

# Cadernos do Observatório

## #14

Quando a decisão pública  
molda o mercado: a  
relevância do salário  
mínimo em tempos de  
estagnação salarial

Diogo Martins

outubro de 2019





### **Propriedade e Edição**

Centro de Estudos Sociais - Laboratório Associado  
Universidade de Coimbra

www.ces.uc.pt  
Colégio de S. Jerónimo  
Apartado 3087  
3000-995 Coimbra  
Portugal

Url: [www.ces.uc.pt](http://www.ces.uc.pt)  
E-Mail: [ces@ces.uc.pt](mailto:ces@ces.uc.pt)

Tel: +351 239 855 570  
Fax: +351 239 855 589

### **Autores**

Diogo Martins

© Centro de Estudos Sociais, Universidade Coimbra, 2019

# Quando a decisão pública molda o mercado: a relevância do salário mínimo em tempos de estagnação salarial<sup>i ii</sup>

Diogo Martins

i Trabalho desenvolvido durante o período de investigação que o autor passou no Observatório sobre Crises e Alternativas. Este trabalho foi financiado por fundos nacionais através da FCT - Fundação para a Ciência e a Tecnologia no âmbito do projeto nº 028811, "REVAL - Da desvalorização interna à revalorização do trabalho: o caso de Portugal". Referência: PTDC/SOC-SOC/28811/2017.

ii O autor agradece os comentários e sugestões de José Reis, José Maria Castro Caldas, João Ramos de Almeida, Alexandre Mergulhão e Catarina Soares Trigo. Todos os erros e omissões são da responsabilidade do próprio.

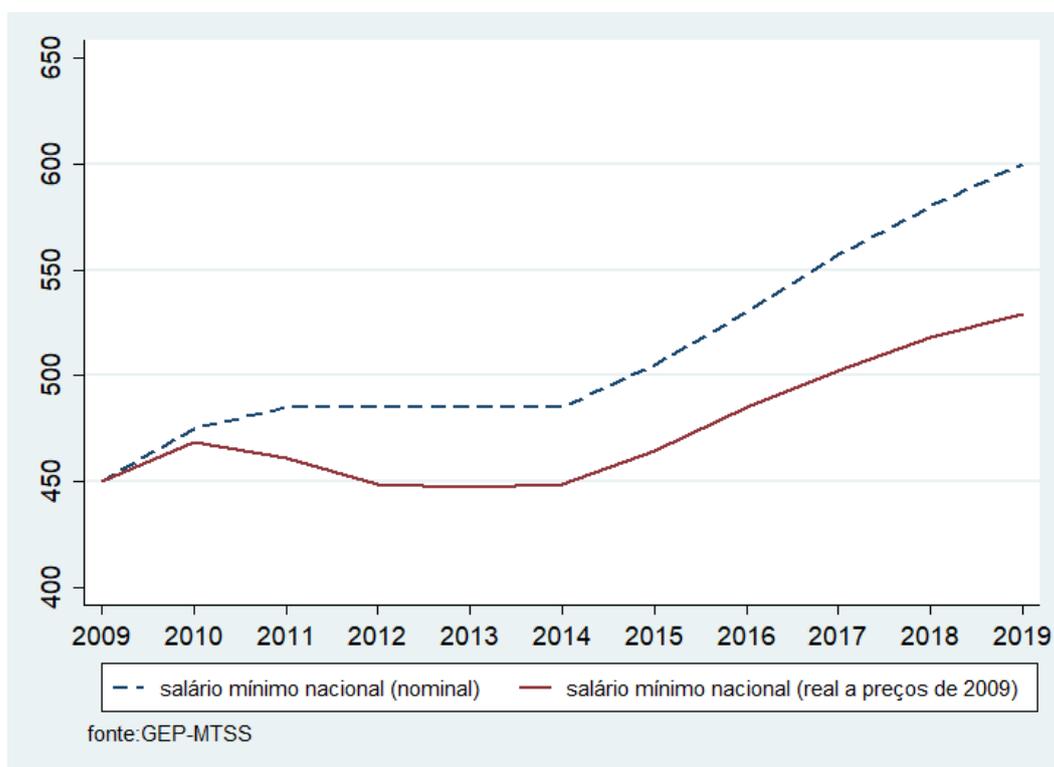


# Introdução<sup>1</sup>

A definição do salário mínimo<sup>2</sup> foi o mais emblemático recurso utilizado pelo Governo português para intervir nas relações laborais nos anos de recuperação económica. Depois de um congelamento do seu valor nominal entre janeiro de 2011 e setembro de 2014, o salário mínimo experimentou um crescimento acentuado. O seu valor ascendeu de 485€, antes de setembro de 2014, para 600€, a partir de janeiro de 2019. Considerando o período total, este progresso representou um crescimento nominal cumulativo de 23,7%, correspondente a um crescimento anual médio de 5,5%, e um crescimento real cumulativo de 17,9%, correspondente a um crescimento anual médio de 4,2%.

Figura 1

Salário Mínimo Nacional (2009-2019)



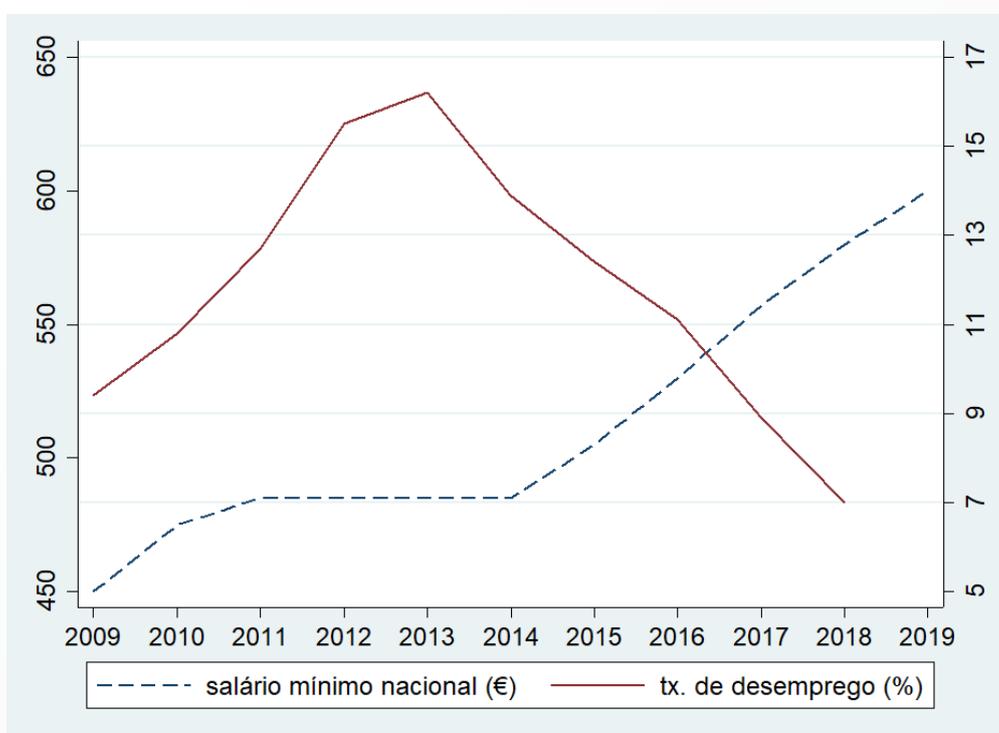
<sup>1</sup> As fontes das variáveis referidas encontram-se descritas em detalhe na secção 2. deste caderno.

<sup>2</sup>Legalmente, o salário mínimo nacional é designado por Retribuição Mínima Mensal Garantida. No entanto, opta-se ao longo do texto por adotar a designação salário mínimo ou salário mínimo nacional por apelo à concisão e à maior inteligibilidade do conceito.

Importa notar que, apesar das preocupações iniciais suscitadas em relação a potenciais efeitos negativos – nomeadamente por parte da Comissão Europeia, de forma vincada nos country reports de 2016 e 2017 (CE, 2016, 2017) – o aumento do salário mínimo foi acompanhado de um aumento expressivo do emprego, verificando-se a criação de cerca de 400 mil empregos entre o final de 2014 e o final de 2018. Como consequência, a taxa de desemprego baixou de 13,9% em 2014 para 7% em 2018.

