014 Annual Global Corporate Default Study And Rating Transitions." Ratings direct, Standard & Poor's Rating Services.
- Wu, Xuezhen (2008). *Credit Scoring Model Validation*. Master's thesis, University of Amsterdam, Korteweg-de Vries Institute for Mathematics.

Sobre a discriminação sexual na formação de salários

Ana Rute Cardoso

Institute for Economic Analysis,
Barcelona GSE

Pedro Portugal

Banco de Portugal, Universidade
NOVA de Lisboa and IZA Bonn

Paulo Guimarães

Banco de Portugal

Pedro S. Raposo

UCP - Católica Lisbon School of
Business and Economics

Abril 2016

Resumo

Em Portugal, ao longo das últimas duas décadas, a proporção de mulheres entre os trabalhadores empregados aumentou de 35 para 45%. Esta evolução foi acompanhada por uma redução acentuada do hiato salarial de 32 para 20% resultante de uma melhoria dos salários das mulheres. Este progresso fica a dever-se quase inteiramente à melhoria das suas qualificações após duas décadas de investimentos em capital humano. Em 2013, as mulheres tinham características observáveis idênticas aos homens. Contudo, a discriminação de género permaneceu mais ou menos constante ao longo do período 1991-2013. Neste estudo, investigamos as origens da diferença salarial por género e concluímos que a distribuição de trabalhadores pelas empresas e categorias profissionais explicam cerca de dois quintos da diferença salarial por género. (JEL: J16, J24, J31, J71)

“Um dos aspectos da desigualdade é a singularidade - isto é, não o ser este homem mais, neste ou naquele característico, que outros homens, mas o ser tão-somente diferente dele.”

“Os espíritos altamente analíticos veem quase só defeitos: quanto mais forte a lente mais imperfeita se mostra a coisa observada.”

Fernando Pessoa

Introdução

Em 1991 os salários das mulheres portuguesas eram inferiores aos dos homens em cerca de um terço. Desde essa data um número crescente de mulheres, cada vez mais qualificadas, integrou o mercado de trabalho português. Em resultado desse fluxo, em 2013, a proporção de mulheres no “stock” de empregados em 2013 tinha aumentado de 35 para 45 por cento (Gráfico 1).

Agradecimentos: Os autores estão imensamente gratos pela ajuda providenciada por António Antunes, Hugo Reis, Lucena Vieira e Hugo Vilares e beneficiaram de discussões com os alunos de Economia de Trabalho da NOVA SBE.

E-mail: anarute.cardoso@iae.csic.es; pfguimaraes@bportugal.pt; pportugal@bportugal.pt;
pedro.raposo@ucp.pt

Em simultâneo, de 1991 para 2013 o hiato salarial entre homens e mulheres reduziu-se em 12 pontos percentuais (Gráfico 2).

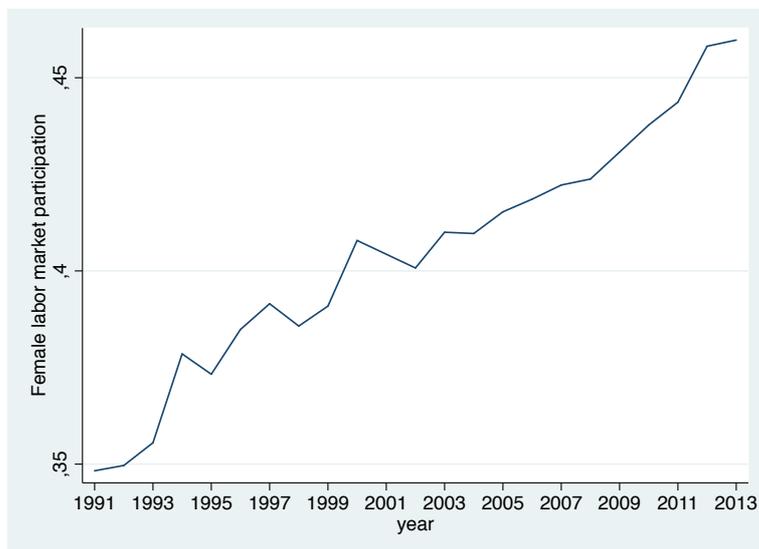


GRÁFICO 1: Taxa de participação feminina no mercado de trabalho

Esta evolução do hiato salarial reflete, essencialmente, uma evolução favorável das características das mulheres que favorecem o aumento de produtividade e, portanto, dos salários. De facto, quando o cálculo do hiato salarial é ajustado, através de uma regressão convencional, para as características observadas dos homens e das mulheres, a indicação de aproximação dos salários deixa de se verificar (Gráfico 2). Dito de outra forma, os progressos salariais do contingente feminino observados ao longo dos 22 anos são devidos quase exclusivamente à melhoria das suas qualificações (experiência profissional, antiguidade, etc.) e não à redução da componente não explicada do diferencial salarial, que é a componente convencionalmente associada à noção de discriminação sexual. Neste sentido, não há qualquer indicação de que a discriminação sexual na formação dos salários se tenha atenuado, pelo contrário, agravou-se ligeiramente.

Neste ensaio pretende-se fazer emergir os mecanismos responsáveis pela dimensão do hiato salarial através da execução de um conjunto de exercícios de decomposição da distribuição de salários. Em primeiro lugar, será explorada a metodologia de decomposição dos quantis de Machado e Mata (2005) com o objetivo de distinguir as alterações estruturais das composicionais na comparação das distribuições de salários por género, para 1991 e 2013. Em segundo lugar, a estimação de modelos de regressão com efeitos fixos de elevada dimensionalidade será combinada com a decomposição de Gelbach no sentido de identificar os desequilíbrios na afetação dos trabalhadores a empresas e categorias profissionais com regimes

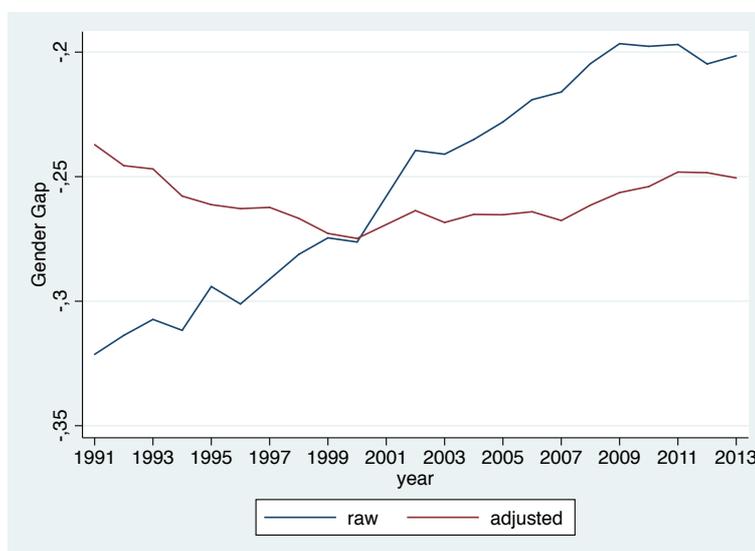


GRÁFICO 2: Discriminação salarial por género

de remuneração heterogéneos. Deste modo, será apresentada uma versão atualizada e aprofundada dos resultados do estudo de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016). Por fim, a estimação de modelos de regressão de efeitos fixos de elevada dimensionalidade de Portugal e Guimarães (2010) será generalizada à estimação de coeficientes de regressão de elevada dimensionalidade com o propósito de medir hiatos salariais ao nível da empresa e da categoria profissional.

