

"THE FUTURE HAS NOT TURNED OUT SO WELL"

- A. WILLIAM H. PHILLIPS.

Sebastião Fachada Fonseca

Existe uma curva salarial em Portugal?

*Trabalho de projeto em economia, na especialidade de economia
do crescimento e das políticas estruturais, apresentada à
Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para obtenção
do grau de mestre.*

01/2018





FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Sebastião Fachada Fonseca

Existe uma curva salarial em Portugal?

Trabalho de projeto em economia, na especialidade de economia
do crescimento e das políticas estruturais, apresentada à
Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para
obtenção do grau de mestre.

Orientador: Professor Doutor Pedro Miguel Avelino Bação.

Eiras, Coimbra, 2018

Agradecimentos

Em primeiro lugar, devo agradecer a todos os professores (do ramo) desta casa, embora a alguns em especial e eles sabem quem são, ou se não sabem, desconfiam bem, pelo apoio que me foi dado ao longo destes anos, ajudando-me a progredir academicamente e pessoalmente.

É preciso deixar claro que o Professor Pedro Bação prestou um contributo essencial neste trabalho, sobretudo na parte econométrica, sem o qual teria sido impossível concluir o projeto.

Um “Obrigado” para todas as pessoas que me são próximas, proporcionalmente maior na medida da nossa proximidade, pelo vosso encorajamento nesta etapa da minha vida.

Resumo

Através de dados macroeconómicos e regionais, é estimada uma curva salarial (*wage-setting curve*) para Portugal, seguindo a referência dos trabalhos fundadores de David G. Blanchflower e Andrew J. Oswald.

São também trabalhadas algumas questões um pouco controversas que estão presentes na literatura e que nos parecem ser relevantes para a análise de dados efetuada, como, por exemplo, a relação da curva salarial com a curva da oferta de trabalho e a curva de Phillips, ou a escolha da unidade de medida dos salários no modelo empírico usado na estimação.

Uma parte significativa dos resultados está em linha com o consenso existente na matéria, embora outra parte abranja dúvidas que tinham sido previamente levantadas entre os académicos e que ainda não foram totalmente esclarecidas, no nosso entender.

A conclusão principal deste projeto é a afirmação de que há alguma evidência que suporta a existência de uma curva salarial para Portugal continental.

Classificação JEL: E24, J2, J3.

Palavras-chave: Desemprego, salários, curva salarial, curva de Phillips, oferta de trabalho.

Abstract

With regional macroeconomic data, we estimate a wage curve for Portugal, following the pioneering work of David G. Blanchflower and Andrew J. Oswald.

There is a brief review of some questions in the literature that seem relevant to us for the analysis being done, for example, the relation of the wage curve with the labor supply curve or the Phillips curve, or the choice regarding the measurement unit of wages in the model.

A significant part of our results is in line with the existing consensus, although another part includes some doubts that were already appointed by academic work, which we think were not fully clarified yet.

The main conclusion of this project is that there is some evidence that supports the wage curve for continental Portugal.

JEL classification: E24, J2, J3.

Keywords: Unemployment, wages, wage curve, Phillips' curve and labor supply curve.

Índice

1-Introdução.....	pág. 1
2-Revisão da literatura.....	pág. 2
3-Descrição dos dados e análise econométrica.....	pág. 8
3.1-Recolha de dados.....	pág. 8
3.2-Tratamento de dados.....	pág. 9
3.3-A Base de dados.....	pág.13
3.4-Estimação da curva salarial.....	pág.15
3.5-A curva salarial e questões circundantes.....	pág.21
4-Discussão dos resultados.....	pág.27
5-Conclusão.....	pág.31
Referências bibliográficas.....	pág.32
Anexos.....	pág.34

Índice de Figuras

Figura 1 – Estimação da curva salarial em painel com efeitos fixos.....	pág.16
Figura 2 – Estimação da curva salarial e PIB.....	pág.17
Figura 3 – Estimação da curva salarial e peso do setor público.....	pág.17
Figura 4 – Estimação dos salários quando o desemprego aumenta.....	pág.25
Figura 5 – Estimação dos salários quando o desemprego diminui.....	pág.26
Figura 6 – Estimação da curva salarial com v. dependente de base mensal.....	pág.27

Índice de gráficos

Gráfico 1 – Exemplo de uma curva salarial.....	pág. 4
Gráfico 2 – Subutilização do trabalho (variável observável e extrapolada).....	pág.11
Gráfico 3 – Horas totais trabalhadas (variável observável e extrapolada).....	pág. 12
Gráfico 4 – Horas trabalhadas por setor (variáveis observáveis e extrapoladas).	pág.12
Gráfico 5 – Salários reais de base mensal e horária.....	pág.23

Índice de quadros

Quadro 1 – Correspondência entre as variáveis e os nomes abreviados.....pág.14

Índice de tabelas

Tabela 1 – Estimação com variáveis explicativas alternativas.....	pág.18
Tabela 2 – Estimação com diferentes variáveis de controlo.....	pág.19

Índice de equações

Equação (1) – Especificação simples de uma curva salarial.....	pág. 2
Equação (2) – Especificação utilizada neste trabalho para a curva salarial.....	pág.15
Equação (3) – Regressão de teste sugerida por Card.....	pág.21
Equação (4) – Regressão de teste sugerida por Card simplificada.....	pág.21
Equação (5) – Curva salarial horária.....	pág.25
Equação (6) –Curva salarial mensal.....	pág.25

1-Introdução

É estudada em macroeconomia, em economia regional e em economia do trabalho, a relação entre o nível de desemprego do fator de produção trabalho e a sua remuneração. Uma forma de pensar essa relação chama-se curva salarial (“wage curve”). Ao contrário da curva de Phillips, que se foca na taxa de crescimento dos salários, a curva salarial de Blanchflower e Oswald estuda o nível dos salários. Esta última curva pressupõe uma relação negativa entre as variáveis em análise; um dos modos de pensar esta relação é que quando a taxa de desemprego cresce, os indivíduos que se encontram empregados têm menores probabilidades de encontrar outras oportunidades no mercado de trabalho, ou seja, fora do atual local de trabalho. Se essa probabilidade for menor, então o rendimento esperado no mercado será menor. As empresas, conhecendo as condições do mercado de trabalho, nomeadamente, a taxa de desemprego, podem pagar um nível salarial que concorra com o rendimento esperado no mercado por parte dos indivíduos empregados. Portanto, se o rendimento esperado no mercado diminui, as empresas podem pagar menores salários na medida em que, por exemplo, o nível de esforço dos indivíduos empregados se mantenha razoavelmente constante.

Tendo em conta que, nos últimos anos, a economia portuguesa tem assistido a uma diminuição da taxa de desemprego, e que há a expectativa de que continue a diminuir, seria interessante saber em que medida é que os salários poderão responder às futuras condições do mercado de trabalho. O objetivo central deste estudo é tentar estimar uma curva salarial para Portugal para o período compreendido entre 1999 e 2016 e, mais especificamente, concluir acerca do possível impacto da variação da taxa de desemprego no nível médio dos salários. Este trabalho tem a particularidade de usar dados macroeconómicos para tentar estimar a curva salarial, já que na sua estimação são usados, por regra, dados microeconómicos.

A estrutura do texto será a seguinte: A secção 2 terá uma revisão de literatura que tenta ir ao essencial deste tema. A secção 3 será uma secção nuclear deste trabalho, no qual apresentaremos o percurso que foi feito durante a escrita deste trabalho de projeto, desde a recolha de dados, passando pelo seu tratamento e análise, pela tentativa de estimação da curva salarial e pela análise de outras questões relevantes. A quarta secção tenta fazer uma junção dos resultados empíricos da secção anterior, discutindo, principalmente, as diferenças e semelhanças existentes. A secção 5, e última, tenta concentrar em poucas palavras, aquilo que este trabalho permitiu concluir.

2-Revisão da literatura

Andrew Oswald e David Blanchflower são considerados os “pais” da curva salarial (Blanchflower e Oswald, 1989), e, segundo o que escreveram, é admissível discutir se Alban William Phillips, o autor da famosa curva de Phillips (1958), terá sido o “avô”: “it would be quite wrong, to view the wage curve as outside the tradition that Phillips began” (Blanchflower e Oswald, 1995, pág. 164).

Na verdade, a Curva de Phillips não tem um modelo empírico cuja especificação seja radicalmente diferente da especificação usada para estimar a curva salarial. Mais abaixo no texto discute-se esta questão, mas, antes disso, é preciso explicar o que é uma curva salarial. A curva salarial é uma relação negativa observada em vários países (ver Blanchflower e Oswald, 2005), entre o nível da taxa de desemprego e o nível dos salários, e que pode ser representada através da seguinte regressão simplificada:

$$\ln w_{i,r,t} = a + f_r + d_t + \beta_1 X_{i,r,t} + \beta_2 \ln U_{r,t} + \varepsilon_{i,r,t} \quad (1)$$

Na equação (1), $w_{i,r,t}$ é o salário do indivíduo i na região r no período t , a é o termo constante, f_r são as *dummies* regionais, d_t são as *dummies* temporais, $X_{i,r,t}$ é um conjunto de características dos indivíduos, $U_{r,t}$ é a taxa de desemprego na região r no período t , $\varepsilon_{i,r,t}$ é o termo de erro.

O objetivo da regressão apresentada é estimar a relação entre as duas principais variáveis tendo em conta um conjunto de características dos indivíduos, para evitar problemas de omissão de variável explicativa relevante (endogeneidade). Esse conjunto varia de estimação para estimação, mas pode incluir o género, a idade, o grau de escolaridade mais elevado obtido, o estado civil, experiência profissional, ocupação profissional, etnia e sindicalização, entre outros.

Ao contrário do modelo teórico neoclássico do mercado de trabalho concorrencial, em que a elasticidade preço-procura do trabalho é negativa, esta regressão vem mostrar uma correlação entre o emprego e o salário que é positiva. Apesar de não existir um forte consenso sobre qual o modelo teórico que está subjacente à curva salarial, argumenta-se que o sentido da causalidade é da taxa de desemprego para os salários (Blanchflower e Oswald, 1989, 1995). Os autores avançam com dois exemplos de modelos teóricos que podem sustentar a curva salarial, como o modelo de negociação salarial

(*wage-bargaining*) e o modelo de fuga (*shirking*). Ambos são modelos que se distinguem do modelo do mercado de trabalho que assume concorrência perfeita, ou por assumirem que há agentes económicos que possuem poder de mercado, ou por suporem que há informação imperfeita. Parte-se do pressuposto de que o poder de mercado impede o preço do fator trabalho de se ajustar por forma a haver uma igualdade entre a oferta e a procura. Então, neste género de modelos, há uma justificação teórica para a existência de desemprego involuntário do fator trabalho. É de notar que Oswald chega mesmo a afirmar, no caso específico do Reino Unido, que grande parte do desemprego que existe é desemprego involuntário, embora a evidência não seja muito forte (Clark e Oswald, 1994).

O modelo de negociação salarial envolve uma negociação entre uma empresa que quer maximizar a sua função lucro e um sindicato que quer maximizar a sua função de utilidade, que é igual ao salário, não dependendo da quantidade de trabalho efetivamente vendida à empresa. A determinação salarial é feita através de um modelo de negociação de Nash (ver Blanchflower e Oswald, 1989). Nesse modelo, o salário esperado, tal como a probabilidade de um indivíduo encontrar “emprego” no mercado, é função decrescente e convexa da taxa de desemprego. Sendo assim, quanto maior a taxa de desemprego, menor a probabilidade de encontrar “emprego” no mercado de trabalho, o que implica uma diminuição no rendimento esperado e através de negociações, uma diminuição no rendimento salarial de facto.

O modelo de fuga foca-se no trabalho de um indivíduo empregado por uma empresa em que há a possibilidade de este procrastinar, ou desviar-se face às expectativas da entidade empregadora relativas ao seu ritmo e qualidade de trabalho. Assume-se que a utilidade do indivíduo é igual ao salário subtraído do esforço de trabalho, esforço esse que é determinado pela tecnologia usada na empresa, mas não só. Se o indivíduo quiser maximizar a sua utilidade, pode minimizar o seu esforço de trabalho, mas corre o risco de ser detetado a procrastinar: se isso acontecer, o indivíduo é despedido. Há uma probabilidade, exógena ao modelo, de não ser detetado enquanto procrastina. Se o indivíduo for despedido terá uma utilidade esperada igual à multiplicação da sua utilidade enquanto está empregado (o salário) pela probabilidade de encontrar emprego no mercado, subtraindo a esta parcela o produto da utilidade de estar desempregado (o subsídio de desemprego e o tempo de lazer) pela probabilidade de não encontrar emprego no mercado. A probabilidade de encontrar emprego no mercado é função decrescente e convexa da taxa de desemprego. Assumindo ainda um conjunto de pressupostos, (ver Blanchflower e

Oswald, 2005; Shapiro e Stiglitz, 1984), o salário depende positivamente da utilidade que o indivíduo tem por estar no desemprego e da probabilidade de encontrar emprego no mercado de trabalho. Portanto, conduz a uma conclusão semelhante à do modelo referido anteriormente.

A curva salarial desenhada num gráfico de duas dimensões (x,y) em que x é a taxa de desemprego e y é o salário real por hora, tem uma forma semelhante à exibida no gráfico 1:

Gráfico 1 – Exemplo de uma curva salarial.