Figura 2

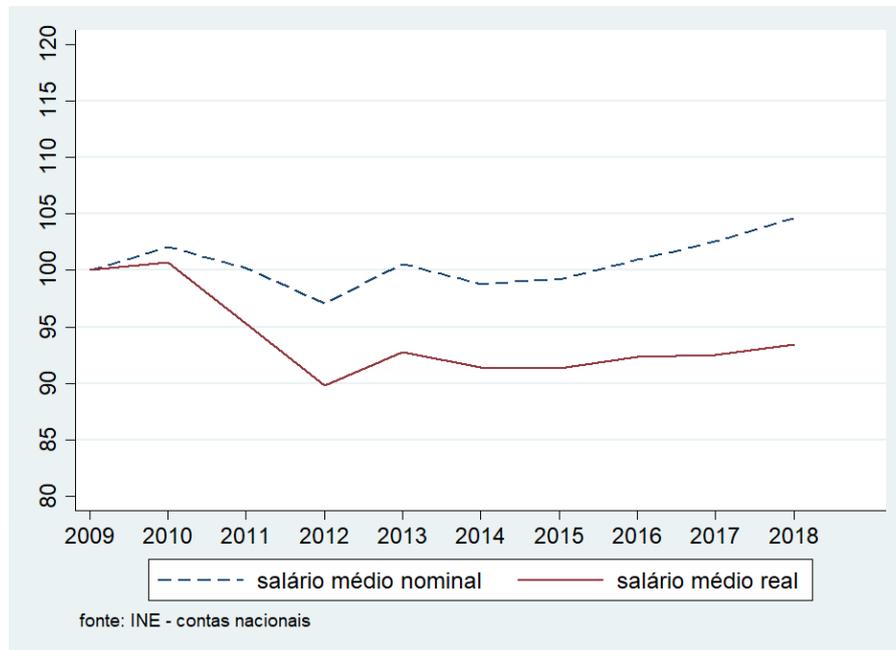
Salário Mínimo Nacional e Taxa de Desemprego (2009-2019)



O aumento do salário mínimo não foi, contudo, seguido por aumentos equivalentes nos níveis salariais médios agregados, com os salários médios nominais e reais a apresentarem uma progressão muito menos pronunciada. Entre 2014 e 2018, o salário médio nominal aumentou um total de 5,87% (1,44%, em média, por ano), enquanto o salário médio real aumentou um total de 2,24% (0,56%, em média, por ano).

**Figura 3**

**Salário Médio (2009-2018)**



Pode ainda observar-se que o salário médio (nominal e real) apresentou uma baixa elasticidade em relação à evolução do PIB, sobretudo nos primeiros anos da recuperação económica. A sensibilidade do salário nominal ao crescimento do PIB nominal aumentou, contudo, nos últimos dois anos da amostra (2017 e 2018).

**Figura 4**

**PIB Nominal e Salário Médio Nominal (2009-2018)**

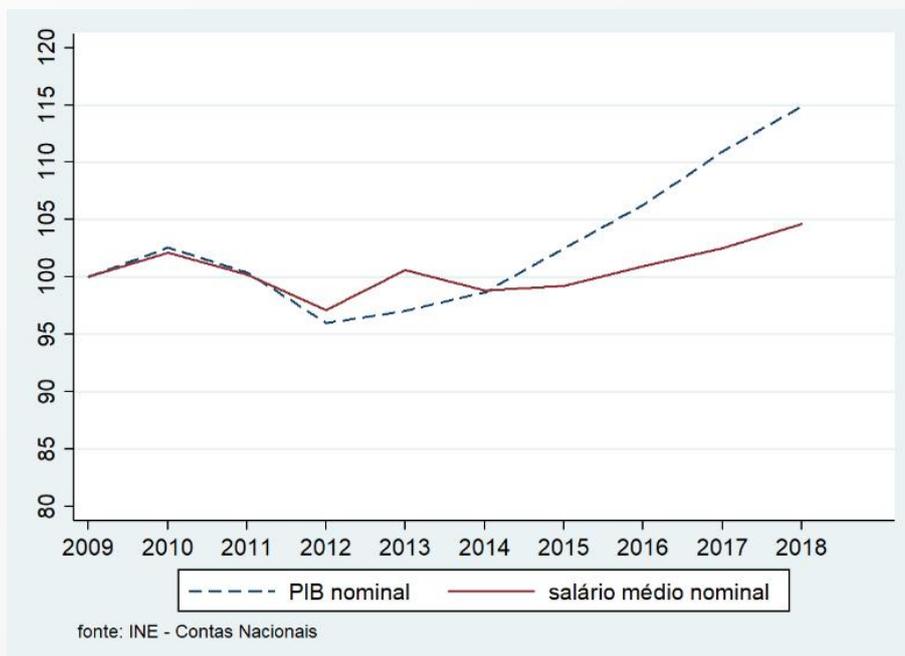
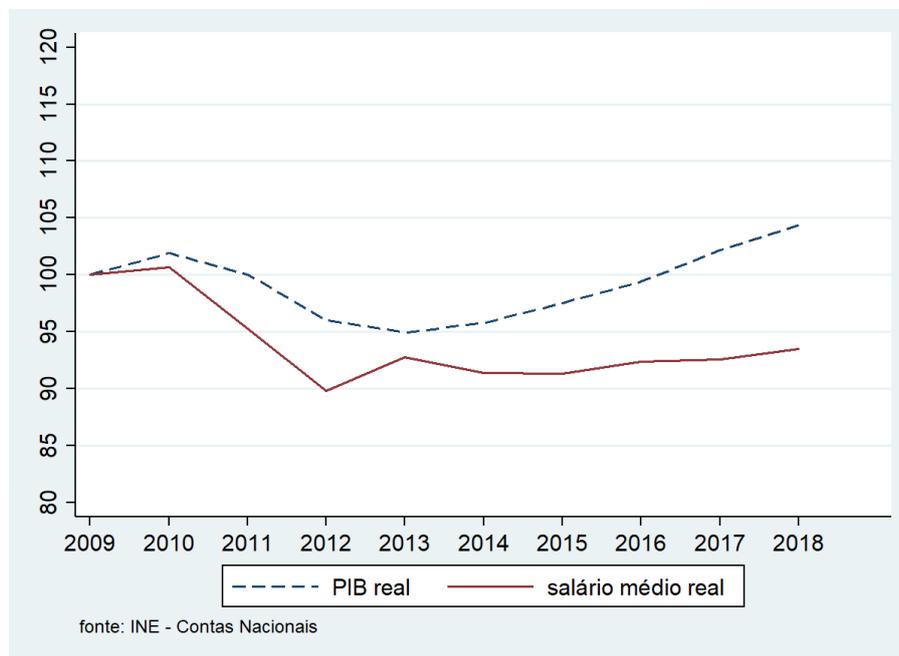


Figura 5

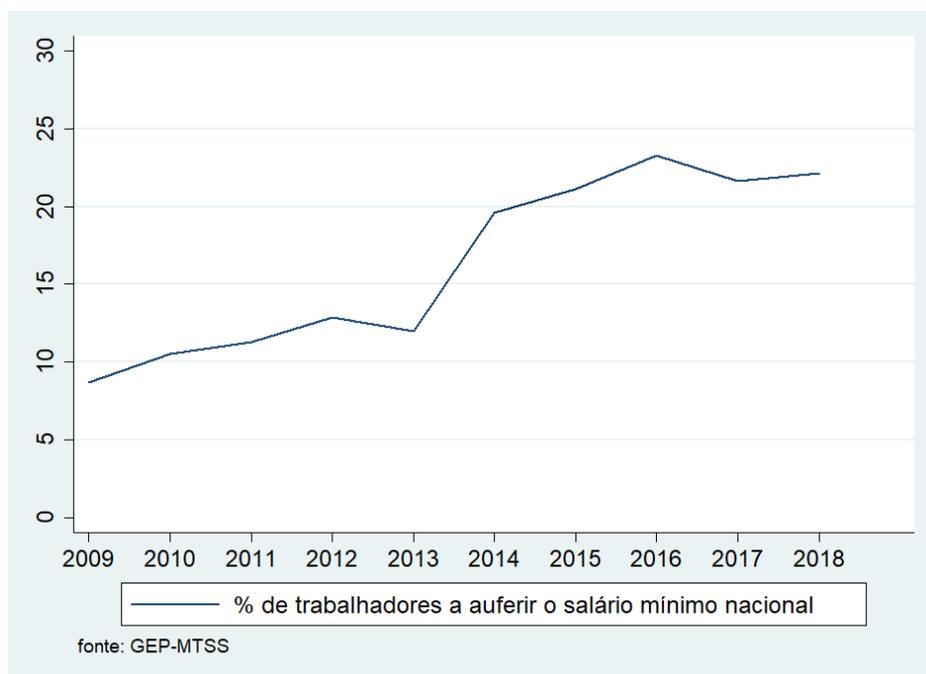
**PIB Real e Salário Médio Real (2009-2018)**



Uma tendência de subida dos salários médios mais lenta do que a evolução do salário mínimo traduziu-se num aumento da percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo nacional. Esse valor aumentou de 12% no final de 2013 para 22,1% no final de 2018. Mas essa evolução não foi homogênea ao longo do tempo: após subir acentuadamente de 12% em 2013 para 23,3% em 2016, a percentagem de trabalhadores a receber o salário mínimo entrou numa tendência de estabilização e decresceu ligeiramente para 22,1% em 2018. Este desenvolvimento sugere uma maior capacidade da estrutura salarial para acomodar aumentos salariais nos níveis imediatamente acima do salário mínimo nos últimos dois anos.