Os dados utilizados neste estudo correspondem aos registos individuais dos Quadros de Pessoal (1986-2009) e do Relatório Único (2010-2013) que, conjuntamente, são uma base de dados longitudinal em que a informação sobre empregadores, os trabalhadores, os acordos salariais e as categorias profissionais estão devidamente emparelhadas. A informação sobre salários é precisa e exaustiva e cobre os estabelecimentos do sector empresarial com pelo menos um trabalhador assalariado. A fiabilidade desta informação é potenciada pelo facto dos Quadros de Pessoal, até 2009, e do Relatório Único, após 2009, constituírem elementos essenciais para verificar se os empregadores obedecem aos acordos salariais estabelecidos através da negociação coletiva.

A próxima secção faz uma breve revisão da literatura. A secção 3 descreve os dados, enquanto os métodos são discutidos na secção 4. A secção 5 providencia os resultados principais dos determinantes do hiato salarial por género. A secção 6 conclui.

Revisão da Literatura

Estamos a assistir a um ressurgimento do interesse pelos determinantes do hiato salarial entre géneros, sob novas abordagens empíricas, dados mais ricos e renovadas perspetivas teóricas. A análise económica tradicionalmente tinha-se focado sobretudo na importância da participação feminina no mercado de trabalho e nas diferenças de atributos observáveis entre homens e mulheres. Qualquer um desses dois mecanismos pode ser entendido intuitivamente. Se a taxa de participação feminina é baixa, então há margem para que os atributos das trabalhadoras não sejam representativos das características da população feminina em geral. Esta selecção pode funcionar no sentido de elevar ou baixar os salários das mulheres, dependendo se as normas sociais, preferências, as condições económicas e políticas públicas atraem desproporcionalmente para o mercado de trabalho mais ou menos mulheres qualificadas (ao longo das dimensões que podem ser observáveis ou não observáveis). Em qualquer caso, com o aumento da taxa de participação das mulheres é esperado que se assista a uma diminuição da importância da seleção nos hiatos salariais (ver evidência entre países em Olivetti e Petrongolo (2008) ou a evidência ao longo do tempo para os EUA em Stanley e Jarrell (1998) e Jarrell e Stanley (2004)). Concomitantemente, as qualificações das mulheres e dos homens no mercado de trabalho irá influenciar o seu salário relativo (ver a ampla evidência de que a educação e a experiência contribuem para moldar as disparidades salariais, na revisão de Altonji e Blank (1999)). Sob esta vertente da literatura, a convergência no aproveitamento escolar entre homens e mulheres (se não a reversão da diferença, em favor das mulheres) e o aumento de forma persistente das mulheres na força de trabalho deveriam conduzir ao encerramento do hiato salarial. Surpreendentemente, uma pergunta perdura: Porque é que o hiato salarial é tão persistente, apesar da convergência acentuada das taxas de participação e das características observáveis de homens e mulheres, em especial nas economias desenvolvidas?

A literatura mais recente aborda esta questão. Blau e Kahn (2016) identificam uma redução do hiato salarial entre géneros nos EUA nas últimas décadas. Uma revisão da literatura recente para outros países aponta para um conjunto de factos estilizados e desafios a ultrapassar. Em primeiro lugar, a convergência das qualificações e da experiência profissional desempenhou um papel fundamental para reduzir o hiato salarial. Esses fatores têm actualmente um impacto silencioso sobre as diferenças salariais entre homens e mulheres. Pelo contrário, a indústria e a ocupação surgem como fatores geradores de diferenças salariais por género. Deste modo, é necessário compreender plenamente a alocação das pessoas de diferentes géneros pelos diferentes sectores de actividade e profissões (e a remuneração associada). Neste contexto, é imperativo melhorar o conhecimento das políticas de recrutamento e salariais das empresas. Um terceiro elemento digno de nota é que a disparidade salarial é persistentemente maior no

topo da distribuição das qualificações e dos salários. As fontes deste “efeito de tecto de vidro” também não são ainda totalmente conhecidas. Algumas das explicações plausíveis destacadas por Blau e Khan incluem diferenças de atributos psicológicos (por exemplo, o poder de negociação), que penalizam as mulheres no acesso ao topo da carreira profissional, diferenciais compensatórios para as características dos lugares de topo (por exemplo, jornadas de trabalho mais longas e com horários mais exigentes) e discriminação pura.

A recente facilidade de acesso a bases de dados que integram informação sobre trabalhadores e empregadores tem permitido aprofundar o estudo sobre algumas destas questões. Cardoso *et al.* (2016) (CGP) quantificam o impacto da distribuição dos trabalhadores pelas empresas e pelas categorias profissionais no hiato salarial entre homens e mulheres. No essencial, os autores consideram que a generosidade da política de remuneração das empresas (e das categorias profissionais) pode ser capturada pela presença de um efeito fixo da empresa (e da categoria profissional) numa regressão de salários. Ao estabelecer a comparação entre esses efeitos fixos entre homens e mulheres, CGP concluem que a afetação dos trabalhadores às empresas faz com que as mulheres estejam sub-representadas em empresas (e em categorias profissionais) que oferecem salários mais elevados. A desigualdade de género na afetação dos trabalhadores às empresas e categorias profissionais explica cerca de 40 por cento do hiato salarial. Esta quantificação, que generaliza a metodologia de Gelbach (2016), acomoda a presença de heterogeneidade das qualificações dos trabalhadores, sejam ou não observadas.

O estudo de Card *et al.* (2016) (CCK) explora uma outra dimensão do problema. Os autores propõem-se testar uma hipótese que tem sido objeto de intensas discussões noutras áreas do conhecimento: a hipótese de que as atitudes das mulheres relativamente à competição e à negociação as penalizam, em comparação com os homens. Sob esta premissa, as mulheres extrairiam menos rendas dos seus empregadores. Nesta linha de investigação, CCK consideraram a possibilidade de hiatos salariais ao nível da empresa e fizeram corresponder esses diferenciais a medidas de desempenho das empresas. Os autores quantificam a influência de dois canais de penalização salarial: a afetação dos trabalhadores às empresas e a negociação de salários. O exercício de decomposição do hiato salarial é, então, conduzido de forma a, alternativamente, fechar cada um dos canais. Atribuindo, artificialmente, o prémio salarial dos homens às mulheres é fechado o canal da negociação. Impondo uma distribuição igualitária dos homens e das mulheres pelas empresas, é fechado o canal da afetação. CCK concluem que o canal da negociação será responsável por 5 por cento do hiato salarial em Portugal. Por outro lado, o estudo confirma a importância da triagem dos trabalhadores pelas empresas, indicando que será responsável por 15 por cento do hiato salarial.

Outra vertente recente da literatura explora o papel dos diferenciais compensatórios para os lugares de topo, em particular jornadas de trabalho mais longas e com horários mais exigentes. Goldin (2014) e Bertrand e Katz (2010) estão entre os estudos que apresentam evidências convincentes sobre a importância deste canal.

O objetivo do presente trabalho é progredir ao longo da nova vertente da literatura que se baseia em dados de grande dimensão empregador-empregado para avaliar o papel da empresa moldar as disparidades salariais.

Dados

A base de dados dos *Quadros de Pessoal* (QP) é, por definição, uma base de dados longitudinal empregador-trabalhador-categoria profissional. QP é um inquérito anual obrigatório compilado pelo Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social (MTSSS), e abrange praticamente todas as empresas que empregam trabalho pago em Portugal. Dada a natureza obrigatória do inquérito, problemas normalmente associados com dados de painel, como o atrito de painel, são consideravelmente atenuados.