Fonte: Adaptado de Blanchflower e Oswald, 1994

Existem mais modelos teóricos que podem suportar a existência de uma curva salarial, tais como modelos regionais de contratos implícitos, modelos de rotatividade na força de trabalho (*labour turnover*), modelos de *insider-outsider* ou ainda modelos relacionados com a teoria da “procura de emprego” (*search theory*), entre outros (Card, 1995; Campbell e Orszag, 1998; Montuenga e Ramos, 2005; Sato, 2000). No entanto, uma parte considerável dos modelos apoia-se de uma forma ou de outra na teoria dos salários de eficiência, havendo autores que argumentam que o mecanismo presente na curva salarial é mais fácil de sustentar com esta teoria (Barth *et al.*, 2002).

É interessante o facto de que a curva salarial parece ter sido encontrada a partir de um estudo empírico intensivo, em que, aparentemente não existiu nenhum modelo teórico a priori que justificasse tal estudo. Segundo Card (1995, capítulo 4): “...it seems clear that the models were derived after most of the data analysis was completed, and after considerable introspection about the nature of the wage curve...” Aquilo que fica claro é

que a curva salarial deriva de uma tradição empirista de longa data que está presente na macroeconomia, embora isso implique uma certa dificuldade em interpretar posteriormente aquilo que se considera evidência. E essa interpretação gera alguma controvérsia na comunidade académica (Card, 1995, capítulo 5).

Em Card (1995), é feita uma crítica construtiva à curva salarial, discutindo vários aspetos da mesma, tais como, se essa curva não é antes uma curva de oferta de trabalho clássica, como outros autores questionam, se a curva salarial não é antes uma curva de Phillips com uma especificação incorreta, ou ainda averiguando a relação entre a curva salarial e a aplicação por Harris e Todaro (1970) da teoria dos diferenciais de compensação no trabalho a modelos regionais. Para expormos de forma clara um pouco dessa discussão aqui, devemos ir por partes.

Primeiro, Card escreve que Blanchflower e Oswald testaram empiricamente a hipótese de que a relação existente não é entre os salários e a taxa de desemprego, mas entre os salários e a taxa de atividade da população ou ainda a taxa de emprego, e verificaram que a relação estatística é consideravelmente menos significativa nos últimos casos. Segundo B e O. (1995), se o desemprego fosse uma medida incorreta da oferta de trabalho, então a medida correta, a taxa de atividade da população, teria que oferecer resultados estatísticos mais robustos, e não menos, como foi o caso. No entanto, há autores que afirmam que a taxa de emprego é um indicador tão bom ou mesmo melhor do que a taxa de desemprego para medir as tensões existentes no mercado de trabalho (Guichard e Laffargue, 2000).

Em relação à questão da curva de Phillips, é dito por Blanchflower e Oswald que também é possível estudá-la empiricamente usando dados microeconómicos. Para tal, a especificação econométrica seria bastante parecida com a especificação usada atrás para estimar a curva salarial, com a diferença de que incluiria um desfasamento para a variável dependente ou, sugestão de Card, a especificação original estaria nas primeiras diferenças. Dos testes empíricos efetuados para os Estados Unidos da América e para a Grã-Bretanhã, a evidência rejeita a hipótese da curva de Phillips, embora os resultados não sejam totalmente convincentes, já que esses resultados podem ser sensíveis à especificação usada para fazer os testes. Segundo Montuenga e Ramos (2005), as curvas salarial e de Phillips são bem distintas, já que a curva salarial representa uma zona de pontos de equilíbrio que é o resultado do comportamento de otimização por parte dos agentes económicos em modelos não-competitivos do mercado de trabalho, e a curva de Phillips é um conjunto de pontos de desequilíbrio que representam o processo de ajustamento no modelo

competitivo. Existe ainda a ideia de que, assumindo certos pressupostos, a rejeição de uma curva de Phillips em dados microeconómicos não rejeita de forma alguma a ideia da curva de Phillips, estimada tradicionalmente em dados macroeconómicos (ver Whelan, 1997). Ainda nesta questão, Blanchard e Katz tentaram também mostrar algumas condições em que, teoricamente, as duas curvas são compatíveis (Blanchard e Katz, 1999).

Finalmente, a teoria dos diferenciais de compensação salariais prevê que, existindo duas regiões entre as quais o trabalho se desloca livremente e sendo a taxa de desemprego maior numa do que na outra, os salários terão que ser maiores na região com maior desemprego para reter os trabalhadores dessa mesma região e evitar a emigração. É como se o nível da taxa de desemprego da região em que um indivíduo se encontra empregado fosse um risco do qual ele precisa de ser compensado, já que representa um custo. Segundo isto, então haveria uma correlação positiva entre os salários e o nível da taxa de desemprego. De facto, essa correlação existe (Blanchflower e Oswald, 2005), se for estimada uma curva salarial excluindo qualquer tipo de variáveis de controlo. Se depois forem incluídas as *dummies* regionais, a relação passa a ser negativa. Num último caso, se forem excluídas, outra vez, as variáveis de controlo, mas for incluída como variável explicativa uma média da taxa de desemprego (como referencial de uma taxa de longo prazo) a relação entre os salários e o desemprego também é negativa, mas é positiva entre os salários e a média da taxa de desemprego. Um argumento que tenta explicar isso refere que, no curto prazo, um aumento da taxa de desemprego não acarreta um risco para um indivíduo que esteja empregado, já que esse aumento, quando ocorre, é considerado temporário (Montuenga e Ramos, 2005). Mas, por outro lado, há quem argumente que a curva salarial pode ser considerada uma relação de longo prazo, sob certos pressupostos, dentro de um modelo regional que incorpore economias de aglomeração (Südekum, 2006, pág. 204).

Blanchflower e Oswald (1989) afirmam que já tinham sido feitos alguns estudos empíricos sobre a relação entre o salário real e o desemprego cujas estimações existentes para a elasticidade respetiva variavam significativamente de país para país, podendo ir de valores próximos de zero até relativamente perto de -0,2. Apesar disso, uma parte muito significativa das estimações assumia valores que não andam muito longe de -0,1. Em 2005 foi feita uma meta-análise, observando-se 208 elasticidades (embora quase metade delas tenha sido retirada do extenso trabalho de Blanchflower e Oswald), e chegou-se à conclusão que a média dessas 208 observações era de -0,12 e a mediana de -0,09, situando a elasticidade próxima dos valores referidos em finais da década de 80 (Nijkamp e Poot,

2005). Ainda no mesmo trabalho refere-se o fenómeno do enviesamento das publicações científicas (“publication bias”), em que se adivinha que trabalhos sobre a curva salarial cujas elasticidades são estatisticamente pouco significativas ou de diminuto valor, em termos absolutos, tenham menor probabilidade de serem publicados em revistas científicas. Assim, os trabalhos publicados teriam um enviesamento no sentido de conter elasticidades mais significativas e também de maior magnitude. Sendo assim, Nijkamp e Poot (2005) aplicaram uma metodologia que tenta estimar qual seria a elasticidade média excluindo o efeito desse enviesamento, chegando-se à conclusão de que a elasticidade média não seria superior a -0,07. Ou seja, um aumento de 1% na taxa de desemprego estaria associado a uma diminuição dos salários em 0,07%, *ceteris paribus*.

Os estudos sobre a curva salarial apresentam também algumas conclusões sobre aspetos mais particulares do mercado de trabalho, e embora as investigações sobre uma zona geográfica limitada (sobre um ou poucos mais países) não sejam facilmente generalizáveis tendo em conta a diversidade económica e cultural existente no mundo, não deixam de conter dados interessantes. Por exemplo, a curva salarial é mais inclinada para a população mais jovem, para a população menos instruída e também para a população do sexo masculino, o que mostra que estas camadas da população são mais sensíveis ao desemprego (Baltagi e Blien, 1998; Barth *et al.*, 2002; Card, 1995). Noutro trabalho foi estimada uma curva salarial para vários países, concluindo-se que os trabalhadores sindicalizados têm menor sensibilidade às condições do mercado de trabalho em comparação com trabalhadores não-sindicalizados (Barth *et al.*, 2002). Pelo contrário, há autores que afirmam que a evidência empírica existente mostra que os trabalhadores sindicalizados têm maior elasticidade. A razão de ser desta aparente inconsistência deve-se ao grau de centralização da negociação salarial, ou seja, se o grau de centralização for elevado, de facto, os trabalhadores afetados pela negociação salarial centralizada têm menor sensibilidade às condições do mercado de trabalho. No entanto, na ausência dessa centralização, a existência de localidades onde há uma elevada taxa de sindicalização leva a um aumento do poder de mercado que pode explicar uma maior sensibilidade dos salários em relação à taxa de desemprego (Nijkamp e Poot, 2005).

Apesar de a curva salarial ter quase 30 anos de idade, não é de forma alguma isenta de polémica ou de dúvida sobre a sua existência em alguns países, como por exemplo, Portugal, ou sobre a sua inclinação, ou seja, elasticidade, e, portanto, sobre a sua real importância. No entanto, se a curva de Blanchflower e Oswald seguir as pegadas da curva de Phillips, certamente que ainda se irá escrever muito sobre ela.

3-Descrição dos dados e análise econométrica

3.1-Recolha de dados

Conforme já foi dito, a curva salarial é estimada a partir de dados microeconómicos, para os quais existem várias características que qualificam os indivíduos em análise. Em Montuenga *et alii* (2003), existe uma breve estimação de uma curva salarial para Portugal a partir de dados do “EUROSTAT”, nomeadamente do “European Community Household Panel”. Como o processo para obter esse tipo de dados é moroso, em alternativa, tentou usar-se dados macroeconómicos. Ou seja, não temos dados sobre os indivíduos, mas sabemos que determinada região tem, em média mais indivíduos com determinadas características.

Depois de procurar e de recolher informação a partir de várias bases de dados para poder desenvolver este trabalho empírico, foi feita uma seleção criteriosa de séries de dados que pareciam corresponder aos dados que seriam ideais para integrar a base de dados na qual se iria começar a trabalhar. Essas séries são de frequência anual, estão organizadas por localização geográfica NUTS II 2002/2013 (quando nada é dito em contrário) e foram retiradas da base de dados do Instituto Nacional de Estatística (INE), das suas publicações e de publicações da Direção Regional Estatística da Madeira (DREM). As séries são as seguintes:

- Horas trabalhadas totais, por região e ramo de atividade A3 (1999-2014);
- Índice de preços no consumidor por localização geográfica e consumo individual por objetivo (1999-2016);
- População desempregada por local de residência e sexo (1999-2016);
- População empregada por local de residência, sexo, setor de atividade económica e antiguidade no emprego (1999-2016);
- População residente por local de residência por sexo e idade (todos os escalões etários, 1999-2016);
- População residente por local de residência, sexo e grupo etário (25-64 anos, 1999-2016);
- Produto interno bruto a preços de mercado (dados nacionais encadeados em volume, 1999-2016);

- Produtividade aparente do trabalho (2000-2016);
- Rendimento mensal líquido da população empregada por conta de outrem por local de residência e profissão (1999-2016);
- Subutilização do trabalho por local de residência (2002-2016);
- Taxa de escolaridade do nível de ensino secundário por local de residência e grupo etário (25-64 anos, 1999-2016);
- Taxa de escolaridade do nível de ensino superior por local de residência e grupo etário (25-64 anos, 1999-2016);
- Valor acrescentado bruto (VAB) a preços correntes por localização geográfica e ramo de atividade A10 (administrações públicas e total, 2000-2015);
- Valor médio do subsídio de desemprego da segurança social por sexo (dados nacionais, 1999-2016).

3.2-Tratamento de dados

Alguma das variáveis referidas, nomeadamente a população empregada, população desempregada, população ativa, subutilização do trabalho e horas totais trabalhadas sofreram quebras de série, o que obrigou a fazer algumas alterações. De acordo com o boletim do INE das estatísticas do emprego, 1º trimestre de 2011, houve alterações metodológicas na recolha de dados cujos efeitos nas séries tiveram que ser estimados, para quantificar as quebras de série ocorridas. Tendo em conta essas quantificações que o próprio INE disponibilizou, foi possível rever as séries em causa, de 2010, para trás no tempo, extinguindo o efeito das quebras de série existentes. As séries alteradas em causa abrangem a população empregada, a população desempregada e a população ativa.

A mesma correção da série que se aplicou à população desempregada, aplicou-se à série da subutilização do trabalho, já que este indicador é composto também pela população desempregada. Ainda assim, é possível que este indicador composto contenha uma (menorizada) quebra de série no ano de 2011, referente aos seus outros indicadores elementares constituintes, nomeadamente desemprego a tempo parcial e outras duas categorias de inativos, para os quais não existe informação disponível sobre se realmente há ou não uma quebra temporal.

Já em relação à série das horas trabalhadas, o problema estava relacionado com o facto de as observações relativas ao ano de 1999 terem sido retiradas de uma publicação

diferente em que o cálculo da série era feito com outro ano base. Como as séries de dados tinham anos em comum, foi possível proceder ao cálculo das observações do ano de 1999 usando o mesmo ano de base da série mais recente.