Figura 6

**Percentagem de Trabalhadores a Auferir o Salário Mínimo Nacional (2009-2018)**



Uma análise mais concludente requer que se olhe para a evolução dos dados a nível setorial<sup>3</sup>. No que respeita à percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo, observa-se uma elevada heterogeneidade. Setores como o Alojamento e Restauração (I) e Outras Atividades de Serviços (S) apresentam percentagens acima dos 30% em 2017, enquanto setores como as Atividades de Informação e Comunicação (J) e as Atividades Financeiras e de Seguros (K) possuem percentagens consistentemente inferiores a 10%. Por outro lado, a evolução ao longo dos anos é também caracterizada por diferenças assinaláveis entre os setores. Os setores do Alojamento e Restauração (I) e das Atividades Administrativas e dos Serviços de Apoio (N), por exemplo, apesar de terem ambos uma elevada proporção de trabalhadores abrangidos pelo salário mínimo, veem essa proporção evoluir de forma diferente ao longo do tempo. Enquanto no setor do Alojamento e Restauração (I) essa proporção sobe continuamente, nas Atividades Administrativas e dos Serviços de Apoio (N) verifica-se uma descida pronunciada no ano de 2017 (ver figura 1 do anexo).

<sup>3</sup> A análise aqui conduzida respeita ao intervalo de anos entre 2014 e 2017. A definição deste intervalo mais restrito é determinada pela comparabilidade com as taxas de crescimento dos salários médios nominais, extraídas das contas nacionais, que, no presente, se encontram apenas publicadas até 2017. Deve ainda sublinhar-se que os valores anuais referidos resultam da média simples dos valores reportados em abril e outubro de cada ano.

A informação apresentada até este momento permite afirmar que a recuperação da economia portuguesa evidencia três características definidoras: i) uma reduzida elasticidade entre salários nominais e reais e o crescimento económico, ii) um crescimento pronunciado do salário mínimo a um ritmo largamente superior ao aumento dos salários médios nominais; iii) um padrão heterógeno da proporção de trabalhadores a receber o salário mínimo em diferentes setores.

Quando consideradas no seu conjunto, estas características conduzem à questão de quão importante poderá ter sido a decisão política de subir o salário mínimo na evolução distinta dos salários nominais em cada setor. Com uma tendência de estagnação/subida moderada dos salários médios nominais, podemos colocar a hipótese de que os setores que possuem maior percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo possam ter verificado um maior crescimento do seu salário médio nominal ao longo do período considerado.

O aumento do salário mínimo nacional pode ter impacto na estrutura salarial através de, essencialmente, dois efeitos: i) um efeito direto, associado à subida dos salários que se encontravam abaixo do novo valor fixado de maneira a cumprirem o novo salário mínimo fixado pela lei; e ii) um efeito indireto, associado ao efeito de propagação que o aumento do salário mínimo pode causar nos outros níveis da estrutura salarial, nomeadamente nos níveis imediatamente superiores ao novo mínimo. Esse efeito pode fazer-se sentir por meio da necessidade de fazer ajustamentos nas categorias salariais de modo a manter o diferencial relativo entre as diversas funções no seio do setor/empresa. Esses ajustamentos podem ser realizados ao nível da empresa e/ou podem desencadear uma atualização dos níveis salariais em sede de contratação coletiva.

Existe uma vasta bibliografia empírica que procura estimar cada um destes efeitos. Um estudo influente recentemente publicado, que faz uso de uma vasta base de dados para os EUA, estima que, entre 1979 e 2016, os aumentos do valor do salário mínimo foram responsáveis por uma valorização adicional dos salários norte-americanos de 4,1%, se apenas considerado o efeito direto, e de 6,8%, se for considerado a ação conjugada dos efeitos direto e indireto (Cengiz et al, 2019). No entanto, é muito difícil generalizar as estimativas dos estudos internacionais para o interior de cada contexto nacional. Como nos alerta Grimshaw et al.

(2014), os efeitos do salário mínimo na estrutura salarial dependem em grande medida da articulação deste instrumento com as demais instituições relacionadas com as relações laborais, muito distintas em cada país, nomeadamente no que concerne à estrutura e abrangência dos processos de negociação coletiva.

O quadro analítico implementado irá apenas debruçar-se sobre o impacto global da evolução do salário mínimo na evolução dos salários médios nominais, não distinguindo entre os efeitos diretos e indiretos por imperativo das limitações colocadas pela fonte dos dados utilizada (as contas nacionais setoriais publicadas pelo INE).

No que resta do texto, irá proceder-se a uma análise bivariada e em dados de painel, a fim de avaliar a importância da evolução do salário mínimo na explicação das diferenças intersetoriais na dinâmica dos salários médios nominais.

## Análise Bivariada

Esta secção apresenta uma análise bivariada assente nas principais variáveis de interesse: a taxa de crescimento média dos salários nominais por setor ( $g_w$ ) e a proporção de trabalhadores a auferir o salário mínimo por setor ( $mw_{cov}$ ).

A taxa de crescimento média nominal dos salários em cada setor é calculada a partir dos dados disponibilizados pelo INE nas contas nacionais à escala setorial. O salário médio é calculado a partir do rácio das remunerações setoriais – que são parte do cálculo do PIB na ótica do rendimento - pelo número de postos de trabalho remunerados do respetivo setor. A proporção setorial dos trabalhadores que auferem o salário mínimo é extraída do inquérito aos ganhos e duração do trabalho, periodicamente publicado pelo GEP-MTSS nos seus boletins estatísticos mensais. Infelizmente, as contas nacionais setoriais encontram-se apenas publicadas até 2017, pelo que o período de análise terá de ficar restrito ao período de 2014 a 2017.

É importante esclarecer a utilização da proporção de trabalhadores a auferir o salário mínimo em cada setor como variável relevante para a análise do impacto do salário mínimo nos salários médios nominais. Pode surgir a questão sobre qual o motivo de se preferir esta variável, enquanto se omite da análise o valor dos aumentos anuais do salário mínimo. Esta opção metodológica pode ser sustentada por dois fatores: em primeiro lugar, o aumento do salário mínimo é transversal a todos os setores, pelo que o seu poder explicativo sobre o efeito diferenciado sobre cada um deles não é relevante; por outro lado, como em todo o período considerado na amostra houve lugar a atualizações do salário mínimo e elas têm de se estender a todos os setores por imperativo legal, a percentagem de trabalhadores que auferia o salário mínimo em cada setor no momento da atualização é um bom indicador da intensidade relativa com que a alteração afeta cada setor.

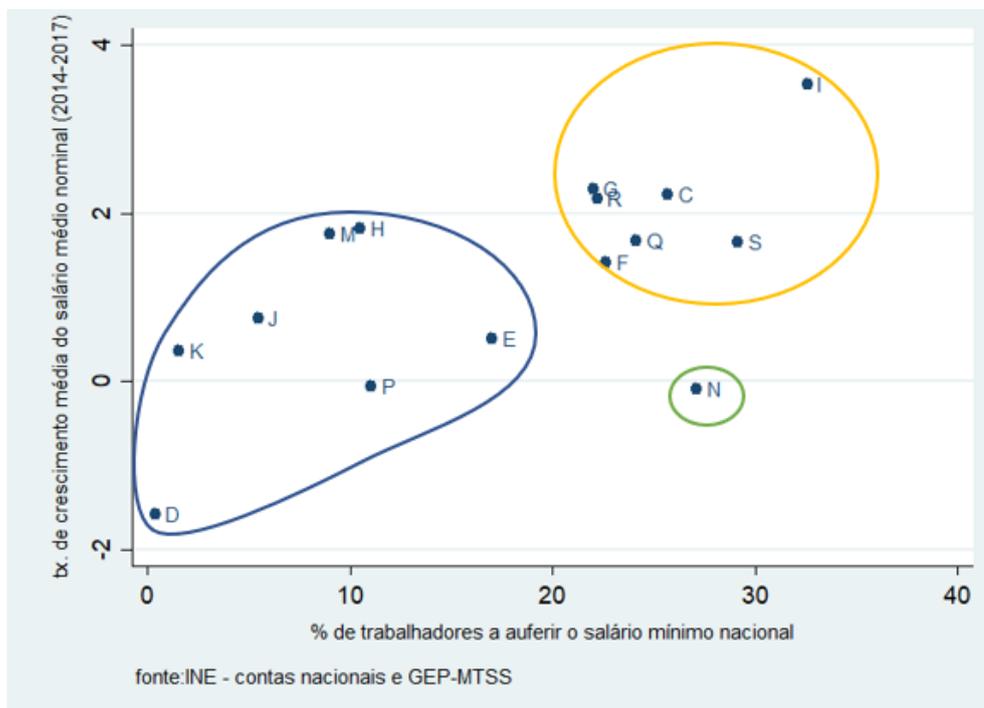
O facto de se tratar de uma análise bivariada impõe a utilização de dados médios ao longo do período da amostra. Esta limitação será mais tarde abandonada aquando da transição para a análise em dados de painel.