A base de dados inclui informações específicas da empresa – localização, indústria (códigos SIC), o estatuto legal, a natureza da propriedade por nacionalidade, emprego, vendas – e informações específicas de cada um dos seus trabalhadores – rendimentos do trabalho, qualificações do trabalhador, género, idade, antiguidade, horas de trabalho, etc. A informação sobre os rendimentos é muito detalhada, precisa e completa. A base de dados inclui o salário base – salário bruto –, os benefícios regulares e o pagamento de horas extraordinárias. A informação sobre horas de trabalho normais e extraordinárias também está disponível. Uma vez que a informação sobre os rendimentos é reportada pela empresa, está sujeita a um menor erro de medição do que se fosse fornecida diretamente pelo trabalhador. A lei obriga a que as informações contidas nos QP estejam disponíveis em espaço público dentro das instalações da empresa, o que reforça ainda mais a nossa confiança na sua informação.

Uma característica notável dos QP é que recolhem informações sobre a convenção colectiva que rege a relação entre o empregador e o empregado definida na sua dimensão salarial. Além disso, dentro de cada convenção colectiva, identifica a categoria profissional que o trabalhador detém. A importância da passagem de uma ampla classificação de ocupações tradicionalmente disponíveis para uma descrição mais rica das tarefas reais executadas pelos trabalhadores tem sido destacada na literatura (ver, por exemplo Autor (2013), Goos e Manning (2007), Autor *et al.* (2006) e Dustmann *et al.* (2009) na polarização do trabalho). Esta literatura recente mostra que, além da heterogeneidade da empresa e do trabalhador, os salários são

moldados pela heterogeneidade da tarefa que, portanto, deve ser considerada explicitamente na análise Torres *et al.* (2013).

Uma série de restrições foram impostas sobre o conjunto de dados brutos. Em primeiro lugar, limitamos a nossa análise aos trabalhadores a tempo completo em Portugal continental, entre 1986 e 2013.¹ Em segundo lugar, foram excluídos os trabalhadores dos sectores da agricultura e da pesca. Em terceiro lugar, os indivíduos com menos de 18 anos e maiores de 65 anos foram também retirados. Em quarto lugar, retirámos da análise os trabalhadores cujos salários mensais foram inferiores a 80 por cento do salário mínimo obrigatório, o que corresponde ao salário mais baixo admissível para os estagiários. Em quinto lugar, excluimos observações cuja combinação entre empresa e categoria profissional incluía apenas um trabalhador. Por fim, excluimos cerca de 1 por cento do número total de observações que não permitiam estabelecer ligações directas e indirectas entre trabalhadores e empresas. A nossa amostra final incluiu 27.921.002 observações (338.580 empresas; 5.126.998 trabalhadores; 95.196 categorias profissionais).

A variável dependente utilizada nas nossas equações é uma medida de salário real por hora dada pelo rácio entre a soma dos salários de base deflacionados, benefícios regulares (incluindo diuturnidades) e pagamento de horas extra e a soma das horas normais de trabalho e horas extra.

Efeitos fixos de elevada dimensionalidade e a decomposição de Gelbach

Nesta secção seguimos de perto a abordagem empírica de Cardoso *et al.* (2016). A ideia consiste em utilizar a decomposição de Gelbach para ajudar a entender as causas subjacentes ao hiato salarial por género observado. A novidade aqui consiste na aplicação da decomposição de Gelbach a um modelo salarial de regressão linear que tem em consideração todas as principais fontes de variação dos salários, incluindo as que são devidas a componentes não observáveis e que são capturadas pela inclusão de vários efeitos fixos de elevada dimensionalidade. O nosso ponto de partida é a tradicional equação salarial Minceriana:

$$\ln w_{ifjt} = \mathbf{x}_{ifjt}\boldsymbol{\beta} + \gamma g_i + \varepsilon_{ifjt} \quad . \quad (1)$$

Na equação acima, $\ln w_{ifjt}$ designa o logaritmo natural do salário horário em termos reais. Os diversos índices associados a w servem para realçar as fontes potenciais de variação. O índice i ($i = 1, \dots, N$) refere-se ao trabalhador, f ($f = 1, \dots, F$) à empresa, enquanto j é um índice que captura as diferenças nas categorias profissionais. O índice t é para o tempo ($t = 1, \dots, T$). O vector de

1. Utilizaram-se os anos entre 1986 e 1989 com o objectivo de obter as estimativas dos três efeitos fixos de elevada dimensionalidade na equação (3) com maior precisão.

variáveis explicativas, x , contém as características observadas do trabalhador e da empresa. Entre essas variáveis encontram-se o nível de educação do trabalhador, os anos de antiguidade na empresa e a dimensão da empresa. Intencionalmente, deixámos de fora do vector x a variável g , uma variável binária para o sexo do trabalhador, que captura a disparidade na remuneração entre homens e mulheres. O foco da nossa análise é o coeficiente associado a esta variável, pois fornece-nos a estimativa convencional do desvio salarial entre homens e mulheres. Assume-se que o termo de perturbação, ε_{ijjt} , segue as hipóteses habituais. Torna-se mais conveniente expressar a equação acima na forma matricial. Procedendo deste modo obtemos

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \gamma\mathbf{G} + \varepsilon \quad (2)$$

onde a simbologia utilizada carece de explicação. A especificação que aqui mostramos será designada por “modelo base” pois é a regressão linear tipicamente utilizada para quantificar o desvio salarial entre homens e mulheres. Basicamente, esta regressão permite obter uma estimativa da diferença percentual entre os salários dos homens e mulheres controlando para as características observáveis dos trabalhadores, como sejam a educação e a antiguidade, e as características das empresas, como por exemplo a sua dimensão. Contudo, e no seguimento do trabalho pioneiro de Abowd *et al.* (1999), reconhecemos a necessidade de tomar em consideração todos os fatores específicos aos trabalhos e empresas que contribuem para a variação salarial. Do ponto de visto empírico isto exige a utilização de uma base de dados com informação ao nível do trabalhador e da empresa. Como mostrou Abowd *et al.* (1999), com a introdução de efeitos fixos ao nível do trabalhador e da empresa torna-se possível controlar todas as características invariantes ao longo do tempo quer estas sejam ou não observadas. Fatores tais como a capacidade não observada do trabalhador, o seu historial familiar ou a aversão ao risco são todos devidamente levados em consideração. O mesmo se aplica às características não observadas das empresas, tais como a sua estrutura organizacional, capacidade de gestão, localização, etc. A riqueza da nossa base de dados permite-nos ir mais longe. Como já foi anteriormente explicado, a existência de informação detalhada sobre as categorias profissionais permite-nos a introdução de um efeito fixo que absorve toda as características fixas, observadas e não observadas, das categorias profissionais.

A adição de efeitos fixos para a empresa e para as categorias profissionais à equação base em (2) não deveria afectar a estimativa obtida para γ a não ser que homens e mulheres se distribuam de uma forma não balanceada pelas empresas e categorias profissionais. Posto de outro modo, se a estimativa de γ se alterar quando controlamos para os efeitos fixos da empresa e das categorias profissionais então isto significa que o processo de alocação de homens e mulheres pelas empresas e categorias profissionais é um factor que contribui para a existência de um hiato salarial por género. Contudo, o modelo completo que toma em consideração todas as fontes de variação

precisa também de incluir um efeito fixo para o trabalhador. A introdução do efeito fixo para o trabalhador absorve todas as características do trabalhador que não variam ao longo do tempo, incluindo a variável binária para o sexo (G). Como veremos adiante, esta limitação não nos impede de entendermos o que acontece a γ quando no modelo completo são incluídos simultaneamente controles para as três fontes de variação (trabalhador, empresa e categoria profissional). Para tal, torna-se necessário estimar o modelo completo que inclui os três efeitos fixos. Este modelo é dado por

$$Y = X\beta + D\theta + F\varphi + L\lambda + \varepsilon \quad (3)$$

onde adicionámos três efeitos fixos de elevada dimensionalidade à equação (2). Na equação acima, D é uma matriz que contém as variáveis binárias relativas aos efeitos fixos do trabalhador, F é uma matriz similar mas para as empresas e L é uma matriz para as categorias profissionais. Como habitual, mantemos como verdadeira a opção de exogeneidade estrita do termo de perturbação.