Para proceder à criação de uma base de dados para fazer a estimação econométrica, foi preciso escolher o tamanho da base de dados no que toca ao número de regiões NUTS II e ao número de observações anuais por cada região. Como faltam alguns dados (fiáveis) como por exemplo, a população desempregada ou a taxa de escolarização do nível de ensino superior, as regiões autónomas foram excluídas da base de dados, sobrando cinco regiões, Norte, Centro, Área Metropolitana de Lisboa, Alentejo e Algarve (Região R = 1,2,3,4 e 5, respetivamente). Em relação ao número de observações por região, concluiu-se que seria possível utilizar dados de 1999 até 2016. Em quase todas as séries referidas, com exceção do valor de subsídio de desemprego e da subutilização do trabalho, existem dados que começam em 1998. Decidiu-se que a base de dados começa em 1999 porque é quando começa a haver dados para o subsídio de desemprego. A subutilização do trabalho começa em 2004, pelo que se decidiu fazer uma extrapolação até 1999, explicada mais abaixo no texto. Em todas as séries, com exceção das horas totais trabalhadas, os dados disponíveis acabam em 2016. Então, para a base de dados possuir observações até 2016, decidiu-se extrapolar as horas totais trabalhadas.

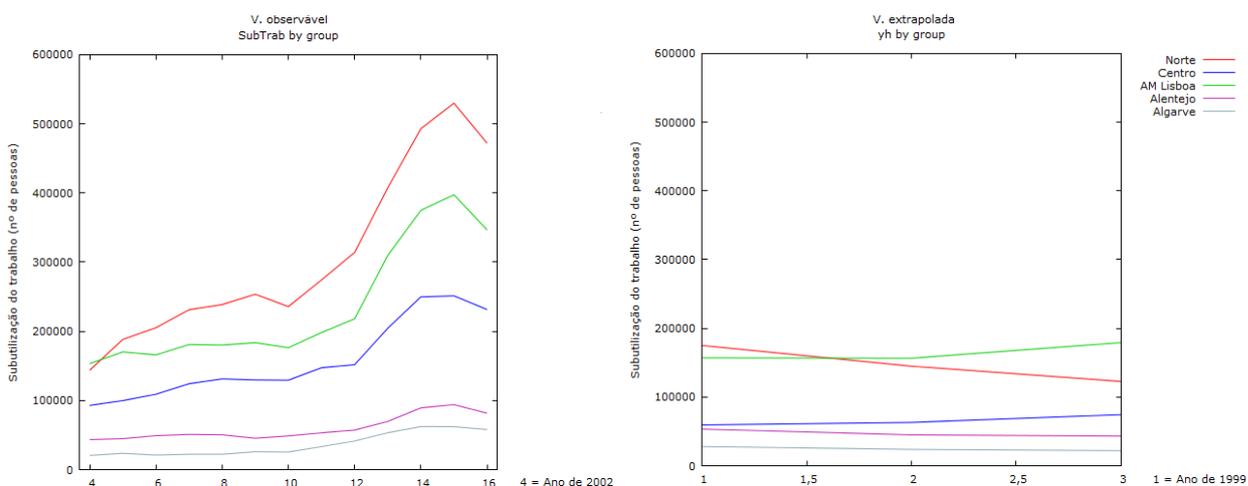
Apesar de não ter observações para todos os anos, a série do VAB não foi revista porque não era crucial para o trabalho desenvolvido, tendo sido, por isso, utilizada na base de dados com um número de observações mais restrito.

Portanto, foram extrapoladas quatro séries: a subutilização do trabalho, as horas totais trabalhadas no total da economia, no setor terciário e no setor secundário. Observamos através da significância estatística das variáveis, que a subutilização do trabalho (medida de desemprego) pode ser explicada pelas horas totais trabalhadas (medida de emprego) e pela população ativa. Sendo assim, através de uma regressão linear para cada região, usando um horizonte temporal entre 2002 e 2014, em que a variável dependente é a subutilização do trabalho e as variáveis explicativas são as horas totais trabalhadas e a população ativa, foi possível extrapolar a variável dependente (gráfico 2). Utilizou-se uma *dummy variable* a partir do ano de 2011 para capturar o efeito da crise económica em Portugal, mas também a possível quebra de série existente na subutilização do trabalho. Em alternativa a estimar cinco regressões lineares, um modelo potencialmente apropriado seria uma estimação em painel através de *Least Squares Dummy Variables* (LSDV), obtendo os efeitos fixos para cada região na constante individual, impondo o

mesmo declive das variáveis explicativas do modelo para cada região. Este foi o primeiro modelo estimado, mas alguns valores extrapolados assumiram valores negativos. Ora, o número de desempregados e de inativos não pode ser negativo, obviamente, pelo que se chegou à conclusão de que esta alternativa era inviável, não podendo impor-se o mesmo declive para todas as regiões já que existem especificidades relevantes para cada região que não são observáveis.

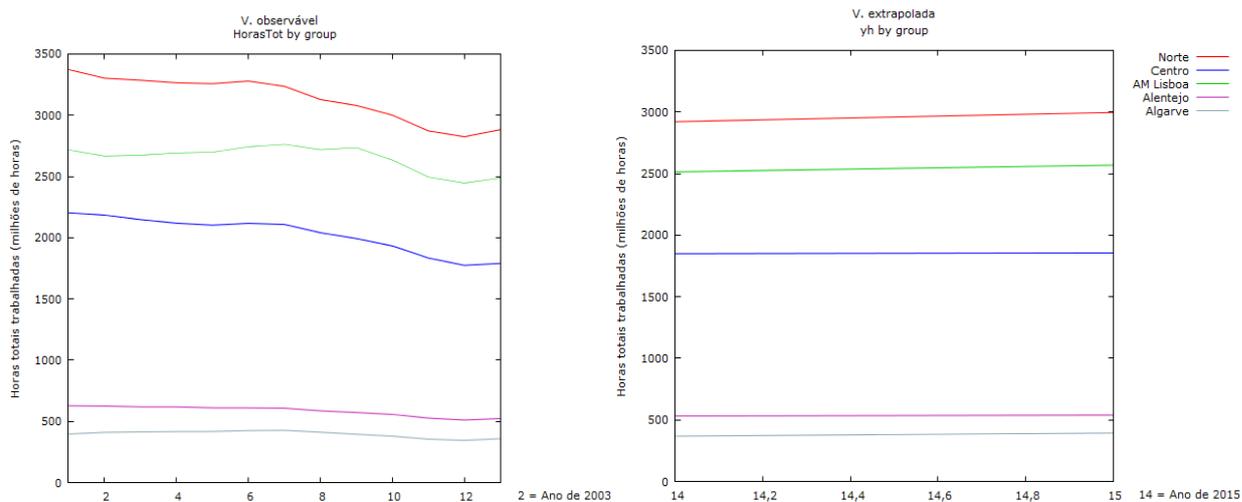
As horas totais trabalhadas foram extrapoladas para cada região a partir da subutilização do trabalho e da população ativa (como variáveis explicativas), tomando as regressões o mesmo período temporal utilizado no caso anterior, incluindo também a mesma *dummy variable* (gráfico 3). As horas totais trabalhadas para o setor de atividade económica terciário e secundário foram extrapoladas da mesma forma, mas tendo o emprego no respetivo setor e a população desempregada como variáveis explicativas (gráfico 4).

Gráfico 2 – Subutilização do trabalho (variável observável e extrapolada).



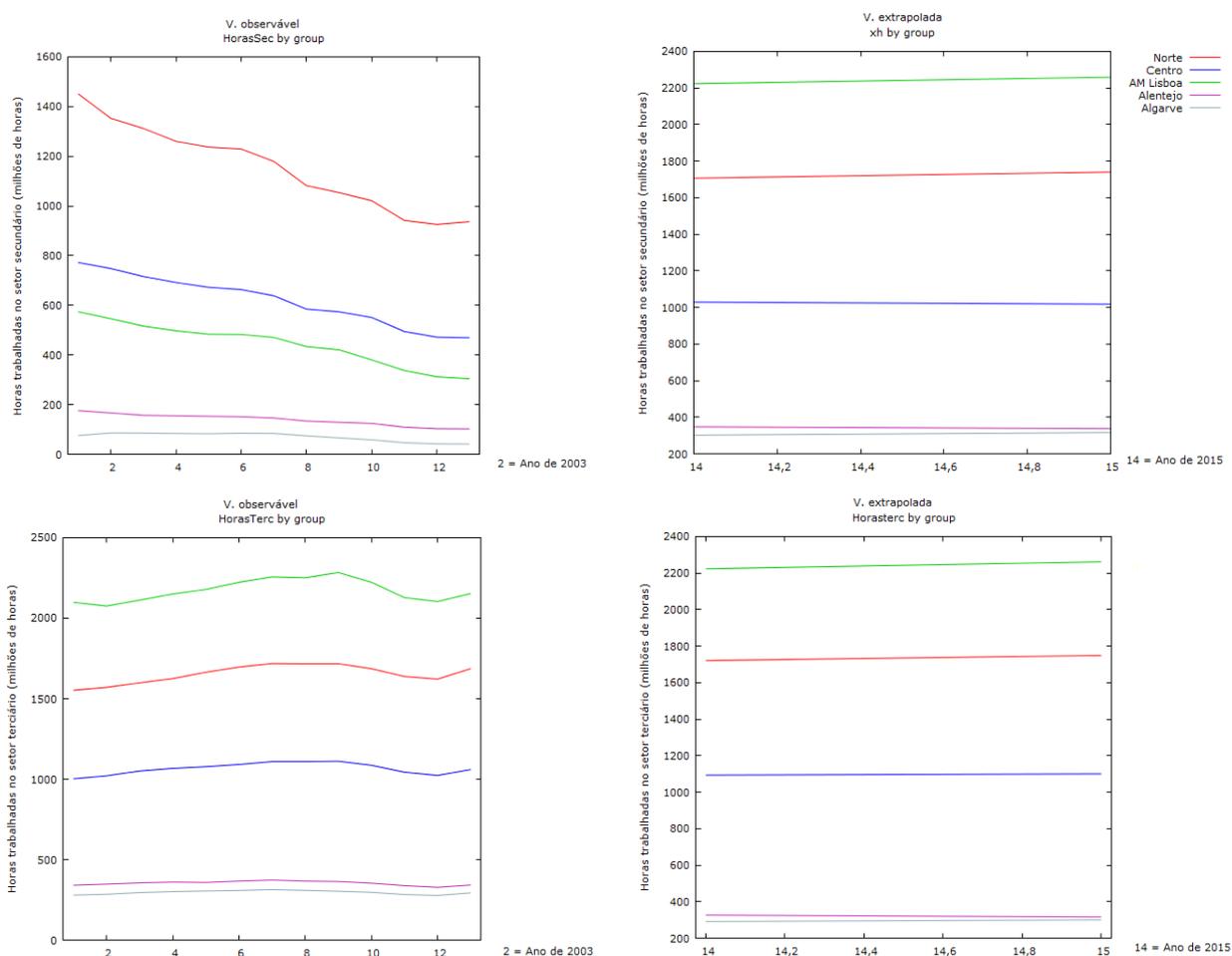
Fonte: INE e cálculos próprios.

Gráfico 3 – Horas totais trabalhadas (variável observável e extrapolada).



Fonte: DREM e cálculos próprios.

Gráfico 4 – Horas trabalhadas por setor (variáveis observáveis e extrapoladas).



Fonte: DREM e cálculos próprios.

Decidiu-se fazer estas estimações através de regressões temporais para cada região em vez de painéis LSDV. Na verdade, em todas as extrapolações que foram feitas através de um painel LSDV, as variáveis explicativas tinham forte significância estatística, enquanto nas regressões lineares individuais isso nem sempre acontecia. Porém, parece-nos que impor o mesmo declive para as regiões não resulta bem. Com efeito, algumas regiões apresentavam valores extrapolados cujas variações ao longo do tempo assumiam magnitudes que nos pareceram anormalmente elevadas, ao contrário do que sucedeu no caso das regressões separadas para cada região.

3.3-A base de dados

Feitas as extrapolações, importaram-se as séries referidas atrás para uma base de dados, que com mais algumas alterações subsequentes viriam a constituir a base de dados final, incluindo todas as variáveis económicas relevantes. Essas alterações referem-se à criação de novas variáveis, nomeadamente, o salário mensal real, o salário real por hora trabalhada, a taxa de desemprego, a média da taxa de desemprego no período considerado, a taxa de subutilização do trabalho, a taxa de emprego da população ativa, a taxa de atividade da população em idade ativa, o peso da população com idades compreendidas dentro de intervalos específicos no total da população com idades compreendidas entre 25 e 64 anos, a média de idades da população com idades compreendidas entre 25 e 64 anos, os pesos do setor terciário e secundário no total, quer em termos de emprego mas também de horas trabalhadas e o peso do VAB das administrações públicas no total do VAB.

A taxa de subutilização do trabalho teve que ser calculada usando como denominador, não a população ativa alargada, mas a população ativa, por falta de dados disponíveis. A média de idades da população foi calculada multiplicando o valor médio dos limites de cada escalão etário pelo peso de cada escalão no total da população com idades entre 25 e 64 anos. Como efetivamente não se conhece a idade das pessoas que estão a trabalhar, parte-se do princípio que apenas as pessoas com idades entre 25 e 64 anos estão a trabalhar. Não sendo verdade, pode dizer-se que é uma hipótese razoável para utilizar neste trabalho.

O conjunto final de todas as variáveis relevantes está no quadro 1, mais as abreviaturas que lhes correspondem e que serão usadas daqui para a frente. No anexo 1 pode verificar-se o comportamento das variáveis no tempo.