12 / 34

### **Análise Gráfica**

A projeção gráfica das variáveis de interesse ao longo do período da amostra permite ter a perceção – como esperado – de que existe uma relação positiva entre a percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo em cada setor e o crescimento do seu salário médio nominal. Esta perceção global, contudo, deve ser considerada de forma cautelosa. Uma observação mais detalhada revela ser possível classificar os setores em, pelo menos, duas categorias, assim como identificar um *outlier* (o setor N).

Figura 7



A primeira categoria inclui os setores cuja proporção média de trabalhadores a receber o salário mínimo se encontra abaixo dos 20% (no interior da bolha azul, no gráfico). Nesta categoria, a associação entre as duas variáveis aparenta ser muito fraca. Setores como as Atividades Financeiras e de Seguros (K), Atividades de Informação e Comunicação (J) e Educação (P) apresentam evoluções contrastantes dos seus salários médios nominais, apesar de partilharem entre si uma proporção reduzida de trabalhadores a auferir o salário mínimo. Este comportamento dos dados, contudo, segue a intuição: se a proporção é baixa, outras variáveis explicativas além da evolução do salário mínimo têm maior probabilidade de se imporem na dinâmica dos salários.

A outra categoria (no interior da bolha laranja, no gráfico) inclui todos os setores com uma proporção de trabalhadores a auferir o salário mínimo superior a 20%, à exceção do setor N. É possível verificar que, no seio deste grupo, o crescimento do salário médio nominal é consistentemente superior ao crescimento verificado nos setores que se encontram abaixo desse valor de cobertura. Em alguns casos, a correlação positiva afigura-se óbvia, como no caso do setor do Alojamento e Restauração (I), que regista simultaneamente a maior proporção de trabalhadores a receber o salário mínimo e o maior crescimento do salário médio nominal de todos os setores. Todavia, nos casos dos setores da Construção (F), Comércio por Grosso e Retalho (G),

Atividades de Saúde Humana e Apoio Social (Q), Atividades Artísticas, de Espetáculos, Desportivas e Recreativas (R) e Outras Atividades de Serviços (S), a correlação positiva não é tão forte: todos apresentam uma elevada proporção de trabalhadores a auferir o salário mínimo acompanhado por uma subida nos seus salários médios nominais, mas o valor dos crescimentos salariais – ainda que sempre acima do valor médio (1,44%) – revela-se diferente para valores semelhantes de cobertura do salário mínimo. O que esta observação pode indicar é que o posicionamento de um setor numa posição relativa abaixo ou acima de um determinado valor de cobertura do salário mínimo é mais importante para explicar um crescimento do salário médio nominal acima ou abaixo da média do que a observação de um valor específico de cobertura dos salários médios nominais. Esta intuição será retomada mais tarde.

### **Correlação de Spearman**

Nesta secção, a análise é aprofundada através do cálculo dos coeficientes de correlação de Spearman. A escolha deste método de cálculo de correlação entre variáveis – em lugar de outros mais comuns, como a correlação de Pearson – é determinado por duas razões. A primeira relaciona-se com a dimensão da amostra. A amostra utilizada não é de grande dimensão ( $n = 15$ ). Esta característica não favorece o uso de técnicas cuja validade da inferência estatística dependa de uma convergência assintótica para a distribuição normal, como no caso da correlação de Pearson. A correlação de Spearman é calculada a partir de um procedimento não paramétrico, que não depende da teoria assintótica para validar a inferência estatística a partir dos seus resultados, o que a torna particularmente adequada num contexto de amostras de pequena dimensão. Em segundo lugar, ao contrário da correlação de Pearson, a correlação de Spearman não impõe um ajustamento linear dos dados para o seu cálculo. Impõe apenas a premissa menos exigente de que os dados estejam monotonicamente relacionados, sendo, por conseguinte, capaz de capturar dimensões mais amplas de relação entre as variáveis. Para uma discussão global do método, ver Newbold (2013).

O valor da correlação de Spearman está balizado entre -1 e 1. Um valor positivo do coeficiente indica uma correlação positiva entre as variáveis, enquanto um valor negativo indica uma correlação negativa.

Num primeiro momento, calcula-se a correlação de Spearman considerando dois cenários: um cenário A, considerando todos os setores, e um cenário B, excluindo o setor N, previamente identificado como sendo um outlier. O cálculo deste segundo cenário é justificado pelo conhecimento prévio de que a correlação de Spearman tem uma elevada sensibilidade à presença de outliers. Os resultados encontram-se descritos na tabela seguinte:

Tabela 1

	<b>A</b>	<b>B</b>
	$n$ = 15 ( <i>todos os setores</i> )	$n$ = 14 ( <i>setor N excluído</i> )
$(g_w, mw_{cov})$	$\rho = 0,439$ (0,101)	$\rho = 0,626^{**}$ (0,017)
*, ** e *** ilustram, respetivamente, significância estatística a dez, cinco e um por cento.		

Onde  $\rho$  representa o coeficiente de Spearman e os valores entre parêntesis representam o valor-p associado ao respetivo coeficiente.

De um modo geral, os resultados são favoráveis à hipótese considerada anteriormente. O cenário A – que integra o *outlier* – apresenta uma correlação mais fraca entre as variáveis e não se mostra estatisticamente significativa, mesmo que a 10%. Este resultado, contudo, não deve ser sobreavaliado devido aos efeitos de distorção introduzidos pelo *outlier*. Em contraponto, o mais representativo cenário B evidencia uma forte correlação positiva entre o crescimento médio dos salários médios nominais ( $g_w$ ) e a taxa de cobertura média do salário mínimo ( $mw_{cov}$ ) em cada setor, estatisticamente significativa a 5%.

Com efeito, os resultados sugerem que, uma vez expurgado o efeito de distorção causado pelo *outlier*, pode esperar-se uma forte correlação positiva entre as variáveis, com um elevado grau de confiança estatística.

Considera-se agora uma diferente perspetiva para o estudo da relação entre as variáveis. Como já se notou anteriormente, a análise gráfica dos dados parece sugerir que o salário mínimo exerce a sua

influência sobre o crescimento dos salários médios setoriais de um modo mais categórico do que contínuo.

Seguindo essa hipótese de investigação, gera-se uma nova variável categórica cujo valor depende do intervalo de cobertura de salário mínimo em que cada setor está inserido.

A variável é calculada de acordo com a equivalência descrita na tabela seguinte:

Tabela 2

Variável categórica ( <i>mw_cov_c</i> )	Trabalhadores a auferir o salário mínimo (%)
1	0 - 10
2	10 - 20
3	20 - 30
4	30 - 40

Este procedimento tem o potencial de avaliar a correlação do crescimento dos salários médios nominais com diferentes segmentos de cobertura de salário mínimo, abstraindo-se da relação com o valor específico dos valores de cobertura dentro de cada intervalo.

16 / 34

Na tabela seguinte, são reportados os valores da correlação de Spearman para os dois cenários já considerados anteriormente:

Tabela 3

	<i>A</i>	<i>B</i>
	<i>n</i> = 15 ( <i>todos os setores</i> )	<i>n</i> = 14 ( <i>setor N excluído</i> )
( <i>g_w, mw_cov_c</i> )	$\rho = 0,559^{**}$ (0,030)	$\rho = 0,689^{***}$ (0,001)
*, ** e *** ilustram, respetivamente, significância estatística a dez, cinco e um por cento.		

Comparando com os valores da primeira tabela, observa-se um aumento do valor dos coeficientes e da significância estatística em ambos os cenários. No cenário A, o valor do coeficiente aumenta de 0,439 para 0,559 e – mais importante – a correlação torna-se significativa a 5%, enquanto no caso anterior não se mostrava sequer estatisticamente significativa a 10%. No cenário B, o coeficiente regista um aumento

ligeiro, de 0,626 para 0,689, enquanto a significância estatística é reforçada, sendo possível assumir uma significância estatística a 1%.