A elevada dimensão da nossa base de dados, com cerca de 28 milhões de observações, mais de 5 milhões de trabalhadores, 400.000 empresas e cerca de 95.000 categorias profissionais, levanta alguns desafios econométricos. Uma preocupação importante tem que ver com a elevada dimensionalidade dos efeitos fixos. A estimação de uma regressão linear com três efeitos fixos de elevada dimensionalidade é um problema não trivial devido ao tamanho das matrizes envolvidas. A transformação “*within*” é capaz de absorver um dos efeitos fixos mas a elevada dimensionalidade dos outros efeitos fixos impede a utilização da fórmula convencional do estimador dos mínimos quadrados. No entanto, a estimação deste modelo é possível se utilizarmos o algoritmo de Guimarães e Portugal (2010). Este algoritmo permite a obtenção da solução exacta dos mínimos quadrados sem que seja necessária a inversão de matrizes de elevada dimensionalidade.²

Dado que pretendemos utilizar as estimativas dos efeitos fixos para análise secundária é necessário garantir que as estimativas são identificadas. Para tal restringimos a análise a um subconjunto de dados conectados. A identificação deste subconjunto é feita recorrendo a um algoritmo proposto por Weeks e Williams (1964). A aplicação deste algoritmo aos nossos dados permitiu a identificação de um subconjunto de dados conectados que representam 99% dos dados originais. Dentro deste subconjunto as estimativas dos diversos efeitos fixos diferem apenas de um fator aditivo.

A decomposição de Gelbach (2016) pode ajudar-nos a perceber o que acontece à estimativa de γ quando partimos da equação base em (2) para o modelo completo com os três efeitos fixos adicionados em (3). A abordagem

2. Neste trabalho utilizámos o comando de Stata `reghdfe` que foi escrito por Sergio Correia e que implementa uma versão melhorada do algoritmo de Guimarães e Portugal (2010).

baseia-se na conhecida fórmula para variáveis omitidas do estimador de mínimos quadrados e tem a vantagem de permitir de uma forma inequívoca separar a contribuição de cada efeito fixo para o hiato salarial por género. Para percebermos a utilização desta decomposição no presente contexto convém recordar que pelo teorema de Frisch-Waugh-Lovell (FWL) é possível obter uma estimativa de γ no modelo base pela utilização de uma abordagem em dois passos. No primeiro passo, regredimos \mathbf{Y} em \mathbf{X} e calculamos os resíduos dessa regressão. Se definirmos $\mathbf{M} \equiv [\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']$ então este passo consiste no cálculo de \mathbf{MY} . De forma similar, podemos calcular o resíduo da regressão de \mathbf{G} em \mathbf{X} , ou seja, \mathbf{MG} . Com este procedimento expurgámos os efeitos das variáveis \mathbf{X} de \mathbf{Y} e \mathbf{G} . Assim, se agora correremos uma regressão linear simples entre \mathbf{MY} e \mathbf{MG} podemos estar certos pelo teorema de FWL de que obteremos a estimativa de γ do nosso modelo básico. Ou seja,

$$\hat{\gamma} = (\mathbf{G}'\mathbf{MG})^{-1}\mathbf{G}'\mathbf{MY} = \mathbf{M}_{\mathbf{G}}\mathbf{Y} \quad (4)$$

onde notamos de passagem que $\mathbf{M}_{\mathbf{G}} \equiv (\mathbf{G}'\mathbf{MG})^{-1}\mathbf{G}'\mathbf{M}$ e que \mathbf{M} é uma matrix idempotente. Voltemos agora a nossa atenção para a equação do modelo completo (3). A correspondente equação ajustada deste modelo pode ser apresentada da seguinte forma

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\hat{\beta} + \mathbf{D}\hat{\theta} + \mathbf{F}\hat{\varphi} + \mathbf{L}\hat{\lambda} + \hat{\varepsilon} \quad (5)$$

onde substituímos os coeficientes e o termo de perturbação pelas respectivas estimativas de mínimos quadrados. Note-se que $\mathbf{D}\hat{\theta}$, $\mathbf{F}\hat{\varphi}$ e $\mathbf{L}\hat{\lambda}$ são os vetores coluna contendo as estimativas dos efeitos fixos. Para implementar a decomposição de Gelbach apenas temos de pré-multiplicar a expressão acima por $\mathbf{M}_{\mathbf{G}}$. Fazendo isto obtemos do lado esquerdo da equação a formula do estimador de mínimos quadrados para γ enquanto que no lado direito os termos com \mathbf{X} e com $\hat{\varepsilon}$ desaparecem.³ Assim sendo ficamos apenas com três componentes do lado direito da equação, estando cada um deles associado a um efeito fixo. A soma dos três componentes é igual ao hiato salarial por género ($\hat{\gamma}$). Ou seja,

$$\hat{\gamma} = \hat{\delta}_{\theta} + \hat{\delta}_{\varphi} + \hat{\delta}_{\lambda} \quad (6)$$

Em termos práticos, cada $\hat{\delta}$ do lado esquerdo da equação é o coeficiente de uma regressão entre a estimativa do efeito fixo e a variável binária para o sexo, controlando também para as variáveis \mathbf{X} . Se, condicional na matrix de variáveis \mathbf{X} , a distribuição das mulheres pelas empresas fosse perfeitamente aleatória então esperaríamos que $\hat{\delta}_{\varphi}$ fosse próximo de zero. Isto significaria que a alocação das mulheres/homens pelas empresas não era um factor que contribuía para o hiato salarial. Lógica semelhante aplica-se à alocação dos homens/mulheres pelas categorias profissionais.

3. Por construção $\hat{\varepsilon}$ é ortogonal a \mathbf{X} e a \mathbf{D} daí resultando que é também ortogonal a \mathbf{G} . Em consequência $\mathbf{M}_{\mathbf{G}}\hat{\varepsilon} = \mathbf{0}$. Como $\mathbf{MX} = \mathbf{0}$ é fácil verificar que $\mathbf{M}_{\mathbf{G}}\mathbf{X} = \mathbf{0}$.

Discussão dos resultados

A decomposição de Machado e Mata

Nesta secção explora-se a metodologia de decomposição dos quantis para analisar as diferenças na distribuição salarial entre mulheres e homens ao longo de um período de 22 anos. Para esse fim, usamos o método de decomposição Machado e Mata (2005), o que nos permite identificar as origens das diferenças na distribuição dos salários entre homens e mulheres. Repetimos o exercício em 1991 e em 2013 com o objectivo de comparar a forma como as possíveis explicações para as diferenças encontradas evoluíram entre o início do período (1991) e 22 anos mais tarde (2013).

As diferenças de género na distribuição dos salários podem resultar de diferenças na distribuição das variáveis explicativas (diferenças em termos das características da população, tais como educação e idade) ou de diferenças na distribuição condicional dos salários (o que pode ser visto como alterações do modo como os salários reagem às características da população, os “coeficientes”). O primeiro exercício captura um “efeito composição” e o segundo pode ser visto como um “efeito estrutural” (Autor *et al.* (2008)). Assim, construímos o exercício contrafactual estimando a distribuição marginal de salários que teria prevalecido para o sexo masculino se eles tivessem as características do sexo feminino (“efeito de composição”). Posteriormente, estimamos a distribuição marginal de salários que teria prevalecido para as mulheres se elas tivessem os mesmos retornos do que os homens (“efeito estrutural”).