Quadro 1 – Correspondência entre as variáveis e os nomes abreviados.

Nome da variável	Variável
a	Taxa de atividade da população residente entre 25 e 64 anos (%)
Anos	Anos
Des	População desempregada (nº de pessoas)
e	Taxa de emprego da população ativa (%)
Emp	População empregada (nº de pessoas)
HorasTot	Horas totais trabalhadas no total da economia (horas)
IdadMed	Idade média da população residente (25-64 anos)
Ipc	Índice de preços no consumidor
PesoSec	Peso do nº de horas trabalhadas no setor secundário no total da economia (%)
PesoSec2	Peso da população empregada no setor secundário no total da economia (%)
PesoTerc	Peso do nº de horas trabalhadas no setor terciário no total da economia (%)
PesoTerc2	Peso da população empregada no setor terciário no total da economia (%)
PesoVabPublico	Peso do VAB das administrações públicas no total do vab da economia (%)
PIB	Produto interno bruto de Portugal (€)
PopAtiv	População ativa (nº de pessoas)
Prod	Produtividade aparente do trabalho (€)
R	Região NUTS II
Sal	Salário mensal líquido (€)
SalHora	Salário líquido por hora trabalhada (€)
SalReal	Salário mensal líquido em termos reais (€)
w	Salário líquido real por hora trabalhada (€)
SubTrab	Subutilização do trabalho (nº de pessoas)
TxDesLp	Média da taxa de desemprego no período considerado (%)
TxMasculi	Proporção da população residente (25-64 anos) que é do sexo masculino (%)
TxPop35-49	Proporção da população residente (25-64 anos) que tem entre 35 e 49 anos (%)
TxPop45-64	Proporção da população residente (25-64 anos) que tem entre 45 e 64 anos (%)
TxPop50-64	Proporção da população residente (25-64 anos) que tem entre 50 e 64 anos (%)
TxSec	Taxa de escolaridade do ensino secundário (%)
TxSup	Taxa de escolaridade do ensino superior (%)
u	Taxa de desemprego oficial (%)
U	Subutilização do trabalho dividido pela população ativa (%)
ValorSubs	Valor médio do subsídio de desemprego atribuído em Portugal (€)

Fonte: do próprio

Existe uma anomalia que deve ser salientada. Na região do Algarve, os salários têm picos acentuados que são estranhos e que carecem de explicação. Através de uma série semelhante ao rendimento mensal líquido, nomeadamente o ganho médio mensal (série que não tinha sido referida aqui, nem está presente na base de dados) e da comparação entre as duas séries para a região do Algarve, parece que pode fazer sentido fazer a estimação da curva salarial, excluindo esta região. Isto porque a série do ganho médio mensal, para a qual não há muitas observações, não revela qualquer pico significativo nem as diferenças entre as duas séries justificariam tais picos, tais como o facto de uma série

estar apresentada líquida de impostos e a outra não estar, ou ainda o facto de uma série só incluir pessoal empregado a tempo inteiro.

Com a conclusão da base de dados, procedeu-se à estimação da curva salarial.

3.4-Estimação da curva salarial

O modelo inicial utilizado para fazer essa estimação¹ é um modelo em painel com efeitos fixos apresentado de seguida:

$$\begin{aligned} \ln w_{i,t} = & a_i + \beta_1 \ln w_{i,t-1} + \beta_2 \ln u_{i,t} + \beta_3 TxSup_{i,t} + \beta_4 TxSec_{i,t} \\ & + \beta_5 TxMasculino_{i,t} + \beta_6 TxPop35 - 49_{i,t} + \beta_7 TxPop50 - 64_{i,t} \\ & + \beta_8 PesoSec_{i,t} + \beta_9 PesoTerc_{i,t} + \beta_{10} ValorSubs_t + d_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Na equação (2), o índice i representa a região, tomando o valor 1 para a região Norte, 2 para o Centro, 3 para a A.M. Lisboa, 4 para o Alentejo e 5 para o Algarve. Em face dos dados disponíveis, o índice temporal t representará os anos 1999 a 2016.

Estimada a regressão, as variáveis binárias temporais (d_t) assumiram elevada significância estatística no ano de 2002, e o modelo foi reestimado apenas com uma *dummy* para esse ano, adicionando também uma variável de tendência linear com o tempo. Repetiu-se a estimação do modelo anterior, excluindo a região do Algarve, tendo as *dummies* temporais assumido maior significância estatística nos anos de 2002 e 2011 (ver anexo 2). Então reestimou-se o modelo com *dummies* apenas para esses dois anos, adicionando-se outra vez também uma variável de tendência linear com o tempo. Como se pode ver na figura 1, nenhuma das estimações revela como estatisticamente significativa, a variável crucial, referente à taxa de desemprego, mas é preciso notar que excluindo a região do Algarve da análise, esta ganha substancial significância estatística (estimação de baixo).

¹ A estimação utilizou o software gretl versão 2017a.

Figura 1 – Estimação da curva salarial em painel com efeitos fixos

Variável dependente: l_w				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-2,13494	1,10832	-1,926	0,0582 *
l_w_l	0,120242	0,120513	0,9978	0,3219
l_u	0,00301337	0,0512622	0,05878	0,9533
TxSup	-0,000289357	0,00616152	-0,04696	0,9627
TxSec	0,0109874	0,00420599	2,612	0,0111 **
TxMasculi	0,0338516	0,0184678	1,833	0,0712 *
TxPop3549	0,0544286	0,0252262	2,158	0,0345 **
TxPop5064	0,0258463	0,0103736	2,492	0,0152 **
PesoTerc	0,00231854	0,00373244	0,6212	0,5366
PesoSec	-0,000524305	0,00425121	-0,1233	0,9022
ValorSubs	-6,11506e-06	2,89347e-05	-0,2113	0,8333
time	-0,0244561	0,00711744	-3,436	0,0010 ***
d2002	0,0469050	0,0201960	2,322	0,0232 **

Variável dependente: l_w				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,804578	0,834014	-0,9647	0,3392
l_w_l	0,467475	0,0808031	5,785	4,19e-07 ***
l_u	-0,0403168	0,0370858	-1,087	0,2820
TxSup	0,00154982	0,00376482	0,4117	0,6823
TxSec	0,00654672	0,00243248	2,691	0,0095 ***
TxMasculi	0,00364441	0,0193570	0,1883	0,8514
TxPop3549	0,0506179	0,0154923	3,267	0,0019 ***
TxPop5064	0,0224142	0,00622234	3,602	0,0007 ***
PesoTerc	0,000126712	0,00216634	0,05849	0,9536
PesoSec	-0,00103025	0,00254026	-0,4056	0,6867
ValorSubs	3,97561e-06	1,94556e-05	0,2043	0,8389
time	-0,0169703	0,00448966	-3,780	0,0004 ***
d20022011	0,0705284	0,00744090	9,478	6,39e-013 ***

Fonte: do próprio.

Em alternativa a usar a variável de tendência linear com o tempo, experimentou-se a variável do PIB, mas sem obter sucesso. Acontece que o coeficiente era negativo e quase igual a zero, o que significava que à medida que aumentasse o produto interno bruto, os salários cairiam, o que não faz muito sentido (figura 2). Em vez do produto interno bruto, tomou-se o seu logaritmo nas primeiras diferenças, mas o sinal do coeficiente ficaria bastante mais negativo, apesar de ter alguma significância estatística.

Foi experimentada a variável do peso do VAB das administrações públicas no total do VAB (PesoVabPublico), sendo o seu coeficiente praticamente zero. Como a variável não teve significância estatística, considerou-se que a sua introdução não era relevante (figura 3). O objetivo era tentar captar eventuais diferenças no comportamento dos salários (em termos agregados) resultantes do papel do sector público em cada região, pois os salários do setor público poderão ter um comportamento especial.

Figura 2 – Estimação da curva salarial e PIB.

Variável dependente: l_w

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,914798	0,844679	-1,083	0,2838	
l_w_l	0,441522	0,0838014	5,269	2,67e-06	***
l_u	-0,0566530	0,0378932	-1,495	0,1409	
TxSup	0,00733512	0,00407554	1,800	0,0777	*
TxSec	-0,00252001	0,00206499	-1,220	0,2278	
TxMasculi	0,0276468	0,0205250	1,347	0,1838	
TxPop3549	0,0310201	0,0144060	2,153	0,0360	**
TxPop5064	0,0177626	0,00585502	3,034	0,0038	***
PesoTerc	0,000415340	0,00220496	0,1884	0,8513	
PesoSec	0,000657050	0,00251529	0,2612	0,7950	
ValorSubs	5,98546e-06	1,95874e-05	0,3056	0,7611	
PIB	-2,97081e-012	8,01312e-013	-3,707	0,0005	***
d20022011	0,0706066	0,00747245	9,449	7,09e-013	***

Variável dependente: l_w

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,133542	0,883597	-0,1511	0,8805	
l_w_l	0,507346	0,0871672	5,820	3,69e-07	***
l_u	-0,0234345	0,0400385	-0,5853	0,5609	
TxSup	0,00170956	0,00407474	0,4196	0,6765	
TxSec	0,00117043	0,00203762	0,5744	0,5682	
TxMasculi	0,00685852	0,0210209	0,3263	0,7455	
TxPop3549	0,0227291	0,0157304	1,445	0,1545	
TxPop5064	0,0121067	0,00614915	1,969	0,0543	*
PesoTerc	-0,00201240	0,00223375	-0,9009	0,3718	
PesoSec	0,00108295	0,00272189	0,3979	0,6924	
ValorSubs	-1,49274e-05	2,18844e-05	-0,6821	0,4982	
ld_PIB	-0,390563	0,182456	-2,141	0,0370	**
d20022011	0,0650459	0,00831776	7,820	2,45e-010	***

Fonte: do próprio.

Figura 3 – Estimação da curva salarial e peso do setor público.

Variável dependente: l_w

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,287107	1,00508	-0,2857	0,7764	
l_w_l	0,527696	0,0993295	5,313	2,76e-06	***
l_u	-0,0197355	0,0453431	-0,4352	0,6653	
TxSup	0,00112339	0,00459427	0,2445	0,8079	
TxSec	0,00121188	0,00228606	0,5301	0,5985	
TxMasculi	0,0107041	0,0252698	0,4236	0,6738	
TxPop3549	0,0243334	0,0199956	1,217	0,2296	
TxPop5064	0,0109204	0,00832229	1,312	0,1957	
PesoTerc	-0,00217395	0,00288044	-0,7547	0,4541	
PesoSec	0,000448720	0,00355777	0,1261	0,9002	
ValorSubs	-2,74130e-06	2,32180e-05	-0,1181	0,9065	
PesoVabPublico	-0,00441919	0,00589797	-0,7493	0,4573	
d20022011	0,0687022	0,00868581	7,910	3,02e-010	***

Fonte: do próprio.

Resolvendo não voltar a adicionar a região do Algarve à análise, pela razão revelada na figura 1, mas também pelas potenciais anomalias que os dados dessa região possam ter, foram estimadas regressões quase iguais àquela que foi estimada anteriormente, mudando apenas a variável explicativa. A ideia foi experimentar, em alternativa à taxa de desemprego, outra variável que pudesse explicar os salários, tais como formas não lineares da taxa de desemprego, taxa de subutilização do trabalho, taxa de emprego, taxa de atividade, e seus respectivos primeiros desfasamentos, como se pode ver na tabela 1.

Tabela 1 – Estimação com variáveis explicativas alternativas.

Variável	Coefficiente	Variável	Coefficiente
l_u	-0,0403	$l_u(-1)$	-0,0721 ***
u e u^2	-0,0040 e 0,0007	$u(-1)$ e $u(-1)^2$	-0,0673* e 0,0012
u e $u1$	-0,0272* e 0,2184	$u(-1)$ e $u1(-1)$	-0,0294** e 0,4590
l_u e l_{u3}	-0,0063 e 0,0033	$l_u(-1)$ e $l_{u3}(-1)$	-0,0360 e 0,0028
l_U	-0,0071	$l_U(-1)$	-0,0202
l_e	0,6685***	$l_e(-1)$	0,2422
l_a	-0,1069	$l_a(-1)$	-0,5163**

Nota 1: os símbolos *, ** e *** correspondem a significância estatística ao nível de 10 %, 5 % e 1 %, respetivamente.

Nota 2: o índice (-1) corresponde a um desfasamento temporal.

Nota 3: $u1$, $u2$ e $u3$ correspondem a " $1/u$ ", " $u.u$ " e " $(\log(u))^3$ ", respetivamente.

Observando a tabela, fica claro que é dada muita atenção à variável da taxa de desemprego, e menos atenção às restantes variáveis explicativas alternativas. A principal razão pela qual é assim, deve-se ao que é dito nos artigos de Blanchflower e Oswald, e em especial no livro (Blanchflower e Oswald, 1994), já que os autores afirmam que, de facto, é possível estimar com substancial significância estatística, modelos que incluem transformações não lineares da taxa de desemprego. No entanto, como é possível observar, neste trabalho, essas mesmas formas não adquirem muita importância devido à diminuta significância estatística que apresentam. Além disto, as restantes variáveis explicativas não se apresentam como alternativas importantes, devido à mesma razão acabada de referir, com exceção da taxa de emprego. Tanto a taxa de emprego como a taxa de desemprego conseguem ter significância estatística a 1%. A implicação deste resultado é que, apesar de poder existir uma curva salarial, e parece existir alguma evidência nesse sentido, o facto de a taxa de emprego ter elevada significância estatística significa que a quantidade de

trabalho efetivamente transacionada sobre o total de trabalho que é oferecido - é isso que a taxa de emprego está a medir – está positivamente correlacionada com o salário. Ora impõe-se uma pergunta: o que é isto, senão uma possível deslocação ao longo da curva da oferta de trabalho? No entanto, não é uma pergunta a que este trabalho dê resposta, embora se faça uma breve discussão acerca desta questão na secção 4.