O aumento da intensidade das correlações, e a melhoria da significância estatística relativamente ao caso em que a cobertura do salário mínimo é analisada de forma contínua, favorecem a ideia de que o salário mínimo influencia positivamente a evolução dos salários, ainda que de um modo descontínuo e estratificado.

## Dados de Painel

### Descrição de variáveis e especificação geral do modelo

Nesta secção, abandona-se a análise bivariada e procede-se a uma análise em dados de painel. Esta abordagem permite observar a relação entre variáveis através da análise de diferentes observações ao longo do tempo. No contexto desta investigação, tal significa que podemos monitorizar o comportamento de variáveis de interesse para cada um dos setores de atividade ao longo dos quatro anos da amostra (2014-2017). Tendo presente as características de *outlier* do setor N, optou-se por não o incluir na amostra a ser estimada. Assim, o painel será constituído por um total de catorze setores.

A análise em dados de painel apresenta vantagens em relação à análise bivariada conduzida anteriormente. Em primeiro lugar, é possível fazer uso pleno da informação contida na amostra. Recorde-se que a análise bivariada forçava a utilização de valores médios ao longo da amostra para ser implementada, levando a consequentes perdas de informação. Por outro lado, permite controlar o efeito que outras variáveis podem exercer na variável dependente e cuja omissão pode enviesar a estimativa dos coeficientes e das significâncias estatísticas da análise bivariada.

Serão considerados dois modelos, inspirados pelos resultados preliminares fornecidos pelas análises gráfica e bivariada. O modelo 1 inclui a percentagem de cobertura setorial do salário mínimo enquanto variável contínua, enquanto o modelo 2 considera o efeito da cobertura setorial do salário mínimo como uma variável categórica, seccionada

por diferentes intervalos de cobertura iguais aos anteriormente definidos.

Os modelos são formalmente definidos como:

$$\text{Modelo 1: } g_{w_{it}} = \beta_0 + \beta_1 mw_{cov_{it}} + \beta_2 g_{e_{it}} + \beta_3 g_{prod_{it}} + \text{efeitos temporais} + \alpha_i + u_{it}$$

$$\text{Modelo 2: } g_{w_{it}} = \beta_0 + \beta_1 cov_{10\_20_{it}} + \beta_2 cov_{20\_30_{it}} + \beta_3 cov_{30\_40_{it}} + \beta_4 g_{e_{it}} + \beta_5 g_{prod_{it}} + \text{efeitos temporais} + \alpha_i + u_{it}$$

onde  $g_{w_{it}}$  – taxa de crescimento do salário médio nominal;  $mw_{cov_{it}}$  – percentagem de cobertura do salário mínimo nacional;  $g_{e_{it}}$  – taxa de crescimento do emprego;  $g_{prod_{it}}$  – taxa de crescimento da produtividade nominal<sup>4</sup>;  $cov_{10\_20_{it}}$ ,  $cov_{20\_30_{it}}$  e  $cov_{30\_40_{it}}$  – variáveis binárias que tomam o valor 1 quando a cobertura percentual de trabalhadores com o salário mínimo se encontra dentro do respetivo intervalo, e 0 caso contrário; *efeitos temporais* – variáveis binárias (com exceção do ano base) que tomam o valor 1 para o respetivo ano e 0 no caso contrário (não se encontram explicitadas por parcimónia na apresentação do modelo);  $\alpha_i$  – heterogeneidade individual (setorial) não observável e  $u_{it}$  – erro idiossincrático.

18 / 34

Ambos os modelos incluem as duas variáveis centrais da análise bivariada, a taxa de crescimento do salário médio nominal e a percentagem de trabalhadores abrangidos pelo salário mínimo em cada setor, de modo contínuo (modelo 1) ou de modo categórico através de variáveis binárias (modelo 2).

Os modelos controlam também para o efeito de duas outras variáveis com impacto esperado na trajetória de evolução do salário médio nominal: a taxa de crescimento do emprego, que pretende ser uma variável de controlo do lado da procura, e a taxa de crescimento da produtividade nominal, que pretende ser uma variável de controlo do lado da oferta. Os efeitos temporais são também controlados, evitando a existência de relações espúrias entre variáveis apenas devido à existência de tendências temporais agregadas comuns.

No que respeita às variáveis binárias que representam a cobertura setorial do salário mínimo no modelo 2, importa notar que a ausência da

<sup>4</sup> Mais rigorosamente, produtividade aparente do trabalho, medida em número de trabalhadores em termos nominais.

variável representativa do intervalo de base (0%-10%) está relacionada com a exigência que a correta especificação dos modelos econométricos impõe a esta categoria de variáveis, requerendo que se existirem  $n$  categorias representadas por variáveis binárias apenas  $n-1$  variáveis sejam inseridas no modelo. A variável omitida assume-se como variável de base para a interpretação das restantes variáveis. Esta função será clarificada aquando da discussão de resultados.

### **Seleção do método de estimação**

Considera-se inicialmente a escolha entre o estimador de efeitos aleatórios e o estimador de efeitos fixos. Em dados de painel, a seleção do método de estimação depende crucialmente das hipóteses assumidas sobre a relação existente entre a componente de heterogeneidade individual não observada ( $\alpha_i$ ) e as variáveis explicativas do modelo ( $X_{it}$ ). Sob a hipótese de exogeneidade estrita entre ( $\alpha_i$ ) e ( $X_{it}$ ), o estimador de efeitos aleatórios é mais eficiente do que o estimador de efeitos fixos. Por outro lado, o modelo de efeitos fixos tem a vantagem de gerar estimativas consistentes sob a hipótese de que existe correlação entre a heterogeneidade individual não observada e as variáveis explicativas do modelo. Tem ainda a vantagem de permitir controlar para o efeito das variáveis não observadas que são fixas no tempo. No entanto, é pouco adequado para a estimação de variáveis que apresentam reduzida variabilidade temporal. A estimação por efeitos aleatórios é conduzida através do estimador GLS (*Generalized Least Squares*), enquanto a estimação por efeitos fixos é conduzida através do estimador OLS (*Ordinary Least Squares*), após a respetiva transformação do modelo. Uma discussão detalhada das condições de aplicação e vantagens/desvantagens de cada um dos métodos pode ser encontrada em Wooldridge (2010) e Green (2003).

A escolha entre o estimador de efeitos aleatórios e o estimador de efeitos fixos é sustentada no teste de Hausman (Hausman, 1978). Sob a hipótese nula, o teste assume que não existem diferenças significativas entre os coeficientes estimados pelo estimador de efeitos aleatórios e o estimador de efeitos fixos. A intuição consequente é a de que, se não existem diferenças significativas entre os coeficientes estimados, o possível enviesamento causado pela não verificação da condição de exogeneidade estrita entre a heterogeneidade não observada do erro e os regressores é negligenciável. Com efeito, a não rejeição da hipótese

nula favorece a seleção do estimador de efeitos aleatórios, em razão da sua maior eficiência, enquanto a rejeição da hipótese nula favorece a seleção do estimador de efeitos fixos, devido à maior garantia de não enviesamento dos seus coeficientes sob condições menos restritivas.

Na sua forma original, os resultados do teste de Hausman não são válidos sob a condição de heterocedasticidade. Para superar esse condicionalismo, os resultados aqui considerados serão os resultados do teste na sua versão robusta. Para ambos os modelos especificados, não é possível rejeitar a hipótese nula a um nível de significância de 5% (ver anexo), pelo que o resultado favorece a utilização do estimador de efeitos aleatórios.

Num momento posterior, realiza-se o teste de Breusch-Pagan-Godfrey (BP) para a presença de efeitos aleatórios (Breusch e Pagan, 1980). Sob a hipótese nula, o teste assume que a variância da heterogeneidade individual não observada é nula. A sua não rejeição sugere que a heterogeneidade individual não observada não é estatisticamente diferente de 0, pelo que o estimador pooled-OLS também é consistente e a inferência estatística pode ser realizada com esse estimador, desde que sejam assumidos desvios-padrão robustos (Wooldridge, 2010, p.265). Nesse contexto, devem-se esperar resultados próximos ou iguais aos calculados pelo estimador de efeitos aleatórios.

20 / 34

Nos dois modelos em estudo, o resultado do teste sugere a não rejeição da hipótese nula. Na verdade, o valor da estatística teste é igual a 0. Como assinalado por Wooldridge (2010, p.265), este resultado pode estar associado à presença de uma forte autocorrelação negativa dos resíduos, característica de variáveis diferenciadas. Embora os dados dos modelos não se encontrem diferenciados, o facto de três das variáveis serem incluídas como taxas de crescimento pode favorecer uma estrutura de dados com um comportamento semelhante.