Em 1991, os homens ganhavam mais que as mulheres e a sua vantagem salarial era maior para níveis de remuneração mais elevados (percentis maiores). Enquanto que os homens ganhavam mais 42 por cento (35,1 na escala logarítmica) do que as mulheres na mediana, a diferença foi de 51,7 por cento (41,7 na escala logarítmica) no oitavo decil (ver a terceira coluna do Quadro 1). É evidente que, a partir da visualização das colunas 4 e 5, as diferenças nos coeficientes eram mais influentes, dominando a diferença global na distribuição de salários em comparação com as diferenças na distribuição das variáveis. Na mediana, a diferença salarial foi de 11,5 por cento (10,9 na escala logarítmica) devido a diferenças nas variáveis, e foi de 27,4 por cento (24,2 na escala logarítmica) devido a diferenças nos coeficientes. Curiosamente, o efeito de composição é maior no primeiro decil, mas o efeito estrutural tornar-se mais influente à medida que os níveis salariais aumentam. O efeito estrutural gerou um hiato de género maior nos salários mais altos (percentis maiores).

Em 2013, o hiato ainda existe, é positivo e estatisticamente significativo, mas a sua magnitude foi reduzida. Embora os homens ganhem na mediana mais 22,8 por cento (20,5 na escala logarítmica) do que as mulheres, a diferença foi reduzida entre o maior e o menor percentil. Em 2013, o efeito estrutural

	Mulheres x0b0 (1)	Homens x1b1 (2)	(2)-(1) (3)	Efeito composição agregado (x1b1-x0b1) (4)	Efeito estrutural agregado (x0b1-x0b0) (5)
10 percentile	-0.433*** (0.000)	-0.268*** (0.001)	0.165*** (0.001)	0.090*** (0.001)	0.074*** (0.000)
20 percentile	-0.351*** (0.000)	-0.116*** (0.000)	0.235*** (0.001)	0.096*** (0.001)	0.139*** (0.000)
30 percentile	-0.274*** (0.000)	0.010*** (0.001)	0.284*** (0.001)	0.101*** (0.001)	0.183*** (0.000)
40 percentile	-0.191*** (0.000)	0.130*** (0.001)	0.322*** (0.001)	0.105*** (0.001)	0.216*** (0.000)
50 percentile	-0.099*** (0.001)	0.251*** (0.001)	0.351*** (0.001)	0.109*** (0.001)	0.242*** (0.000)
60 percentile	0.008*** (0.001)	0.384*** (0.001)	0.375*** (0.001)	0.111*** (0.001)	0.264*** (0.000)
70 percentile	0.142*** (0.001)	0.539*** (0.001)	0.397*** (0.001)	0.114*** (0.001)	0.282*** (0.000)
80 percentile	0.321*** (0.001)	0.737*** (0.001)	0.417*** (0.001)	0.117*** (0.001)	0.300*** (0.000)
90 percentile	0.602*** (0.001)	1.036*** (0.001)	0.433*** (0.001)	0.123*** (0.002)	0.310*** (0.001)

QUADRO 1. Decomposição da discriminação salarial por género (1991)

	Mulheres x0b0 (1)	Homens x1b1 (2)	(2)-(1) (3)	Efeito composição agregado (x1b1-x0b1) (4)	Efeito estrutural agregado (x0b1-x0b0) (5)
10 percentile	-0.163*** (0.000)	-0.064*** (0.000)	0.099*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.078*** (0.000)
20 percentile	-0.063*** (0.000)	0.067*** (0.000)	0.130*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.117*** (0.000)
30 percentile	0.028*** (0.000)	0.186*** (0.001)	0.158*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.150*** (0.000)
40 percentile	0.124*** (0.000)	0.306*** (0.001)	0.183*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.181*** (0.000)
50 percentile	0.229*** (0.001)	0.434*** (0.001)	0.205*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.209*** (0.000)
60 percentile	0.349*** (0.001)	0.575*** (0.001)	0.226*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	0.235*** (0.000)
70 percentile	0.495*** (0.001)	0.739*** (0.001)	0.244*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	0.259*** (0.000)
80 percentile	0.684*** (0.001)	0.947*** (0.001)	0.262*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	0.279*** (0.001)
90 percentile	0.968*** (0.001)	1.256*** (0.001)	0.288*** (0.001)	-0.013*** (0.002)	0.301*** (0.001)

QUADRO 2. Decomposição da discriminação salarial por género (2013)

domina em valor absoluto o efeito de composição em toda a distribuição (Quadro 2).

As mulheres, em 2013, não só são mais semelhantes aos homens, mas também apresentam melhores características (Quadro 3). As mulheres, em 2013, são trabalhadoras mais velhas e mais experientes refletindo o aumento da sua taxa de participação no mercado de trabalho. As qualificações da força de trabalho aumentou consideravelmente durante este período refletindo o envelhecimento da população. As mulheres, em 2013, estão a trabalhar em empresas maiores e são claramente mais educadas do que os seus colegas

	1991		2013	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Idade	33,98	38,27	40,25	40,73
Antiguidade	8,87	10,17	9,47	9,55
Tamanho da empresa	5,09	5,50	4,82	4,77
Educação	6,36	6,27	9,86	9,29

QUADRO 3. Discriminação salarial por gênero: estatísticas descritivas (Composição)

	1991		2013	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Idade	0,0190	0,0470	0,0267	0,0452
<i>Idade</i> ²	-0,0001	-0,0005	-0,0002	-0,0004
Antiguidade	0,0095	0,0104	0,0171	0,0216
<i>Antiguidade</i> ²	-0,0002	-0,0001	-0,0002	-0,0002
Tamanho da empresa	0,0422	0,0629	0,0258	0,0426
Educação	0,0739	0,0810	0,0723	0,0783
Proporção de mulheres	-0,2527	-0,1031	-0,2537	-0,1023
Constante	-1,0997	-1,6832	-1,2180	-1,7495

QUADRO 4. Discriminação salarial por gênero: regressões de quantis (β)

do sexo masculino. Existem diferenças significativas no retorno da educação tanto em 1991 como em 2013. Apesar de terem características semelhantes, o retorno do capital humano geral e específico é muito menor para as mulheres em comparação com os seus homólogos do sexo masculino (Quadro 4). As políticas salariais utilizadas pelas empresas maiores tendem a beneficiar os trabalhadores do sexo masculino numa extensão muito maior do que as mulheres. Por último, as empresas cuja força de trabalho é mais densamente povoada por mulheres (mais segregado) tende a gerar uma penalização salarial, principalmente, para os trabalhadores do sexo feminino.

A decomposição de Gelbach

O hiato salarial que identificamos constitui um diferencial médio entre os salários de dois trabalhadores de sexo diferente que de outra forma seriam totalmente idênticos. Uma questão fundamental diz respeito ao efeito da heterogeneidade não observada por trás dessas diferenças (ver Gráfico 3). De seguida, considera-se como a afectação entre as empresas com diferentes políticas de remuneração, a atribuição a categorias profissionais distintas e a alocação de trabalhadores com competências (não observadas) diferentes influenciam o hiato salarial entre os géneros. O foco na decomposição da diferença salarial por gênero é, portanto, sobre as contribuições de cada uma dessas três fontes de heterogeneidade não observada.

Antes de prosseguir, vale a pena discutir a interpretação dos três efeitos fixos de elevada dimensionalidade adicionados na equação (3). O efeito fixo da empresa, no essencial, captura a política salarial (constante) da empresa. As empresas com políticas de remuneração generosas irão apresentar um efeito fixo de empresa positivo, empresas com políticas salariais de baixos salários irão gerar um efeito fixo negativo. No Gráfico 4 é comparada a distribuição dos efeitos fixos das empresas para os trabalhadores de ambos os géneros.⁴ É evidente a partir do gráfico que os homens preenchem de forma desproporcional as empresas com políticas salariais mais generosas.