Tabela 2 – Estimação com diferentes variáveis de controlo.

Especificação n°	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0,6005***	-0,6238	-0,6875	-3,4866***	-0,7365	-0,7002
l_w(-1)	0,5581***	0,5553***	0,4176***	0,4827***	0,4116***	0,4083***
l_u(-1)	0,0125	0,0164	-0,0588***	-0,0068	-0,0703***	-0,0721***
R ²	0,9114	0,9142	0,9456	0,9313	0,9467	0,9468
TxSec	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
TxSup	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
TxMasculi	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
TxPop3549	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim
TxPop5064	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim
IdadMed	Não	Não	Não	Sim	Não	Não
PesoSec	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
PesoTerc	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
ValorSubs	Não	Não	Não	Não	Não	Sim

Nota 1: Os símbolos *, ** e *** correspondem a significância estatística a 10 %, 5 % e 1 %, respetivamente.

Nota 2: “(-1)” corresponde ao primeiro desfasamento da variável.

As decisões quanto às equações a estimar, nomeadamente quanto às variáveis de controlo, também foram inspiradas pelo trabalho de Blanchflower e Oswald. Por outras palavras, não se questionou, inicialmente, o trabalho desenvolvido pelos autores, embora, mais tarde, se tenha desenvolvido a necessidade de tomar medidas para descortinar melhor a curva salarial, sendo apresentado na tabela 2 um desses resultados. A alteração da especificação da curva, variável a variável, teve o objetivo de ver que resultados seriam obtidos e se seria possível extrair alguma conclusão acerca disso.

Embora as variáveis de controlo utilizadas neste trabalho pareçam ser as fundamentais, e normalmente uma razoável parte dos trabalhos de estimação da curva salarial não usam (significativamente) mais variáveis, é possível, às vezes, obter informação adicional, nomeadamente sobre o estado civil, etnia, experiência profissional, ocupação profissional, sindicalização, entre outras, como já tinha sido referido anteriormente. Não obstante, essa inclusão de variáveis pode servir para obter uma

estimação mais rigorosa, ao mesmo tempo que também introduz alguma complexidade na análise, devido à quantidade considerável de variáveis independentes na regressão.

Neste trabalho são apresentadas apenas seis especificações, pois não se pretende fazer uma análise exaustiva. Por isso, começa por incluir variáveis de controlo para a percentagem de pessoas com ensino secundário e superior, já que essas variáveis possuem correlações com o rendimento e o desemprego bastante conhecidas. Depois adicionou-se a percentagem de população que pertence ao sexo masculino. Até aqui, a taxa de desemprego, além de não ter significância estatística, tem um coeficiente com sinal contrário ao esperado. Depois, adicionando as variáveis correspondentes a alguns escalões etários, - em que o escalão base que está omitido, corresponde à percentagem da população com idades compreendidas entre os 25 e 34 anos - a taxa de desemprego consegue obter um nível de significância de 1%, tendo o coeficiente, o sinal esperado. Se em vez de se utilizar as variáveis “etárias”, usar-se em alternativa a idade média da população, a taxa de desemprego deixa de ter qualquer significância estatística. Na penúltima especificação, são adicionadas as variáveis correspondentes ao peso dos setores de atividade económica (o setor omitido é o setor da agricultura). Os resultados mantêm-se em relação à estimação com as variáveis “etárias”, com a diferença de que a correlação entre salário e taxa de desemprego é um tanto ou quanto maior. Por fim, na última especificação, é adicionado o valor médio mensal de subsídio de desemprego atribuído a nível nacional; os resultados da regressão são praticamente iguais aos resultados da especificação imediatamente anterior.

Depois de se ter feito este exercício, percebe-se que a existência da curva salarial é significativamente sensível às variáveis de controlo usadas. Por outro lado, e isso não é mostrado neste trabalho, usando a taxa de emprego em alternativa à taxa de desemprego, a regressão torna-se menos sensível à forma como é especificado o modelo. É de acrescentar que, segundo Blanchflower e Oswald, é possível verificar nestas estimações se a curva salarial não é antes uma curva de Phillips, tendo os autores escrito que, em tal caso, a variável dependente desfasada teria um coeficiente de valor bastante próximo da unidade. No entanto, em todas as especificações com que se trabalhou, parece que nem é preciso fazer um teste de significância estatística, para perceber que, por este critério, a curva estimada não pode ser a de Phillips. Mesmo retirando do modelo a variável de tendência linear com o tempo, o valor do referido coeficiente pouco se consegue aproximar da unidade.

3.5-A curva salarial e questões circundantes.

Nesta subsecção, são analisadas duas ideias. A primeira delas é um argumento por parte de Card referente à polémica em torno da curva salarial enquanto uma curva de Phillips que poderia estar incorretamente especificada. A segunda é um aspeto curioso que está presente nos dados que ainda não foi mostrado de forma clara, e que, deriva de uma outra discussão que está presente na literatura sobre o tema.

Card (1995), por um conjunto de razões, como, por exemplo, uma possível correlação entre o termo de erro e a variável dependente, afirma que uma regressão mais apropriada para testar a hipótese da curva de Phillips é, de forma adaptada a este trabalho, a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta \ln w_{i,t} = & \beta_1 \ln u_{i,t} + \beta_2 \ln u_{i,t-1} + \beta_3 TxSup_{i,t} + \beta_4 TxSec_{i,t} + \beta_5 TxMasculino_{i,t} \quad (3) \\ & + \beta_6 TxPop35 - 49_{i,t} + \beta_7 TxPop50 - 64_{i,t} + \beta_8 PesoSec_{i,t} \\ & + \beta_9 PesoTerc_{i,t} + \beta_{10} ValorSubs_t + \beta_{11} TxSup_{i,t-1} \\ & + \beta_{12} TxSec_{i,t-1} + \beta_{13} TxMasculino_{i,t-1} + \beta_{14} TxPop35 - 49_{i,t-1} \\ & + \beta_{15} TxPop50 - 64_{i,t-1} + \beta_{16} PesoSec_{i,t-1} + \beta_{17} PesoTerc_{i,t-1} \\ & + \beta_{18} ValorSubs_{t-1} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Esta equação pode ser escrita da seguinte forma simplificada:

$$\Delta \ln w_{i,t} = \beta_1 \ln u_{i,t} + \beta_2 \ln u_{i,t-1} + \beta_3 X_{i,t} + \beta_4 X_{i,t-1} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

A regressão que foi de facto estimada usou uma estrutura de dados temporais em vez de dados em painel devido a limitações de programação do “software” estatístico utilizado (gretl), e é observável no anexo 3. Além disso, achou-se que se devia incluir a região do Algarve, com o objetivo de a estimação ser baseada numa amostra maior. Card sugere que a existência de uma curva de Phillips implica que na equação (4), $\beta_2 = 0$, e que a hipótese da curva salarial implica que $\beta_1 = -\beta_2$. No teste da hipótese $\beta_2 = 0$, a estatística obtida foi $F(1,55) = 1,43382$, com *p-value* 0,236278, pelo que a hipótese não é rejeitada nem ao nível de significância de 10%. No teste da hipótese $\beta_1 = -\beta_2$, a estatística obtida foi $F(1,55) = 0,114346$, com *p-value* 0,736537, novamente não se rejeitando a hipótese nula nem ao nível de significância de 10%.

Parece evidente que, segundo os critérios de Card, a possibilidade de a regressão estudada apoiar a hipótese de a mesma ser uma curva de Phillips é plausível, havendo ao mesmo tempo evidência a favor da existência de uma curva salarial. No primeiro caso, o teste estatístico ao coeficiente da taxa de desemprego com um desfasamento temporal, aceita com substancial significância estatística a hipótese de o coeficiente ser zero, pelo que esta variável desfasada não influencia a taxa de crescimento dos salários. No entanto, é preciso fazer uma ressalva: como neste caso a regressão é estimada em dados temporais, nenhuma das variáveis explicativas da taxa de desemprego tem elevada significância estatística, pelo que é de admitir que este teste seja pouco credível. Por outro lado, no segundo teste, há evidência empírica para aceitar a hipótese nula de que as duas variáveis da taxa de desemprego são o simétrico uma da outra, pelo que o seu efeito conjunto é praticamente nulo na taxa de crescimento dos salários.

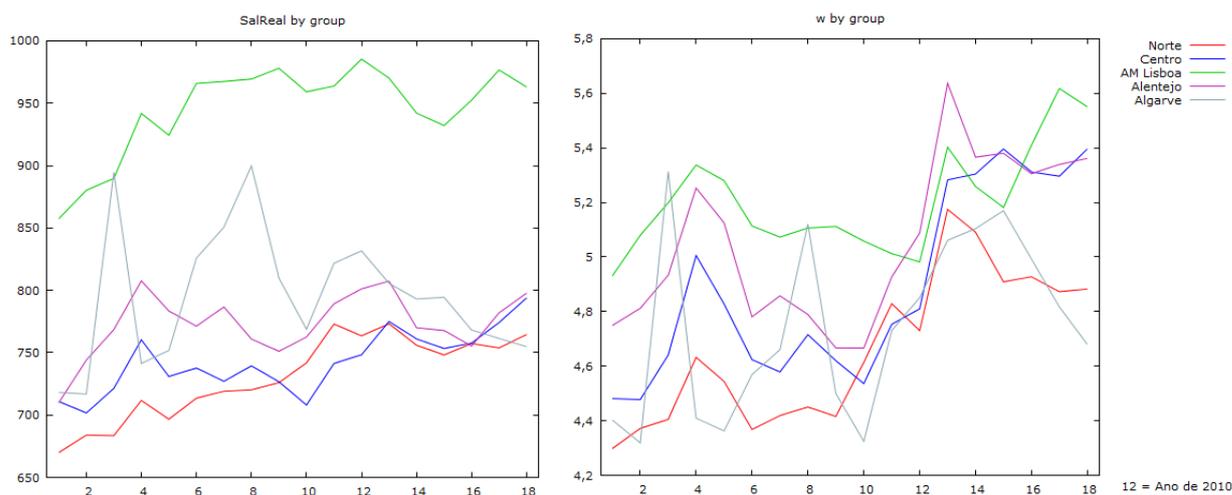
A segunda ideia que é analisada nesta subsecção diz respeito à questão da unidade de medida dos salários. A literatura refere estimações em que os salários não estão medidos em unidades monetárias deflacionadas pelo nível de preços, ou então, mesmo que estejam, são salários medidos numa base mensal e não horária. A existência do primeiro caso deve-se à falta de dados sobre preços a nível local. Já no segundo caso, a literatura recomenda que os salários sejam medidos numa base horária e não mensal, pois os salários mensais podem estar, e muito provavelmente estarão associados a horas trabalhadas que são diferentes ao longo do ano. Apesar disto, também parece ser possível fazer o argumento inverso, se for assumido que os salários reais por hora possam ser rígidos. Nesse caso, por exemplo, para determinado aumento do emprego, os salários reais por hora poderiam diminuir, se as horas trabalhadas aumentassem mais que proporcionalmente que o emprego. O que aconteceria seria que, como as horas trabalhadas por trabalhador aumentariam, o salário real por hora poderia mesmo diminuir, já que seria mais ou menos o mesmo salário a dividir por um maior número maior de horas. No entanto, isto não parece plausível, porque isso significaria que a correlação entre emprego e salário real por hora seria negativa, e não positiva como estimado mais atrás neste trabalho. Ainda assim, seria possível que o salário real por hora aumentasse menos do que o esperado na situação acabada de descrever. Se se concordar que isso seria possível, então também existe a possibilidade de que a unidade de medida dos salários numa base mensal possa ser potencialmente tão útil como os salários numa base horária.

Portanto, parece que as estimações efetuadas até aqui estão pelo menos conforme algumas das conclusões a que a literatura chegou. Contudo, importa agora analisar dados

adicionais, nomeadamente do gráfico 5. Aquilo que é importante reter do gráfico 5, apresentada mais abaixo, é que a partir do ano de 2011, durante o período de crise económica, os salários reais mensais caíram ou praticamente estagnaram em todas as regiões NUTS II de Portugal continental, mas o mesmo não se sucedeu com os salários reais por hora.

Em primeiro lugar, há uma razão que pode explicar, pelo menos em parte, o facto de os salários reais por hora parecerem exibir um comportamento um tanto ou quanto em contra-ciclo. Existe um efeito de composição das horas trabalhadas que, possivelmente, é capaz de estar em ação em Portugal, e que tem um efeito de alisamento do comportamento dos salários ao longo do ciclo (Stockman *apud* Solon *et al.*, 1992).

Gráfico 5 – Salários reais de base mensal e horária.



Fonte: INE.