Como os estimadores de efeitos aleatórios e pooled-OLS apresentaram resultados muito semelhantes entre si, optou-se por colocar os resultados deste último estimador em anexo por um critério de parcimónia na exposição. Ainda assim, a verificação dos resultados pode ser útil para demonstrar a sua consistência.

Na apresentação de resultados, cada um dos modelos formalizados acima será avaliado na sua forma reduzida (sem variáveis de controlo) e na sua forma completa (com variáveis de controlo).

Os resultados encontram-se sintetizados na tabela abaixo:

**Tabela 3**

	Modelo1 (1) RE g_w	Modelo 1 (2) RE g_w	Modelo 2 (3) RE g_w	Modelo 2 (4) RE g_w
mw_cov	0.0898*** (5.37)	0.108*** (2.74)		
_Iyear_2	1.560 (1.52)	1.728* (1.95)	1.519 (1.41)	1.661* (1.76)
_Iyear_3	2.537*** (4.45)	2.542*** (4.51)	2.550*** (4.09)	2.559*** (4.14)
_Iyear_4	3.202*** (5.04)	3.523*** (4.53)	3.284*** (4.83)	3.573*** (4.27)
g_prod		-0.0342 (-0.33)		-0.0279 (-0.26)
g_e		-0.174 (-1.05)		-0.148 (-0.91)
cov_10_20			0.834* (1.91)	0.972 (1.38)
cov_20_30			1.944*** (4.14)	2.238** (2.22)
cov_30_40			2.450** (2.51)	2.892** (1.89)
_cons	-2.723*** (-4.32)	-2.723*** (-3.74)	-2.341*** (-3.37)	-2.260*** (-2.90)
N	56	56	56	56

*Estatística-t entre parêntesis*

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## Discussão dos resultados

Centrando a avaliação dos resultados no modelo 1, verifica-se que a percentagem de trabalhadores abrangidos pelo salário mínimo foi uma variável com uma influência positiva no crescimento dos salários nominais com elevada significância estatística (estatisticamente significativa a 1%), constituindo uma evidência favorável à hipótese de partida. Este resultado é comum ao modelo na sua forma reduzida e na sua forma completa. Contudo, deve referir-se que o valor dos coeficientes não é muito elevado: de acordo com o modelo, o aumento de um ponto percentual na cobertura setorial de trabalhadores com o

salário mínimo aumenta a taxa de crescimento dos salários médios nominais entre 0,089 e 0,108 pontos percentuais, de acordo com a forma reduzida e completa do modelo, respetivamente. Tal significa que, por exemplo, um dado setor teria de ter uma percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo que fosse dez pontos percentuais superior ao de outro para que a taxa de crescimento do salário médio nominal dos seus trabalhadores fosse superior em cerca de um ponto percentual. Além disso, sabe-se, a partir dos elementos recolhidos anteriormente, que esta estimacão em média, apesar de estatisticamente significativa, pode ocultar uma relevante heterogeneidade ao longo dos valores de cobertura do salário mínimo nacional.

Como já foi defendido, o modelo 2 preenche essa lacuna ao integrar variáveis binárias que avaliam o impacto de diferentes intervalos de cobertura do salário mínimo nacional. Os resultados demonstram que o impacto de uma cobertura entre 10% e 20% não é estatisticamente significativo e apresenta um coeficiente de menor dimensão do que as restantes categorias. Em contraponto, os intervalos entre 20% e 30% e entre 30% e 40% apresentam-se estatisticamente significativos a 5%, com exceção do intervalo entre 30% e 40% estimado pelo estimador de efeitos aleatórios, apenas estatisticamente significativo a 10%. Esta evidência está em linha com a intuição já fornecida pela análise gráfica conduzida na primeira secção, onde se observou que existia uma evidente descontinuidade a partir de valores de cobertura em torno de 20%, com os setores acima dessa fronteira a apresentarem crescimentos do seu salário médio nominal consistentemente superiores aos setores que se encontravam abaixo desse valor.

A interpretação dos coeficientes das variáveis binárias merece alguma explicação prévia, já que é mais complexa do que a das restantes variáveis. Como foi referido aquando da apresentação do modelo 2, a especificação impõe que uma das categorias definidas não seja integrada na regressão. A variável omitida tem um papel relevante para a interpretação dos resultados, uma vez que é utilizada como categoria de referência para as restantes. Como exemplo, tome-se o coeficiente da variável `cov_20_30`, que, no modelo completo, se estima ser de 2,238. A interpretação correta do coeficiente é a seguinte: um setor cuja percentagem de trabalhadores a receber o salário mínimo se encontre entre os 20% e os 30% possui, em média, uma taxa de crescimento do salário médio nominal dos seus trabalhadores superior em 2,238 pontos percentuais a setores cuja percentagem de trabalhadores a auferir o

salário mínimo se situa entre os 0% e os 10% (a variável que não se encontra explicitada na regressão). A mesma interpretação pode ser generalizada para o coeficiente da variável  $cov_{30\_40}$ . Refira-se que o valor crescente dos coeficientes das variáveis binárias à medida que se ascende no intervalo de cobertura do salário mínimo também favorece a hipótese assumida à partida: se se verificar que os setores que apresentaram maior percentagem de trabalhadores a receber o salário mínimo tiveram um maior crescimento nominal dos seus salários médios nominais, faz sentido que esse impacto positivo seja maior à medida que se ascende nas categorias definidas no modelo, tal como verificado.

Para além do olhar reservado às principais variáveis em estudo, deve também dedicar-se parte da análise a verificar o comportamento das variáveis de controlo, a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento do emprego.

A taxa de crescimento da produtividade nominal apresenta um coeficiente negativo e não é estatisticamente significativa em nenhum dos modelos. Num primeiro olhar, este resultado poderia ser encarado como surpreendente, uma vez que é comum assumir que a taxa de crescimento dos salários tende a acompanhar a taxa de crescimento da produtividade, pelo que a variável deveria ser estatisticamente significativa e apresentar um coeficiente positivo. Um resultado tão contrário ao esperado poderia ser encarado como sinal de alarme e conduzir a uma reflexão sobre a adequabilidade do modelo. No entanto, é importante esclarecer que os resultados obtidos não são atípicos no contexto temporal desta análise e, sobretudo, não são atípicos no contexto de recuperação económica após a Grande Recessão. Em primeiro lugar, trata-se de uma estimação realizada no decurso de um curto período de tempo (quatro anos). A produtividade é habitualmente um bom referencial para os salários a médio e longo-prazo, mas sabe-se que é comum existirem divergências entre as variáveis a curto-prazo. Em segundo lugar, este resultado é coerente com o aprofundamento da desigualdade funcional do rendimento durante o período considerado, com os salários a perderem peso em proporção do rendimento nacional, que implica um crescimento dos salários abaixo do valor do crescimento da produtividade. Mergulhão e Pereira (2019) é o exemplo de um estudo que analisa e confirma este desenvolvimento para o contexto recente da economia portuguesa.

A taxa de crescimento do emprego, apesar de também não se mostrar significativa em qualquer dos modelos, apresenta um coeficiente e uma estatística teste mais elevada do que a taxa de crescimento da produtividade. O coeficiente negativo é consistente com a análise gráfica que se pode fazer entre essa variável e a taxa de crescimento do salário médio nominal durante o período, onde é possível observar uma relação negativa entre as variáveis para a maioria dos setores (em anexo). Uma das possíveis explicações para esse comportamento pode ser encontrada na entrada de novos trabalhadores em contexto de expansão de emprego, cujo salário se encontra abaixo da média do setor, devido a fatores como uma baixa experiência e o reduzido tempo de permanência na empresa. Adicionalmente, deve ter-se presente que o facto de a taxa de crescimento do emprego não se mostrar estatisticamente significativa para a totalidade do painel não significa que não possa assumir-se como uma variável importante em alguns setores em particular.

Outra possibilidade – muito plausível – é que o crescimento salarial de todos os setores seja influenciado pela taxa de desemprego global da economia de uma forma não linear, mostrando os salários pouca sensibilidade à diminuição da taxa de desemprego quando esta ainda se encontra num valor elevado e aumentando a sua sensibilidade à medida que a economia se aproxima do pleno emprego. Existe abundante evidência neste sentido. Ver, por exemplo, Ferri et al (2001) e Ho, S. Y., & Iyke, B. N. (2019).

No entanto, o estudo desse impacto vai além dos objetivos deste artigo, que se centra nos fatores explicativos das assimetrias de evolução salarial no plano intersetorial.

Finalmente, deve ainda ser referido que todas as variáveis binárias temporais incluídas nas regressões são estatisticamente significativas (pelo menos, a 10%), o que assinala a pertinência de controlar os efeitos temporais que afetam a relação entre as variáveis do modelo.