No Gráfico 5 apresenta-se a distribuição empírica dos efeitos fixos dos trabalhadores. O efeito fixo do trabalhador condensa a influência das características constantes (observadas e não observadas) dos indivíduos sobre os seus salários. Estes efeitos podem ser uma medida para o capital humano (ou produtividade) do trabalhador ou podem simplesmente refletir a discriminação de género que não está associado com a afectação dos trabalhadores entre empresas e categorias profissionais. O gráfico mostra que a diferença salarial entre homens e mulheres está firmemente enraizada na componente individual de salários, mais notoriamente na aba superior da distribuição. Este resultado pode ser o resultado de características observadas ou não observadas. Mais à frente identifica-se o papel específico destas competências individuais não observadas.

Por fim, surge a distribuição empírica dos efeitos fixos das categorias profissionais. O efeito fixo da categoria profissional reflete em grande parte o nível da remuneração das tarefas a um nível muito desagregado. De certa forma, a inclusão de efeitos fixos da categoria profissional baseia-se na equação de salários Minceriana, que na sua primeira geração incluiu uma ampla definição de ocupações. Na configuração atual, é fornecida uma detalhada contabilização das tarefas necessárias para preencher uma categoria profissional. As distribuições dos efeitos fixos da categoria profissional apresentados no Gráfico 6 exibem uma diferença perceptível em termos de género, o que sugere que a alocação de trabalhadores nas diferentes categorias profissionais desfavorece significativamente as mulheres.

Os resultados da decomposição Gelbach são apresentados no Quadro 5. Observa-se que a penalização salarial de 22,6 pontos percentuais (25,6 na escala logarítmica) obtida a partir da estimativa da equação (1) pode ser decomposta na contribuição de três componentes distintas: trabalhador, empresa e categoria profissional. Uma parte significativa da diferença salarial é explicada pela heterogeneidade das políticas salariais das empresas. A alocação de trabalhadores pelas diferentes empresas é responsável por 5,6 pontos percentuais (5,8 dos 25,6 na escala logarítmica) do hiato salarial.

4. É de salientar, no entanto, que nesta comparação a influência de variáveis tais como a indústria ou o tamanho da empresa estão incorporadas no efeito fixo da empresa.

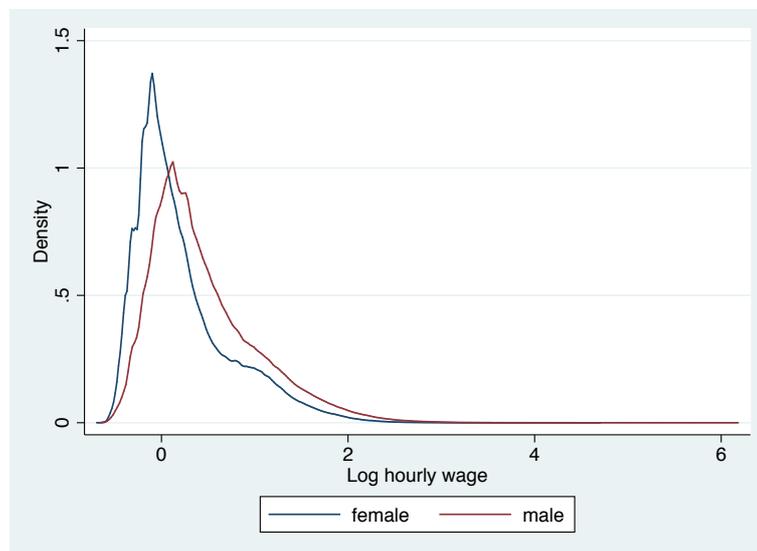


GRÁFICO 3: Discriminação salarial por género: (log) salário real por hora

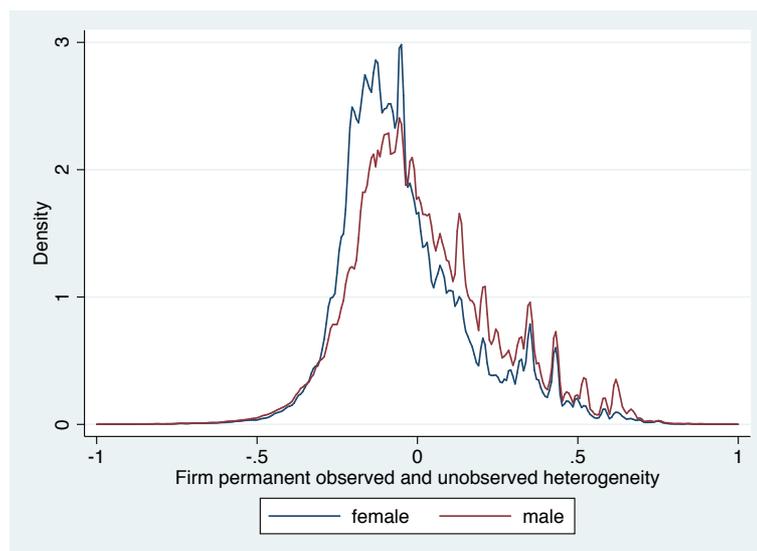


GRÁFICO 4: Discriminação salarial por género: Empresa

Isto significa que as mulheres estão empregadas desproporcionalmente em empresas com políticas salariais menos generosas. Dito de outro modo, se os trabalhadores fossem aleatoriamente atribuídos às empresas, o hiato salarial seria reduzido em cerca de um quinto. Na mesma tabela encontra-se evidência de que a afectação à categoria profissional, seja através de políticas de promoção ou por meio de atribuições iniciais, é significativamente