Os salários reais por hora são iguais à soma dos salários reais dividido pela soma das horas trabalhadas, e a questão reside nas horas trabalhadas. Ora, pensa-se que a composição das horas trabalhadas varia de acordo com o ciclo. As horas trabalhadas podem ser divididas em dois grupos, em que o primeiro grupo diz respeito às horas correspondentes a trabalhadores menos qualificados e o segundo grupo refere-se às horas de trabalhadores mais qualificados. O argumento é que, na fase de expansão do ciclo, o peso do primeiro grupo nas horas trabalhadas aumenta, enquanto na fase de recessão o seu peso diminui. Se o peso do primeiro grupo aumenta, o valor agregado dos salários reais por hora diminui,

ceteris paribus, já que os trabalhadores menos qualificados têm salários menores. Se o peso do primeiro grupo diminui, o valor agregado dos salários reais por hora aumenta, *ceteris paribus*.

Ou seja, teoricamente, é possível que os salários reais por hora subam durante uma recessão, se o peso das horas do grupo de trabalhadores menos produtivos diminuir de forma muito significativa. No entanto, a evidência empírica para os Estados Unidos da América mostra que numa expansão do ciclo, os salários reais por hora crescem menos do que seria expectável, e numa fase recessiva, decrescem também menos, face à expectativa (Solon *et al.*, 1992). Portanto parece que isso explica em parte o que foi visto no gráfico anterior, ou seja, explica que os salários pareçam ser menos pró-cíclicos do que aquilo que se espera que sejam, mas não explica muito bem que a partir de 2011 cresçam, comportando-se de alguma forma em contra-ciclo.

Em segundo lugar, esta descoberta ilustrada no gráfico 5, remete precisamente para a questão que estava a ser discutida mais acima sobre a flutuação relativa do emprego e das horas trabalhadas e o seu efeito no salário. Para continuar a tentar explicar este fenómeno, é avançada a ideia de “labor hoarding”. Este conceito refere-se à situação em que as empresas mantêm a mesma força de trabalho apesar do abrandamento da atividade económica. O fator de trabalho é retido em número de trabalhadores, mas, em compensação, o número de horas trabalhadas, por trabalhador, diminui substancialmente (Okun, 1963 *apud* Biddle, 2014). A explicação tipicamente apresentada para isto acontecer deve-se a custos para a empresa caso despedisse trabalhadores, nomeadamente no gasto de recursos em entrevistas para contratação ou em formação de trabalhadores, tanto dos que saem, que possivelmente tiveram alguma formação, e que, saindo, deixam de ser úteis à empresa, como daqueles que entram, que precisam de nova formação.

Um pouco atrás no texto tinha sido argumentado que, ao contrário do que diz a literatura, o salário de base mensal enquanto unidade de medida pode ter as suas vantagens, precisamente pelo seu cálculo não ter em conta o número de horas trabalhadas, mas ser apenas uma divisão entre o salário médio mensal e o número de trabalhadores.

Passando à ação, investigou-se, se de facto, o salário real por mês pode ser um bom substituto do salário real por hora na estimação da curva salarial para Portugal. Para descobrir isso, em vez de se usar na estimação todas as observações disponíveis, criaram-se duas sub-amostras, em que uma delas correspondia às observações de anos em que a taxa de crescimento da taxa de desemprego era positiva, e a outra correspondia às observações dos anos em que a taxa de crescimento da taxa de desemprego era negativa. A

primeira sub-amostra contém 52 observações, enquanto a segunda sub-amostra contém 33. O modelo estimado é o seguinte:

$$\ln w_{i,t} = a_i + \beta_1 \ln w_{i,t-1} + \beta_2 \ln u_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \beta_4 t + d_{t=2002} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln SR_{i,t} = a_i + \beta_1 \ln SR_{i,t-1} + \beta_2 \ln u_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \beta_4 t + d_{t=2002} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Nas equações (5) e (6), $\ln SR_{i,t}$ é o logaritmo do salário real na região i no período t , a_i é a *dummy* da região i (na estimação omitimos a *dummy* da região 1 e introduzimos a constante), $\beta_4 t$ é a tendência linear e $d_{t=2002}$ corresponde à *dummy* para o ano 2002.

Na primeira amostra (figura 4), quando a taxa de desemprego está a aumentar, o resultado das regressões mostra que essa mesma taxa explica bastante melhor o salário mensal do que o salário horário.

Figura 4 – Estimação dos salários quando o desemprego aumenta.

Variável dependente: l_w				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,180193	2,29594	-0,07848	0,9379
c2	0,0213894	0,120528	0,1775	0,8602
c3	-0,347998	0,305360	-1,140	0,2622
c4	0,0129572	0,242079	0,05352	0,9576
c5	-0,304596	0,274960	-1,108	0,2755
l_w_l	-0,0147063	0,133659	-0,1100	0,9130
l_u	-0,0387891	0,0882743	-0,4394	0,6631
TxSup	-0,0102065	0,00961792	-1,061	0,2959
TxSec	0,0162135	0,00662700	2,447	0,0196 **
TxMasculi	0,00109084	0,0346850	0,03145	0,9751
TxPop3549	0,0591004	0,0602966	0,9802	0,3337
TxPop5064	0,0400634	0,0187320	2,139	0,0395 **
PesoTerc	0,00459790	0,00538268	0,8542	0,3988
PesoSec	-0,00908263	0,00764232	-1,188	0,2427
ValorSubs	-5,27618e-05	5,13566e-05	-1,027	0,3113
time	-0,0327449	0,0109158	-3,000	0,0050 ***
dl	0,0423729	0,0159577	2,655	0,0118 **

Variável dependente: lsr				
	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	7,57786	2,16298	3,503	0,0013 ***
c2	0,00501312	0,0985175	0,05089	0,9597
c3	0,0317635	0,252218	0,1259	0,9005
c4	0,103305	0,198209	0,5212	0,6055
c5	-0,0104975	0,225557	-0,04654	0,9631
lsr_l	-0,136365	0,128102	-1,064	0,2944
l_u	-0,142018	0,0715927	-1,984	0,0552 *
TxSup	0,00778883	0,00749545	1,039	0,3059
TxSec	-0,00274703	0,00514473	-0,5340	0,5968
TxMasculi	-0,0287615	0,0288668	-0,9964	0,3259
TxPop3549	0,0290942	0,0493170	0,5899	0,5590
TxPop5064	0,0344501	0,0152648	2,257	0,0304 **
PesoTerc	0,00719393	0,00439769	1,636	0,1108
PesoSec	-0,00230936	0,00623831	-0,3702	0,7135
ValorSubs	4,25487e-05	4,39546e-05	0,9680	0,3397
time	-0,0123177	0,00880449	-1,399	0,1706
dl	0,00795759	0,0132689	0,5997	0,5526

Fonte: do próprio.

De facto, a taxa de desemprego nem sequer tem significância estatística quando a variável dependente é o salário real por hora, mas, por sua vez, a taxa de desemprego já explica com significância estatística, embora pouca, o salário real mensal. O que destes factos transparece é que pode estar a existir aqui algum efeito no número de horas trabalhadas devido às razões apontadas anteriormente.

Na segunda amostra (figura 5), a taxa de desemprego já não possui significância estatística em nenhuma das regressões, mas é preciso notar que, enquanto que quando a variável dependente é o salário real por hora, a taxa de desemprego assume um coeficiente parecido com aquele que se tem observado em estimações anteriores, já quando a variável depende é o salário mensal, além da significância estatística da taxa de desemprego ser praticamente nenhuma, o seu coeficiente é positivo, o que contraria aquilo que é expectável.

Figura 5 – Estimação dos salários quando o desemprego diminui.

Variável dependente: l_w
Omitido porque todos os valores são zero: dl

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-2,92343	1,07043	-2,731	0,0142 **
c2	0,0544720	0,0530168	1,027	0,3186
c3	0,107293	0,165176	0,6496	0,5247
c4	0,142286	0,0883728	1,610	0,1258
c5	0,122853	0,142997	0,8591	0,4022
l_w_l	0,648377	0,222476	2,914	0,0097 ***
l_u	-0,0535346	0,0692777	-0,7728	0,4503
TxSup	0,00681241	0,00690642	0,9864	0,3378
TxSec	0,00635662	0,00477660	1,331	0,2008
TxMasculi	0,0337898	0,0150961	2,238	0,0389 **
TxPop3549	0,0561509	0,0245133	2,291	0,0350 **
TxPop5064	0,0225345	0,0120822	1,865	0,0795 *
PesoTerc	-0,00323928	0,00470919	-0,6879	0,5008
PesoSec	0,00422558	0,00416834	1,014	0,3249
ValorSubs	6,38715e-05	3,10787e-05	2,055	0,0556 *
time	-0,0171891	0,00835472	-2,057	0,0553 *

Variável dependente: lsr
Omitido porque todos os valores são zero: dl

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-1,78161	1,73300	-1,028	0,3183
c2	0,0216424	0,0414763	0,5218	0,6085
c3	0,0854998	0,145073	0,5894	0,5634
c4	0,0859827	0,0691421	1,244	0,2305
c5	0,144075	0,108329	1,330	0,2011
lsr_l	0,895339	0,177069	5,056	9,74e-05 ***
l_u	0,00732712	0,0531473	0,1379	0,8920
TxSup	0,0125106	0,00454328	2,754	0,0136 **
TxSec	0,000793814	0,00305332	0,2600	0,7980
TxMasculi	0,0312765	0,0118657	2,636	0,0173 **
TxPop3549	0,0178614	0,0228766	0,7808	0,4457
TxPop5064	0,0146669	0,00972802	1,508	0,1500
PesoTerc	-0,00159719	0,00340102	-0,4696	0,6446
PesoSec	0,00629513	0,00323586	1,945	0,0685 *
ValorSubs	2,16194e-05	2,70389e-05	0,7996	0,4350
time	-0,0121716	0,00765550	-1,590	0,1303

Fonte: do próprio.

Se se admitir que, ao estimar a curva salarial, a variável dependente possa estar medida numa base mensal, poderemos voltar a estimá-la com base na especificação (6) da tabela 2,

ou seja, usando um painel de efeitos fixos (LSDV), usando toda a amostra, excluindo apenas a região do Algarve. Os resultados da estimação podem ser observados na figura 6.

Figura 6 – Estimação da curva salarial com v. dependente de base mensal.

Variável dependente: l_lsr

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	1,05973	0,247658	4,279	8,08e-05 ***
l_lsr_l	0,415324	0,101128	4,107	0,0001 ***
l_u_l	-0,00665441	0,00376523	-1,767	0,0830 *
TxSup	0,00151079	0,000534876	2,825	0,0067 ***
TxSec	-0,000600753	0,000316697	-1,897	0,0634 *
TxMasculi	-6,17451e-05	0,00258653	-0,02387	0,9810
TxPop3549	-7,25105e-05	0,00199760	-0,03630	0,9712
TxPop5064	0,00227984	0,000806134	2,828	0,0066 ***
PesoTerc	0,000294596	0,000309211	0,9527	0,3451
PesoSec	7,09562e-05	0,000350439	0,2025	0,8403
ValorSubs	1,79402e-06	2,25443e-06	0,7958	0,4298
time	-0,000314407	0,000619931	-0,5072	0,6142
dl	0,00426936	0,00104280	4,094	0,0001 ***

Fonte: do próprio.

Com a especificação usada, embora não se mostre aqui, a taxa de desemprego desfasada tem um poder explicativo superior do que a taxa de desemprego não-desfasada. Ainda assim, esta variável tem apenas significância estatística a 10%, enquanto que o seu coeficiente, tendo o sinal negativo esperado, tem apenas o valor, em termos absolutos, igual a 0,0006, o que mostra a sua irrelevância.

4-Discussão dos resultados

Tinha sido perguntado se uma correlação positiva entre o salário e a taxa de emprego não poderia ser antes uma curva da oferta de trabalho, em vez de uma curva salarial. Uma curva da oferta do trabalho tem inclinação positiva, e quando a procura de trabalho aumenta, ou seja, quando há uma deslocação da curva da procura de trabalho no sentido do seu aumento, o equilíbrio do mercado de trabalho desloca-se ao longo da curva da oferta, havendo um aumento do preço do trabalho, mas também da sua quantidade transacionada no mercado. Este raciocínio toma como base que o aumento do emprego se deve à deslocação da curva da procura de trabalho, e não ao deslocamento da curva da oferta de trabalho. Neste último caso, haveria uma correlação negativa entre o emprego e o salário.

Embora a correlação entre a taxa de atividade e o salário tenha pouca significância estatística, o seu sinal era negativo. Este facto poderia ser interpretado como uma deslocação da curva da oferta ao longo da curva da procura.

Blanchflower e Oswald tinham argumentado que a curva salarial não poderia ser uma curva de oferta de trabalho com uma regressão mal especificada se a taxa de atividade não explicasse melhor a evolução dos salários do que a taxa de desemprego (Blanchflower e Oswald, 1994). Mas, como pode a relação entre a taxa de atividade e os salários evidenciar uma curva da oferta? Sendo a curva da oferta uma relação positiva entre quantidade de trabalho oferecida e o seu preço, uma variação positiva da taxa de atividade pode dever-se tanto à expansão da curva da oferta, e nesse caso, o salário diminuiria, como pode dever-se à expansão da curva da procura, e nesse caso, o salário aumentaria. Como a escassa evidência empírica que está presente neste trabalho é desfavorável à existência de uma correlação positiva entre taxa de atividade e o salário, a hipótese da expansão da curva da procura, tem menor suporte nos dados. Ou seja, usando a taxa de atividade como variável explicativa dos salários, não se pode concluir nada acerca da curva salarial.