## Conclusão

Este caderno analisou a importância da subida do salário mínimo, ocorrida no período 2014-2017, na explicação das diferenças intersetoriais do crescimento dos salários médios nominais. Procedeu-se a uma análise em diferentes planos, começando-se por uma análise bivariada entre as variáveis de interesse, evoluindo-se numa fase subsequente para uma análise em dados de painel.

Dos resultados alcançados, é possível concluir que:

• **A atualização do salário mínimo nacional foi determinante para explicar as diferentes evoluções salariais em cada setor atividade.**

Todos os planos de análise considerados revelam que o crescimento nominal dos salários médios variou positivamente em relação à percentagem de trabalhadores que auferiam o salário mínimo num determinado setor. Sabendo que em todos os anos considerados houve atualizações nominais do salário mínimo significativamente superiores à média do crescimento salarial do período, este resultado evidencia que a atualização do salário mínimo foi determinante para explicar o maior crescimento salarial dos setores com maior percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo. A análise em dados de painel permitiu observar que este resultado se mantém válido, mesmo que considerando variáveis de controlo para o lado da procura (taxa de crescimento do emprego) e da oferta (taxa de crescimento da produtividade).

• **Embora globalmente determinante, o efeito do salário mínimo na evolução intersetorial dos salários é melhor avaliado se considerado de forma descontínua.** Setores com uma percentagem de trabalhadores a auferir o salário mínimo superior a 20% apresentam uma taxa de crescimento dos seus salários médios nominais consistentemente superiores àqueles que se encontram abaixo desta barreira. Este resultado está de acordo com a intuição, já que se espera que para percentagens menos elevadas do salário mínimo existam outros fatores mais preponderantes. O poder explicativo do salário mínimo como fator de diferenciação setorial da evolução dos salários é mais efetivo se considerado em termos do seu impacto categórico – impacto de estar abaixo ou acima de um determinado valor de cobertura – do que do impacto marginal dentro de cada categoria.

• **A ausência da decisão política de aumentar o salário mínimo nacional teria determinado um crescimento nominal dos salários mais anémico do que o verificado.** Como se mostrou na introdução, o salário médio nominal agregado foi pouco sensível à evolução positiva do ciclo económico. Esse facto, aliado à evidência de que o crescimento do salário mínimo foi determinante para o crescimento salarial mais pronunciado dos salários nos setores com maior proporção de trabalhadores abrangidos por este, permite afirmar que a decisão de aumentar o salário mínimo foi essencial para que o crescimento dos salários não fosse mais anémico do que o verificado.

• **A capacidade do salário mínimo impulsionar o crescimento dos salários nominais revela a importância da intervenção pública tendente à revalorização salarial num contexto de baixa elasticidade dos salários em relação ao ciclo económico.** A definição do salário mínimo é tradicionalmente encarada como uma intervenção do poder público no sentido de garantir que a remuneração do trabalho não se coloca abaixo de um nível mínimo de dignidade, prevenindo que distorções no mercado de trabalho sejam utilizadas para fixar salários anormalmente baixos num contexto de poder de mercado assimétrico entre as partes. Contudo, no contexto atípico de crescimento acompanhado de estagnação salarial que caracterizou o período da recuperação económica portuguesa, o papel dos decisores públicos pode ir além dessa função tradicional. Na verdade, o que os resultados deste estudo demonstram é que, neste enquadramento, a decisão política pode ser uma importante alavanca do crescimento salarial, impulsionando ganhos salariais com impacto agregado que dificilmente teriam ocorrido na ausência da sua ação. Nesta circunstância, o salário mínimo é tanto um instrumento de política social à disposição dos decisores públicos como de política macroeconómica.

## Referências Bibliográficas

Breusch, T. S. e Pagan, A. R. (1980), "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The review of economic studies*, 47(1), 239-253.

Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., e Zipperer, B. (2019), "The effect of minimum wages on low-wage jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405-1454.

European Commission (2016), "Portugal Country Report 2016".

European Commission (2017), "Portugal Country Report 2017".

Ferri, P., Greenberg, E. e Day, R. H. (2001), "The Phillips curve, regime switching, and the NAIRU", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 46(1), 23-37.

GEP-MTSS (2019), Salário Mínimo Nacional 45 anos depois – Balanços e Perspetivas sobre o emprego e salários em Portugal.

27 / 34

Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.

Grimshaw, D., Bosch, G. e Rubery, J. (2014), "Minimum wages and collective bargaining: what types of pay bargaining can foster positive pay equity outcomes?", *British Journal of Industrial Relations*, 52(3), 470-498.

Hausman, J. A. (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.

Ho, S. Y. e Iyke, B. N. (2019), "Unemployment and Inflation: Evidence of a Nonlinear Phillips Curve in the Eurozone", *The Journal of Developing Areas*, 53(4).

Mergulhão, A. e Pereira, J. A. (2019). *Productivity-Wage Nexus: distributional approach on firms in Portugal*, GPEARI.

Newbold, P., Carlson, W. L. e Thorne, B. (2013), *Statistics for business and economics*. Boston, MA: Pearson.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge e Londres: MIT press.

# Anexos

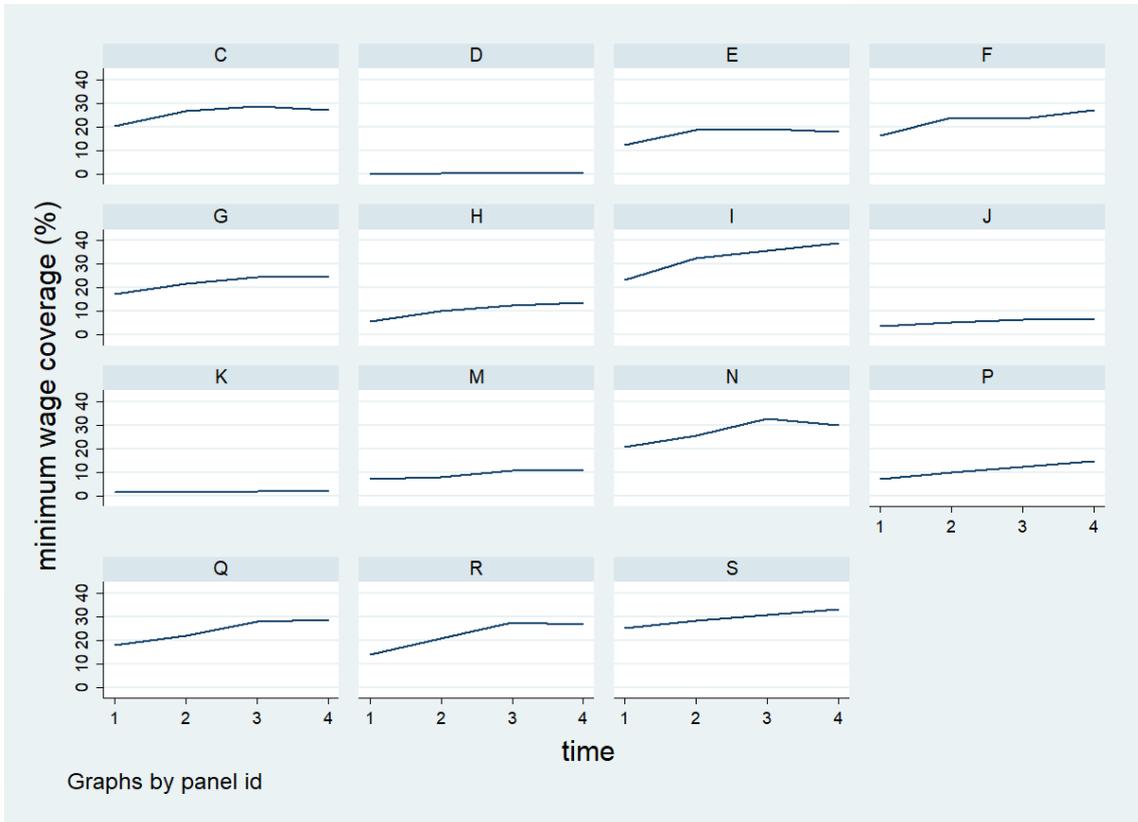
**TABELA 1 Anexos**

**Classificação dos Setores de Atividade**

<b>Classificação</b>	<b>Designação</b>
C	Indústrias Transformadoras
D	Eletricidade, gás, água quente e fria e ar frio
E	Captação, tratamento e distribuição de água; saneamento, gestão de resíduos e despoluição
F	Construção
G	Comércio por grosso e a retalho; reparação de veículos automóveis e motociclos
H	Transportes e armazenagem
I	Alojamento, restauração e similares
J	Atividades de informação e comunicação
K	Atividades financeiras e de seguros
M	Atividades de consultoria, científicas, técnicas e similares
N	Atividades administrativas e dos serviços de apoio
P	Educação
Q	Atividades de Saúde Humana e apoio social
R	Atividades artísticas, de espetáculos, desportivas e recreativas
S	Outras atividades de serviços