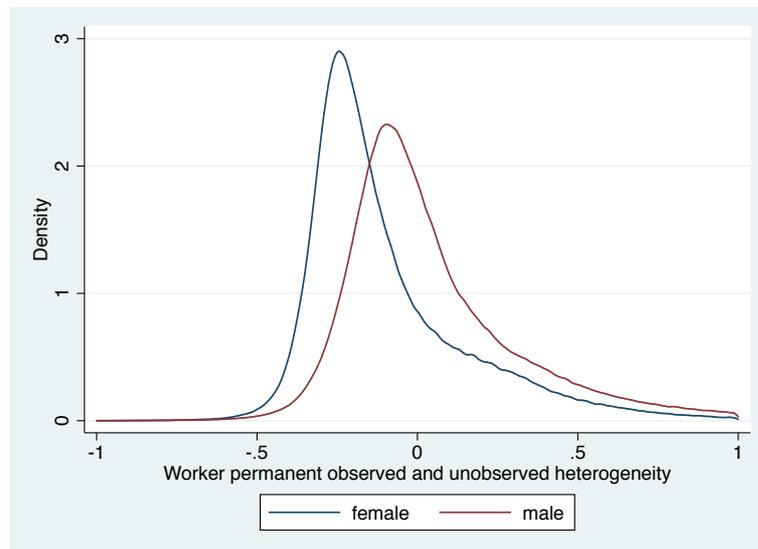


GRÁFICO 5: Discriminação salarial por gênero: Trabalhador

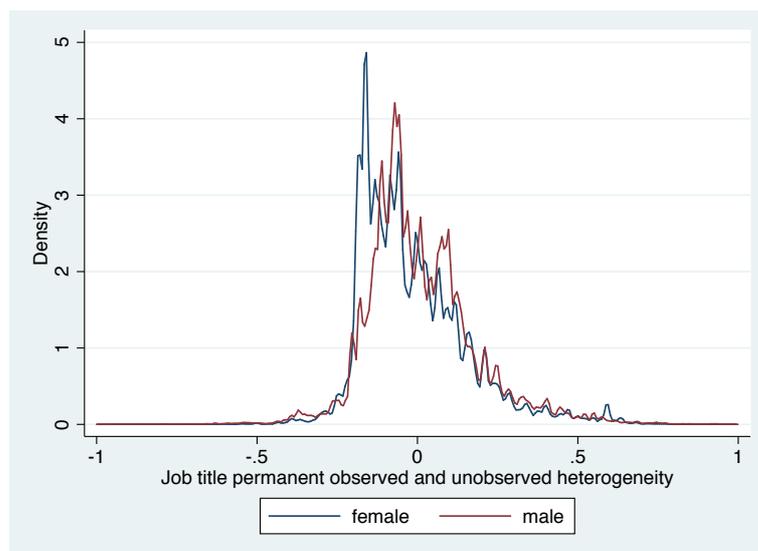


GRÁFICO 6: Discriminação salarial por gênero: Profissão

influenciada pelo gênero, contribuindo 4,3 pontos percentuais para aumentar o hiato. Em conjunto, o processo de triagem para as empresas e para as categorias profissionais são responsáveis por cerca de 40 por cento do hiato salarial. As características não observadas (permanentes) dos indivíduos são responsáveis pelos restantes 60 por cento. Estas características não observadas do trabalhador (pelo menos aos olhos do investigador) podem

ser equiparadas a competências não observadas ou, simplesmente, a alguma forma de discriminação de género.

gap	worker fe	firm fe	job fe
-0.2560	-0.1547	-0.0580	-0.0433

Note: Decomposições baseadas em Gelbach (2016).

QUADRO 5. Decomposição condicional do hiato salarial por género

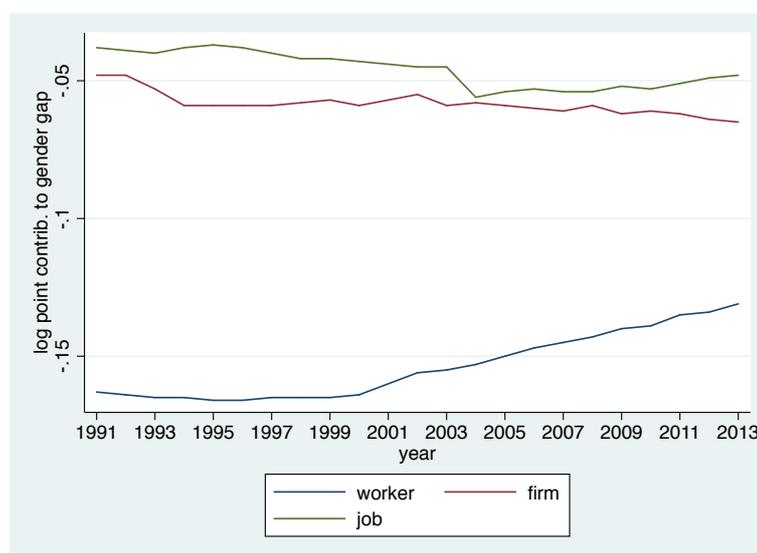


GRÁFICO 7: Decomposição condicional do hiato salarial por género (por ano)

O Gráfico 7 exibe a decomposição do hiato salarial ao longo do tempo. A alocação de trabalhadores do sexo feminino pelas empresas e categorias profissionais não sofreu grandes alterações ao longo das últimas duas décadas. No entanto, é detetável que a afectação às empresas e às categorias profissionais está agora ligeiramente menos favorável para as mulheres (-1,7 e -1,0 pontos percentuais cento para as empresas e para as categorias profissionais, respectivamente, ao longo do período 1991-2013). Em compensação, a penalização salarial resultante do papel da heterogeneidade individual não observada foi visivelmente atenuado (3,2 pontos percentuais), em especial desde o início do século. Em geral, a combinação da evolução dos três fontes de heterogeneidade resultou numa pequena (0,5 pontos percentuais) diminuição do hiato salarial entre os géneros ao longo destes 22 anos.

A decomposição do hiato salarial

A abordagem com base nos efeitos fixos de elevada dimensionalidade permite controlar totalmente para a distribuição de trabalhadores pelas empresas e categorias profissionais. No entanto, esta abordagem é silenciosa quanto à heterogeneidade das diferenças dentro da empresa e da categoria profissional. Os hiatos salariais determinados ao nível da empresa têm sido interpretados como evidência de discriminação de género que emerge da insuficiência de poder de negociação relativo das mulheres (Card *et al.* (2016)). Neste sentido, a abordagem anterior é generalizada para acomodar a estimativa dos hiatos salariais dentro da empresa e da categoria profissional. No essencial, para o caso da empresa, estima-se a seguinte equação de regressão:

$$\ln w_{ifjt} = \mathbf{x}_{ifjt}\beta + \varphi_f + \gamma_f g_i + \varepsilon_{ifjt} \quad . \quad (7)$$

onde a equação (1) é aumentada para incluir um efeito fixo por empresa (φ_f) e um efeito de género específico da empresa (γ_f). É importante salientar que não se está a incluir um efeito fixo do trabalhador e por isso a diferença de género ao nível da empresa não é filtrada da heterogeneidade do indivíduo (observada e não observada). A identificação do parâmetro do género específico da empresa em conjunto com o efeito do trabalhador fixo exigiria restrições adicionais de normalização, a fim de reter uma escala comum.

Os resultados da estimação da equação anterior estão expostos no Gráfico 8, em que a distribuição empírica dos hiatos salariais por empresa para 1991 são contrastados com os de 2013. O histograma pode ser interpretado como a distribuição da discriminação dos empregadores (ou, no sentido de Card *et al.* (2016) , como o reflexo do poder de negociação das mulheres). O gráfico indica que a maioria dos empregadores têm diferenças salariais de género negativas e que a distribuição dos hiatos salariais se deslocou de forma limitada entre 1991 e 2013. É interessante notar que uma fração não desprezível de empregadores praticam hiatos salariais positivos, ou seja, pagam salários mais elevados às suas trabalhadoras.

O facto dos hiatos salariais determinados ao nível da empresa serem altamente correlacionados com a segregação ao nível da empresa é uma indicação de que não é simplesmente consequência da variação amostral (o coeficiente de correlação linear é igual a -0,476). A indicação de que uma maior proporção de mulheres leva a uma diferença salarial mais negativa é consistente com a ideia de que as mulheres têm um déficit de poder de negociação.

Em comparação com a distribuição por empresa, a distribuição das estimativas do hiato salarial por categoria profissional exhibe uma menor dispersão, em especial no ano de 2013. Em contraste com os hiatos salariais determinados ao nível da empresa, os hiatos salariais determinados ao nível da categoria profissional não são influenciados pelo grau de segregação