Voltando ao argumento de Blanchflower e Oswald, é preciso perguntar por que é que a taxa de emprego, podendo ser melhor variável explicativa do que a taxa de desemprego, não é suficiente para a curva salarial ser apenas uma curva da oferta com uma especificação ligeiramente diferente. A resposta a essa pergunta não foi (aparentemente) dada pelos autores. Como já tinha sido dito anteriormente, o objetivo deste trabalho não é pretender dar resposta a esta pergunta, mas antes investigar a existência de uma curva salarial para Portugal. Fica, então, em aberto a pergunta: quais são, de facto, as diferenças entre a curva salarial e a curva da oferta de trabalho? Não respondendo à questão, e pondo os autores o ónus da questão sobre a correlação da taxa de atividade com o salário, paira mais a dúvida do que o esclarecimento sobre este tópico.

Outra questão que foi levantada na literatura, e também neste trabalho, refere-se à relação entre a curva de Phillips e a curva salarial. Foram efetuados alguns testes neste trabalho para saber se a curva salarial seria apenas uma curva de Phillips mal especificada, tendo sido adotados os testes propostos por Card, em vez do teste proposto por Blanchflower e Oswald. Os resultados desses testes indicaram que a curva salarial não estava mal especificada em favor da curva de Phillips. Na verdade, o comportamento da taxa de desemprego teria um efeito estatisticamente significativo no nível dos salários, mas provavelmente (porque o teste não é conclusivo) não teria na taxa de crescimento dos salários, o que significa que neste caso é apoiada a hipótese da curva salarial. Nesta questão em particular, a interpretação que é feita da curva salarial, não é de maneira nenhuma, a ideia de que seja uma curva de Phillips mal especificada, bem pelo contrário: aquilo que ela tem de parecido com a curva de Phillips, e bem, é que consiste numa relação

entre salários e a taxa de desemprego. Se a taxa de desemprego não está relacionada com a taxa de variação dos salários, mas com o seu nível, isso não deve ser uma fraqueza, mas, talvez, sinal de força. Isto porque parece que a curva salarial é, em parte, uma especificação derivada da curva de Phillips, e sendo assim, estas especificações podem ser complementares, e não parecem ser, necessariamente, mutuamente exclusivas, mudando entre elas apenas a forma como a relação estatística é abordada. O que quer dizer que, antes de efetuar quaisquer testes de hipóteses, ambas as especificações podem ser igualmente válidas.

Outro tópico debatido na literatura é a unidade de medida dos salários na estimação de uma curva salarial, e parece que o consenso gerado indica que a unidade de medida correta seria o salário real por hora. Tentou-se neste trabalho explicar que medir o salário numa base mensal pode ter vantagens, no caso de numa crise económica, em que há alterações no comportamento das variáveis macroeconómicas. Mais concretamente, quando o salário tem variações pequenas e o número de horas trabalhadas flutua bastante (ver anexo 4). Neste contexto, a taxa de desemprego pode estar relacionada com o número de horas trabalhadas. Ao estimar-se a curva salarial usando o salário medido numa base mensal, ficou evidente como a variável dependente pode ser útil durante os anos em que a taxa de desemprego aumentou, sobretudo durante a crise económica. Usando esta variável na estimação, a elasticidade pode revelar-se um indicador que, por comparação com a elasticidade da estimação inicial, que usa o salário por hora, pode dar uma ideia sobre se inicialmente teria havido alguma subestimação da elasticidade da curva salarial. Neste caso, parece poder haver alguma subestimação, já que a elasticidade da regressão usando a variável dependente de base mensal é superior à elasticidade da regressão que usa a variável dependente de base horária. Por outro lado, usando as observações para todos os anos, ou seja, não se fazendo distinção entre se a taxa de crescimento do desemprego é positiva ou negativa, a medida mensal utilizada mostrou-se um tanto ou quanto inútil na tarefa da estimação da curva, dada a proximidade do seu coeficiente de zero.

Uma particularidade da estimação da curva salarial apresentada ao longo deste trabalho, referido na introdução, deve-se ao facto de os dados relativos às características dos agentes económicos que auferem salários serem dados macroeconómicos, em vez dos dados microeconómicos, tradicionalmente usados desde os primeiros trabalhos dos autores da curva. Isto quer dizer que não se sabe qual o rendimento de um indivíduo, ou o que acontece ao rendimento se um indivíduo for um ano mais velho, ou se tiver completado algum grau do ensino superior. Com os dados usados, apenas é possível saber quanto se

recebe de salário em média, numa determinada região, e quanto é que esse salário aumenta em função da percentagem da população de determinado escalão etário ou da percentagem da população formada no ensino superior no total da população dessa região. E este aspeto dos dados tem uma vantagem e uma desvantagem que é registada na literatura. A vantagem é que como tanto a taxa de desemprego e os salários são variáveis agregadas, não se incorre no problema de ter uma variável microeconómica e outra variável macroeconómica, cuja correlação entre elas teria um enviesamento (chamado “group-data bias” ou “common-group effect”, explicado em Moulton, 1986 *apud* Blanchflower e Oswald, 1995). A desvantagem, típica de dados macroeconómicos, deve-se à heterogeneidade não-observada, dado que uma região contém indivíduos muito desiguais entre si, perdendo-se dessa forma, alguma informação relevante (Johnes, 2007).

Blanchflower e Oswald (1995) referem também um problema típico na econometria, referente à endogeneidade das variáveis explicativas. Os salários podem ser explicados, em parte, pela taxa de desemprego, mas a taxa de desemprego também pode ser explicada, em parte, pelos salários. Ainda assim, os autores desvalorizam um pouco essa questão teórica, tendo feito testes empíricos que mostram que essa questão não é muito importante para a curva salarial. Ora, neste trabalho, não se fez instrumentação, mas usou-se o primeiro desfasamento temporal da taxa de desemprego, em que o coeficiente se altera de uma forma algo significativa, e, por outro lado, ganha significância estatística (tabela 1). Embora não seja mostrado, esta prática pode, em alguns casos, obter ganhos consideráveis, em termos de níveis de significância estatística, na ordem de uma diminuição dos valores-p entre 15 e 10 p.p.

Dito isto, a elasticidade da curva salarial estimada parece rondar os valores de -0,05 e -0,07, tendo em mente que a liberdade para alterar a especificação da regressão é pouca, nomeadamente, no que toca às variáveis de controlo, às quais a estimação é bastante sensível. Abstraindo desse pormenor, e aceitando a especificação (6) da tabela 2 como uma estimação razoável para a curva, o valor da elasticidade seria de -0,0721, o que significaria que, assumindo que *ceteris paribus*, um aumento de 1% da taxa de desemprego estaria correlacionado com uma diminuição de 0,0721% dos salários reais por hora, ou de forma equivalente, ao dobrar da taxa de desemprego, estaria associado uma diminuição dos salários em 5%, aproximadamente. É de lembrar que a magnitude desta elasticidade é próxima daquela que é referida no trabalho de meta-análise sobre a curva salarial referida no fim da secção 2.

5-Conclusão

Embora, nos dias de hoje, a curva salarial não seja um tópico muito em voga, parece que ainda é um assunto relativamente controverso, não apenas nas suas origens teóricas, como no melhor caminho para realizar uma estimação robusta. Se não são de fácil compreensão as diferenças e semelhanças entre uma curva salarial e uma curva da oferta de trabalho, a relação entre a curva salarial e a curva de Phillips não deixa de ser curiosa, tanto pelas suas fortes semelhanças, através das quais, elas quase se confundem, como pelas diferenças no que toca à atenção captada pela comunidade académica, ainda que em períodos temporais distintos. De facto, este trabalho mantém algumas das dúvidas que pairam sobre a existência da curva salarial, desde o seu aparecimento, porque o emprego é uma variável relevante para explicar os salários, e talvez a taxa de desemprego seja uma variável explicativa da taxa de crescimento dos salários, corroborando com alguma confiança a hipótese da curva da oferta de trabalho, embora duvidando da hipótese da curva de Phillips, respetivamente.

A estimação de uma curva salarial pode dar resultados substancialmente diferentes consoante as variáveis de controlo usadas, e é mesmo criticamente sensível à unidade de medida dos salários. Se estes estiverem medidos numa base horária, como a literatura recomenda, os resultados são bastante mais satisfatórios. Também se argumenta que, no caso de os salários terem pequenas variações ao longo do tempo num contexto de forte crise económica, medir os salários numa base mensal pode revelar alguma subestimação da elasticidade da curva salarial, por comparação a uma estimação que utilize os salários por hora.

Este trabalho conseguiu estimar uma curva salarial, ainda que tenha escapado à típica utilização de dados microeconómicos para o fazer, tendo obtido uma relação estatisticamente significativa, cuja elasticidade ronda valores de magnitudes previamente obtidas em outras estimações, para outros países (-0,0721). Isto significa que, em Portugal, a evolução da taxa de desemprego é um determinante da evolução do nível médio dos salários.

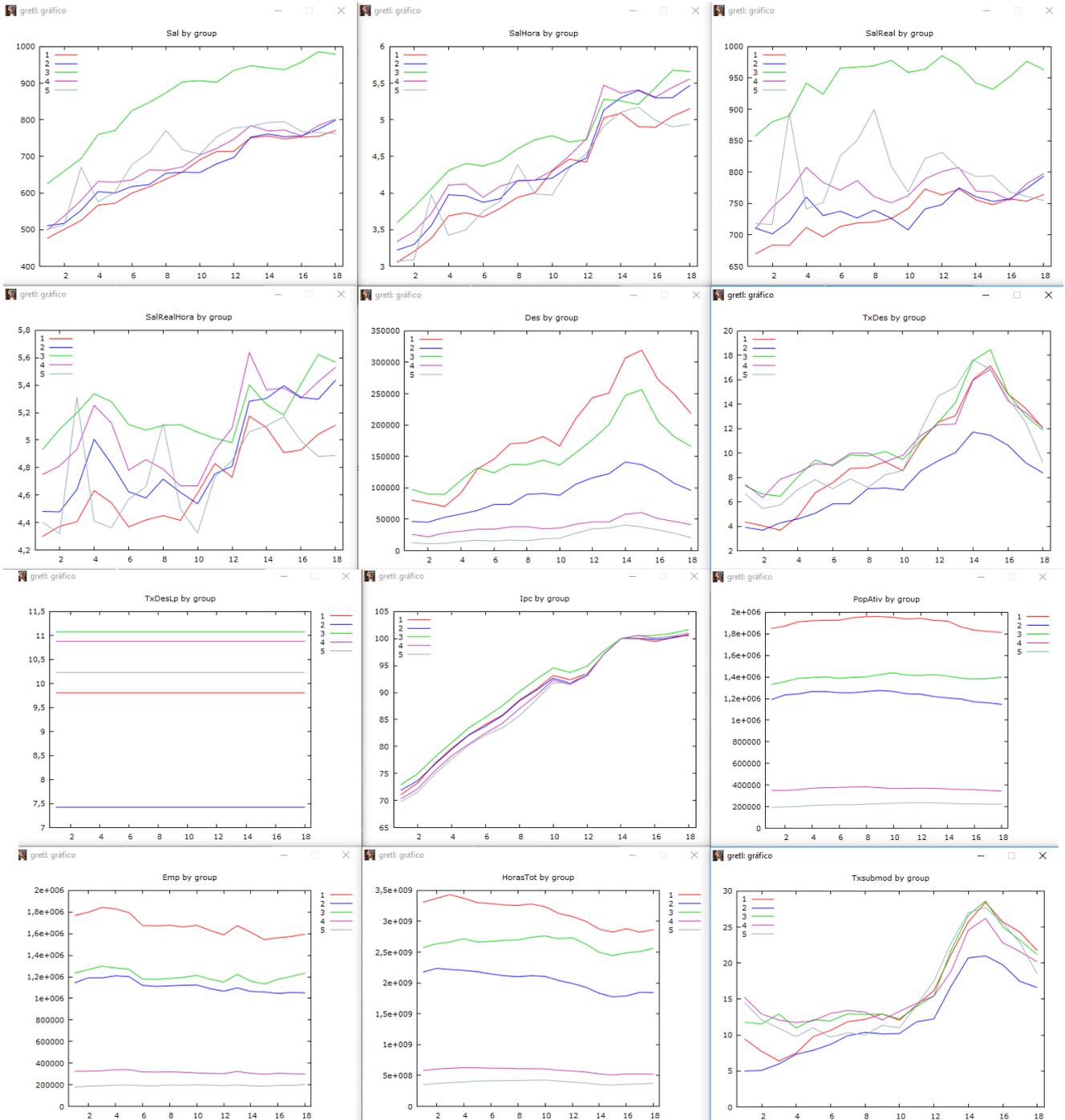
Referências bibliográficas:

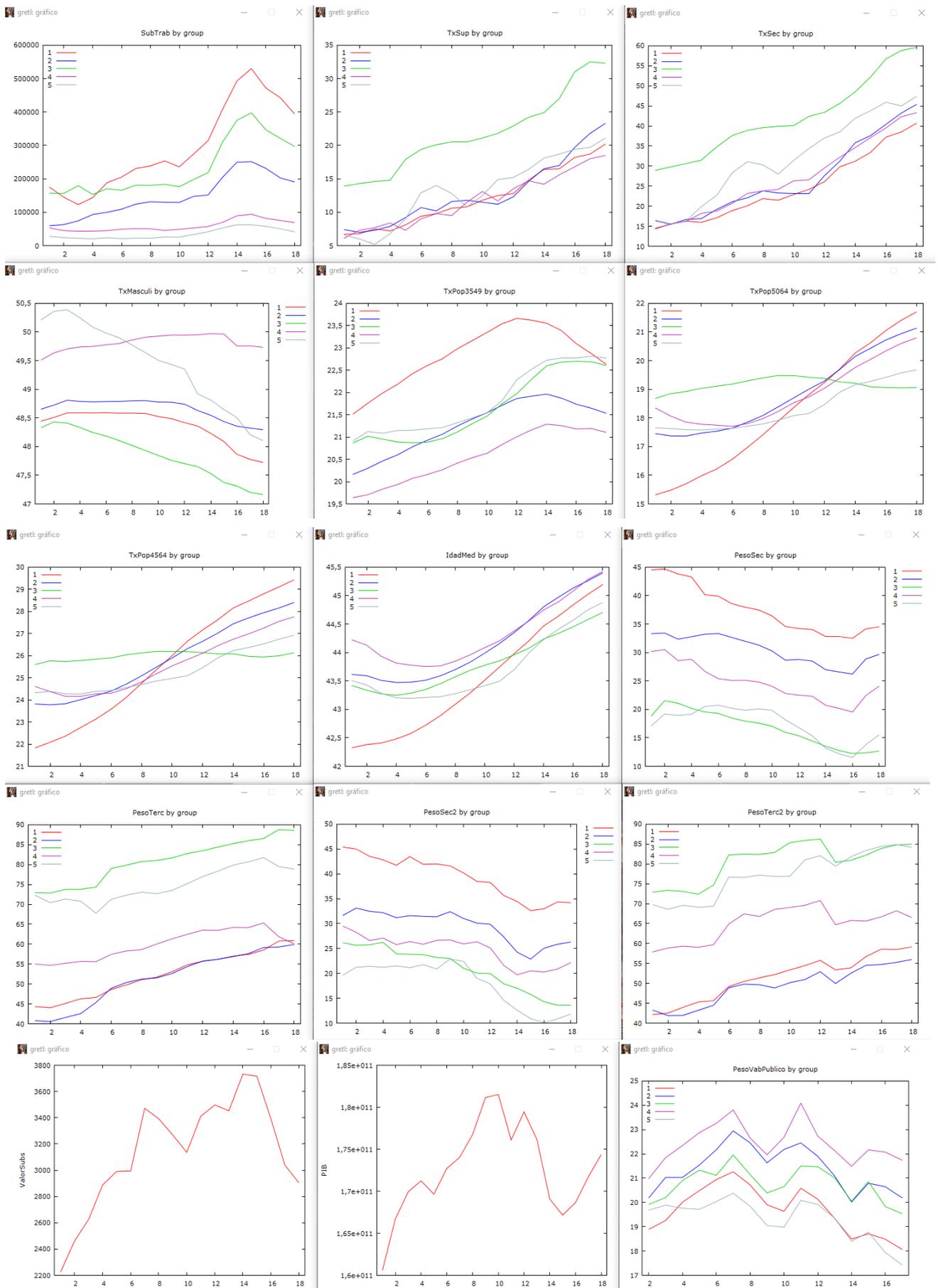
- Baltagi, B. H., & Blien, U. (1998). The German wage curve: evidence from the IAB employment sample. *Economics letters*, 61(2), 135-142;
- Barth, E., Bratsberg, B., Naylor, R. A., & Raaum, O. (2002). Why and how wage curves differ: Evidence by union status for the United States, Great Britain and Norway. <https://www.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/ranaylor/publications/bbnr.pdf>
- Biddle, J. E. (2014). Retrospectives: the cyclical behavior of labor productivity and the emergence of the labor hoarding concept. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 197-212;
- Blanchard, O., & Katz, L. F. (1999). Wage dynamics: reconciling theory and evidence. *American Economic Review*, 89(2), 69-74;
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (1994). *The wage curve*. MIT Press;
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (1989). The wage curve. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3181;
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2005). The wage curve reloaded. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 11338;
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (1995). An introduction to the wage curve. *Journal of Economic Perspectives*. 9(3), 153-167;
- Campbell, C., & Orszag, J. M. (1998). A model of the wage curve. *Economics Letters*, 59(1), 119-125;
- Card, D. (1995). The Wage Curve: A Review. *Journal of Economic Literature*, 33(2), 785-799;
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The Economic Journal*, 104(424), 648-659;
- Guichard, S., & Laffargue, J. P. (2000). The Wage Curve: The Lessons of an Estimation over a Panel of Countries. Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales, No. 21;
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, 60(1), 126-142;
- Johnes, G. (2007). The wage curve revisited: estimates from a UK panel. *Economics Letters*, 94(3), 414-420;

- Montuenga, V., García, I., & Fernandez, M. (2003). Wage flexibility: evidence from five EU countries based on the wage curve. *Economics letters*, 78(2), 169-174;
- Montuenga-Gómez, V. M., & Ramos-Parreño, J. M. (2005). Reconciling the wage curve and the Phillips curve. *Journal of Economic Surveys*, 19(5), 735-765;
- Moulton, B. R. (1986). Random group effects and the precision of regression estimates. *Journal of Econometrics*, 32(3), 385-397;
- Nijkamp, P., & Poot, J. (2005). The last word on the wage curve? *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 421-450;
- Okun, A. M. (1963). Potential GNP: its measurement and significance (pp. 98-103). *Yale University, Cowles Foundation for Research in Economics*, paper no. 190;
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283-299;
- Sato, Y. (2000). Search theory and the wage curve. *Economics Letters*, 66(1), 93-98;
- Shapiro, C., & Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 74(3), 433-444;
- Solon, G., Barsky, R., & Parker, J. A. (1994). Measuring the cyclicity of real wages: how important is composition bias? *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 1-25;
- Stockman, A. C. (1983). Aggregation bias and the cyclical behavior of real wages. *Documento não-publicado*. (Artigo citado na referência imediatamente anterior);
- Südekum, J. (2006). The wage curve and agglomeration. In *The European Labour Market* (pp. 203-219). Physica-Verlag HD;
- Whelan, K. (1997). Wage Curve vs Phillips Curve: Are There Macroeconomic Implications? *Finance and economics discussion series* working paper no. 51. Division of Research and Statistics. Federal Reserve Board.

Anexos

Anexo 1 – Comportamento das variáveis no tempo.





Fonte: INE, DREM e cálculos próprios.

Anexo 2 – Estimação da curva salarial com *dummies* temporais (excluindo região nº 5).

Variável dependente: l_w

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-2,52396	0,785336	-3,214	0,0026	***
l_w_1	0,430533	0,118665	3,628	0,0008	***
l_u	0,00907324	0,0413648	0,2193	0,8275	
TxSup	0,00349001	0,00376048	0,9281	0,3591	
TxSec	0,00937985	0,00386219	2,429	0,0199	**
TxMasculi	0,0325075	0,0195863	1,660	0,1050	
TxPop3549	0,0304865	0,0173673	1,755	0,0870	*
TxPop5064	0,0156019	0,00770670	2,024	0,0498	**
PesoTerc	0,00359467	0,00217993	1,649	0,1072	
PesoSec	-0,00206300	0,00226175	-0,9121	0,3673	
ValorSubs	6,26221e-05	8,98630e-05	0,6969	0,4900	
dt_2	0,416418	0,114224	3,646	0,0008	***
dt_3	0,401648	0,103990	3,862	0,0004	***
dt_4	0,413371	0,0926151	4,463	6,70e-05	***
dt_5	0,327907	0,0858433	3,820	0,0005	***
dt_6	0,249511	0,0776340	3,214	0,0026	***
dt_7	0,213891	0,0730403	2,928	0,0057	***
dt_8	0,198480	0,0659365	3,010	0,0046	***
dt_9	0,175924	0,0625043	2,815	0,0076	***
dt_10	0,169841	0,0575618	2,951	0,0053	***
dt_11	0,157734	0,0567232	2,781	0,0083	***
dt_12	0,101103	0,0546106	1,851	0,0717	*
dt_13	0,149915	0,0468641	3,199	0,0027	***
dt_14	0,0279582	0,0645007	0,4335	0,6671	
dt_15	0,00205335	0,0623599	0,03293	0,9739	
dt_16	-0,00892803	0,0355793	-0,2509	0,8032	

Fonte: do próprio.

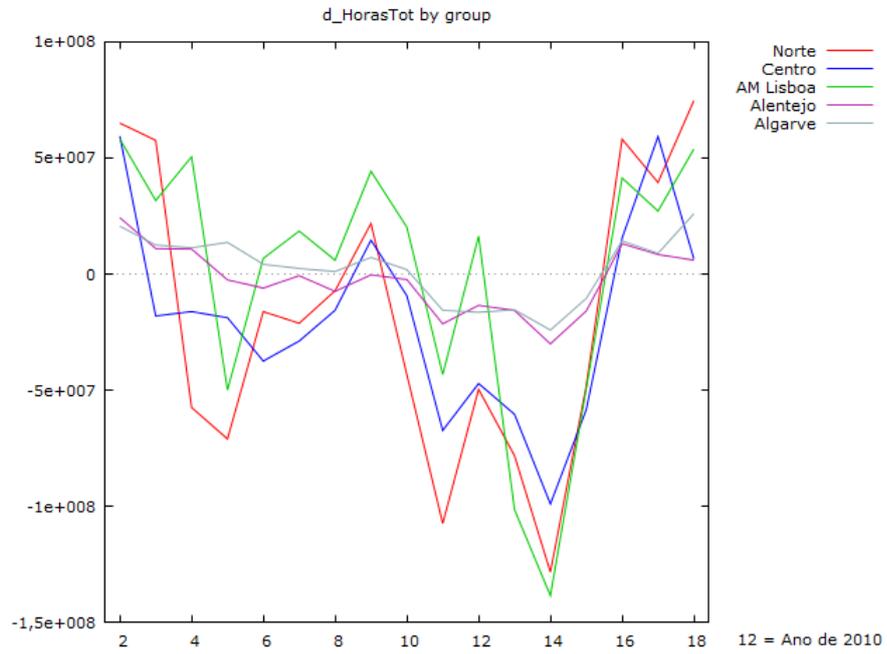
Anexo 3 – Estimação sugerida por Card.

Variável dependente: d_l_w
 Erros padrão HAC, largura de banda 3 (Núcleo Bartlett ('Bartlett kernel'))

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
l_u	-0,0886096	0,0647982	-1,367	0,1770	
l_u_l	0,0799146	0,0667389	1,197	0,2363	
TxSup	0,00537634	0,00529801	1,015	0,3147	
TxSec	0,00213566	0,00355233	0,6012	0,5502	
TxMasculi	0,156053	0,0531347	2,937	0,0048	***
TxPop3549	-0,103934	0,0645336	-1,611	0,1130	
TxPop5064	-0,00403913	0,0345630	-0,1169	0,9074	
PesoTerc	0,00762662	0,00756879	1,008	0,3180	
PesoSec	-0,00475150	0,00552672	-0,8597	0,3937	
ValorSubs	0,000987659	0,000329365	2,999	0,0041	***
TxSup_l	-0,00137129	0,00534341	-0,2566	0,7984	
TxSec_l	0,00163516	0,00486095	0,3364	0,7379	
TxMasculi_l	-0,123877	0,0513060	-2,414	0,0191	**
TxPop3549_l	0,123589	0,0668749	1,848	0,0700	*
TxPop5064_l	0,000324965	0,0322779	0,01007	0,9920	
PesoTerc_l	-0,0102137	0,00748096	-1,365	0,1777	
PesoSec_l	0,00380293	0,00497663	0,7642	0,4480	
ValorSubs_l	-0,00159114	0,000480790	-3,309	0,0017	***
d_d2000	-0,712501	0,221316	-3,219	0,0022	***
d_d2001	-0,462673	0,158367	-2,922	0,0050	***
d_d2002	-0,492385	0,162024	-3,039	0,0036	***
d_d2003	-0,209646	0,0668393	-3,137	0,0027	***
d_d2004	-0,111637	0,0249832	-4,468	3,97e-05	***
d_d2005	-0,525437	0,171641	-3,061	0,0034	***
d_d2006	0,334115	0,0948795	3,521	0,0009	***
d_d2007	0,272766	0,0825877	3,303	0,0017	***
d_d2008	0,222284	0,0661369	3,361	0,0014	***
d_d2009	-0,195357	0,0910343	-2,146	0,0363	**
d_d2010	0,113274	0,0558988	2,026	0,0476	**
d_d2011	0,352253	0,0863474	4,079	0,0001	***
d_d2012	-0,105763	0,0897158	-1,179	0,2435	
d_d2013	0,337836	0,116004	2,912	0,0052	***
d_d2014	0,597715	0,182530	3,275	0,0018	***
d_d2015	0,449317	0,132801	3,383	0,0013	***

Fonte: do próprio.

Anexo 4 – Variação anual absoluta do número agregado de horas trabalhadas.



Fonte – DREM e cálculos próprios.