**FIGURA 1 Anexos**

**% de Trabalhadores a Auferir o Salário Mínimo Nacional por Setor de Atividade (2014-2017)**



**TABELA 2 Anexos**

Teste de Hausman	
Modelo 1 (completo)	Modelo 2 (completo)
$\chi^2_{(6)} = 10,99$ (0,089)	$\chi^2_{(8)} = 6,90$ (0,5479)
<i>valor - p entre ()</i>	

FIGURA 2 Anexos

Crescimento % dos Salários Médios Nominais e do Emprego por Setor de Atividade (2014-2017)

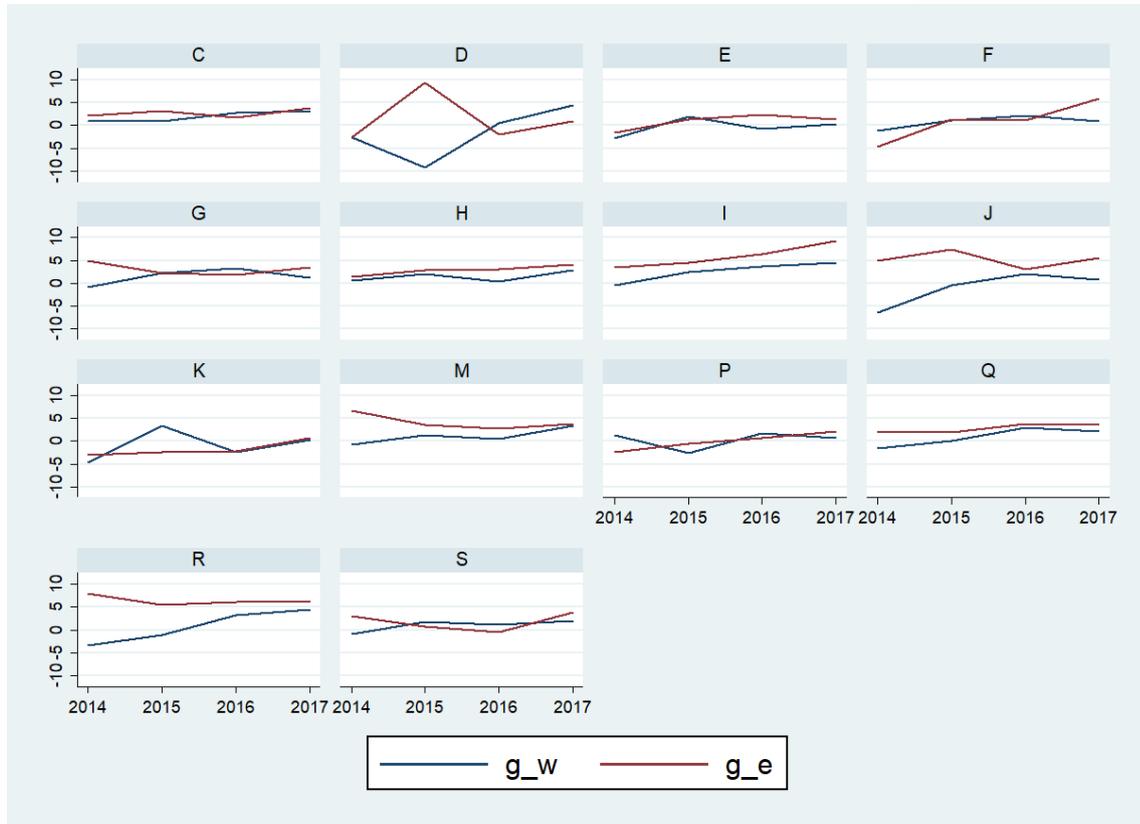
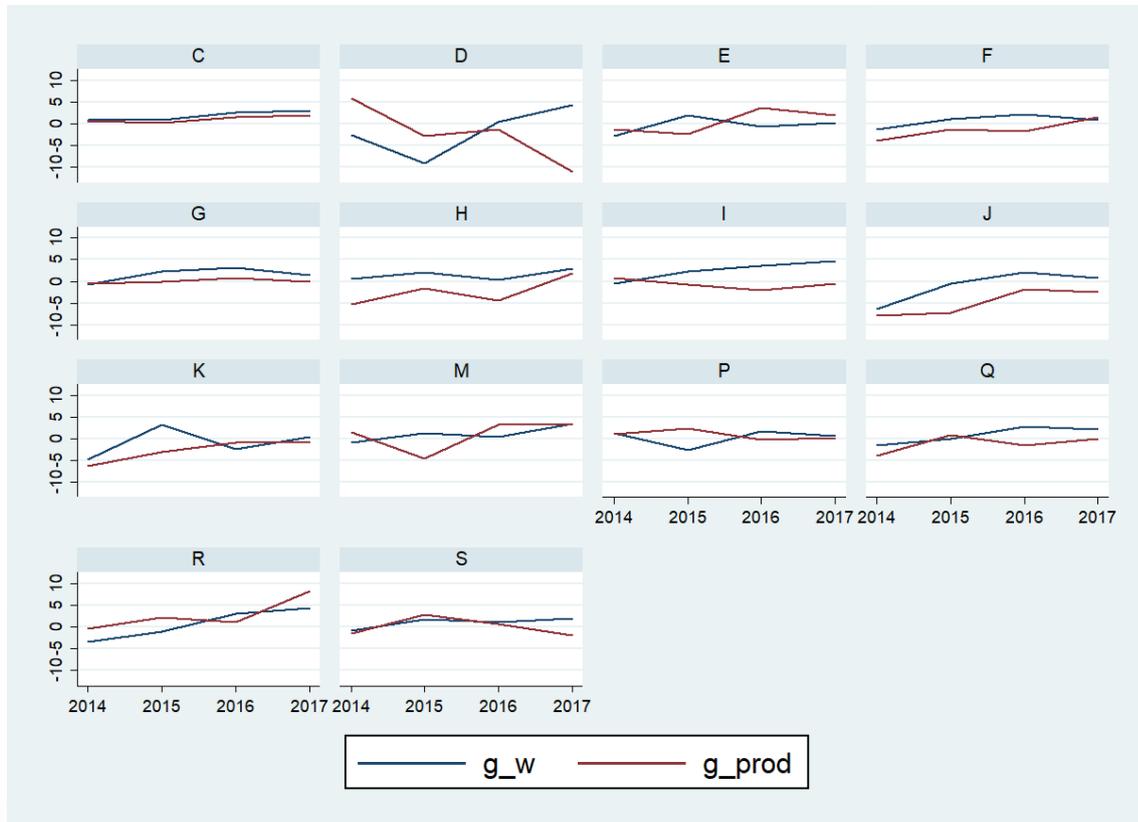


FIGURA 3 Anexos

Crescimento % dos Salário Médios Nominais e da Produtividade Nominal por Setor de Atividade (2014-2017)



**TABELA 3 Anexos**

	(1) POLS g_w	(2) POLS g_w	(3) POLS g_w	(4) POLS g_w
mw_cov	0.0898*** (2.69)	0.108*** (2.80)		
_Iyear_2	1.560 (1.55)	1.728* (1.96)	1.519 (1.46)	1.661* (1.77)
_Iyear_3	2.537*** (4.00)	2.542*** (3.80)	2.550*** (3.88)	2.559*** (3.67)
_Iyear_4	3.202*** (4.38)	3.523*** (4.48)	3.284*** (4.61)	3.573*** (4.54)
g_prod		-0.0342 (-0.33)		-0.0279 (-0.27)
g_e		-0.174 (-1.11)		-0.148 (-0.91)
cov_10_20			0.834 (1.00)	0.972 (1.14)
cov_20_30			1.944** (2.29)	2.238** (2.36)
cov_30_40			2.450** (2.54)	2.892** (2.27)
_cons	-2.723*** (-3.75)	-2.723*** (-3.98)	-2.341*** (-2.77)	-2.260*** (-2.69)
<i>N</i>	56	56	56	56

*Estatísticas-t entre parêntesis*

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$



## **Observatório sobre Crises e Alternativas**

CES Lisboa  
Picoas Plaza  
Rua do Viriato, 13, Lj 117 / 118  
1050-227 Lisboa

Tel. +351 216 012 848  
Fax. +351 239 855 589

[observatoriocrises@ces.uc.pt](mailto:observatoriocrises@ces.uc.pt)  
[www.ces.uc.pt/observatorios/crisalt](http://www.ces.uc.pt/observatorios/crisalt)