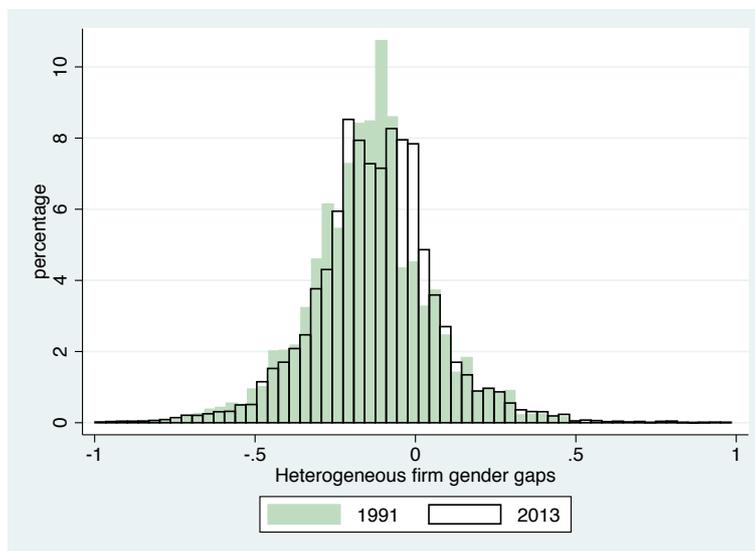


GRÁFICO 8: Hiatos salariais por empresa

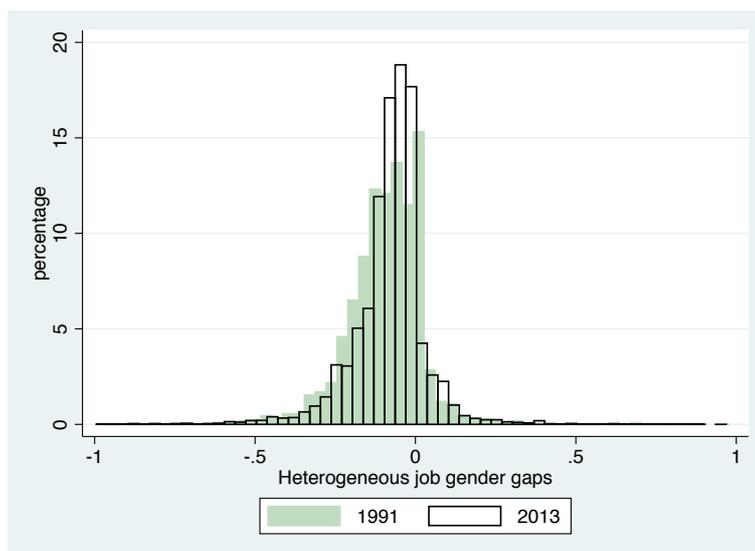


GRÁFICO 9: Hiatos salariais por categoria profissional

sexual (o coeficiente de correlação linear é igual a 0,006). Isto é, enquanto empresas mais segregadas tendem a exibir maiores desigualdades salariais entre homens e mulheres, as categorias profissionais levam a salários mais baixos mas não a mais elevados hiatos salariais. Uma explicação possível para este resultado é a sobreocupação feminina de algumas profissões (Groshen (1991)).

Conclusões

Ao longo do período compreendido entre 1991 e 2013, o mercado de trabalho português observou um aumento notável da participação de mulheres, que se traduziu num aumento de 10 pontos percentuais na taxa de feminização entre os trabalhadores empregados no sector empresarial. Este movimento foi acompanhado por uma significativa aproximação entre os salários médios das mulheres e dos homens. Neste estudo, argumenta-se, porém, que a atenuação do hiato salarial se deveu, no essencial, a alterações na composição das qualificações dos trabalhadores em favor do contingente feminino e não a mudanças estruturais associadas à noção de discriminação sexual.

De facto, neste período, a medida do hiato salarial ajustada para as características observadas dos trabalhadores manteve-se relativamente constante em torno de 25 por cento. No primeiro exercício de decomposição mostrou-se que a afetação dos trabalhadores a empresas e categorias profissionais é decisivamente influenciada pelo género. Se assim não fosse, isto é, se os trabalhadores fossem alocados aleatoriamente às empresas, o hiato salarial seria reduzido em 5,8 pontos percentuais. Identicamente, se a afetação dos trabalhadores às categorias profissionais fosse independente do género, o diferencial de salários entre homens e mulheres seria atenuado em 4,3 pontos percentuais. Conjuntamente, a distribuição seletiva dos trabalhadores por empresas e categorias profissionais com diferentes políticas salariais é responsável por cerca de dois quintos do hiato salarial.

A afetação das mulheres às empresas e categorias profissionais não melhorou ao longo das últimas duas décadas. Pelo contrário, deteriorou-se um pouco, uma vez que em 2013 as mulheres estão menos presentes em empresas e categorias profissionais com políticas de remuneração mais generosas. Em compensação, porém, o papel da parte não observada das qualificações das mulheres favoreceu uma diminuição contida do hiato salarial. Esta indicação poderá ser interpretada como o efeito duma diminuição (limitada) da discriminação sexual.

Por fim, o exercício de decomposição dos hiatos salariais por empresa revelou que a magnitude desses hiatos salariais é poderosamente influenciada pela taxa de feminização que se observa para a empresa, o que parece sugerir que as mulheres detêm menos poder negocial do que os homens. Em contraposição, o nível de segregação sexual por categoria profissional, que está decisivamente associado a salários mais baixos, não parece ter impacto significativo na medida de hiato salarial observado dentro de cada categoria profissional.

Referências

- Abowd, John M., Francis Kramarz, e David N. Margolis (1999). "High Wage Workers and High Wage Firms." *Econometrica*, 67(2), 251–334.
- Altonji, Joseph G. e Rebecca M. Blank (1999). "Race and gender in the labor market." In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, edited by Orley Ashenfelter e David Card, pp. 3143–3259. Elsevier.
- Autor, David H. (2013). "The "task approach" to labor markets : an overview." *Journal for Labour Market Research*, 46(3), 185–199.
- Autor, David H., Lawrence F. Katz, e Melissa S. Kearney (2006). "The Polarization of the U.S. Labor Market." *American Economic Review*, 96(2), 189–194.
- Autor, David H., Lawrence F. Katz, e Melissa S. Kearney (2008). "Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists." *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 300–323.
- Bertrand, C. Goldin, M. e L. F. Katz (2010). "Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3), 228–255.
- Blau, F. e L. Kahn (2016). "The gender wage gap: Extent, trends and explanations." *Journal of Economic Literature*, forthcoming.
- Card, David, Ana Rute Cardoso, e Patrick Kline (2016). "Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women." *The Quarterly Journal of Economics*, forthcoming.
- Cardoso, Ana Rute, Paulo Guimarães, e Pedro Portugal (2016). "What drives the gender wage gap? A look at the role of firm and job-title heterogeneity." *Oxford Economic Papers*, 68(2), 506–524.
- Dustmann, Christian, Johannes Ludsteck, e Uta Schönberg (2009). "Revisiting the German Wage Structure." *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 843–881.
- Gelbach, Jonah (2016). "When do covariates matter? and which ones, and how much?" *Journal of Labor Economics*, forthcoming.
- Goldin, C. (2014). "A grand convergence: Its last chapter." *American Economic Review*, 104(4), 1091–1119.
- Goos, Maarten e Alan Manning (2007). "Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain." *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 118–133.
- Groshen, Erica L. (1991). "The structure of the female/male wage differential: Is it who you are, what you do, or where you work?" *Journal of Human Resources*, 26(3), 457–472.
- Guimarães, Paulo e Pedro Portugal (2010). "A simple feasible procedure to fit models with high-dimensional fixed effects." *Stata Journal*, 10(4), 628–649.
- Jarrell, S. B. e T. D. Stanley (2004). "Declining bias and gender wage discrimination? a meta-regression analysis." *Journal of Human Resources*, 39(3), 828–838.

- Machado, José A. F. e José Mata (2005). "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression." *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Olivetti, C. e B. Petrongolo (2008). "Unequal pay or unequal employment? A cross-country analysis of gender gaps." *Journal of Labor Economics*, 26(4), 621–654.
- Stanley, T. e S. B. Jarrell (1998). "Declining bias and gender wage discrimination? a meta-regression analysis." *Journal of Human Resources*, 33(4), 947–973.
- Torres, Sónia, Pedro Portugal, John T. Addison, e Paulo Guimarães (2013). "The sources of wage variation: a three-way high-dimensional fixed effects regression model." Working Papers w201309, Banco de Portugal, Economics and Research Department, URL <http://ideas.repec.org/p/ptu/wpaper/w201309.html>.
- Weeks, David L. e Donald R. Williams (1964). "A Note on the Determination of Connectedness in an N-Way Cross Classification." *Technometrics*, 6(3), 319–324.

