



UNIVERSIDADE D
COIMBRA

Ronize Cristina Oliveira Santiago Vicente da Cruz

**ENSAIOS SOBRE A FEMINIZAÇÃO
DO MERCADO DE TRABALHO E O
HIATO SALARIAL ENTRE GÊNEROS**

Tese no âmbito do Doutoramento em Economia, orientada pelo
Professor Doutor Paulino Maria de Freitas Teixeira e
apresentada à Faculdade de Economia

Maio de 2022



FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE
COIMBRA

Ronize Cristina Oliveira Santiago Vicente da Cruz

ENSAIOS SOBRE A FEMINIZAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO E O HIATO SALARIAL ENTRE GÉNEROS

Tese no âmbito do Doutoramento em Economia, apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para obtenção do grau de Doutor

Orientador:

Professor Doutor Paulino Maria de Freitas Teixeira

Coimbra, 2022

À Ricardina Benedita Oliveira Santiago e ao António Teófilo Vicente

Agradecimentos

Agradeço, em primeiro lugar, o meu orientador, Professor Doutor Paulino Maria de Freitas Teixeira, por ter aceitado orientar-me durante esta jornada do Doutoramento em Economia, pelo apoio incondicional desde a altura em que decidi candidatar-me ao Programa de Doutoramento em Economia da FEUC. Não foi uma caminhada fácil, tivémos vários contratempos, mas nunca desistimos. Obrigada por tudo, pelo apoio, pelos incentivos, pelas orientações/recomendações e pela total disponibilidade ao longo destes anos.

Um agradecimento muito especial vai para os meus pais, Ricardina Benedita Oliveira Santiago e António Teófilo Vicente, pelo amor incondicional e pelo apoio sem medida durante todo o meu percurso académico. Obrigada por me apoiarem sempre, por acreditarem em mim e por nunca me deixarem desistir de lutar pelos meus sonhos. Agradeço também a todos os meus familiares, em especial, às minhas irmãs, o meu irmão, o meu avô e a minha avó, que estiveram sempre presentes e nunca deixaram de torcer por mim.

Agradeço à Professora Doutora Adelaide Duarte, pelo incentivo para entrar no Doutoramento em Economia após a conclusão do meu mestrado, e pelo apoio incalculável que me deu durante a minha passagem pela FEUC. Agradeço também ao Professor Doutor João Souza Andrade, pelos conhecimentos que me transmitiu durante a minha formação superior e por me inspirar e incentivar pela busca do conhecimento de forma autónoma.

Obrigada, meus colegas do doutoramento, em especial ao Ernesto Nieto Carrillo pelo apoio na parte econométrica no STATA, que foi muito importante na aplicação dos meus modelos. Agradeço aos meus colegas pelos momentos de descontração após os dias longos de aulas e exames, pelos momentos de diversão fora da faculdade e pelo apoio e troca de ideias.

Um profundo agradecimento à Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT) pelo financiamento do meu Programa de Doutoramento e pela prontidão no apoio e assistência ao longo destes anos. Agradeço também ao Instituto Nacional de Estatística e ao Ministério de Trabalho Solidariedade e Segurança Social pela disponibilização dos dados dos Quadros do Pessoal/Relatório Único, e um agradecimento à equipa do EUROSTAT pela disponibilização da base de dados EU-SILC e por toda a assistência dada. Muito obrigada à biblioteca da FEUC

e ao Ceber pela disponibilização da Sala dos Quadros do Pessoal durante o período da elaboração da minha tese e por toda assistência dada durante estes anos.

Por fim, mas não menos importante, um grande agradecimento aos meus amigos que estiveram sempre do meu lado durante esta caminhada, quer em Coimbra quer em Cabo Verde, e que fizeram com que o meu percurso académico fosse recheado de momentos de muita alegria, diversão e troca de experiências.

Obrigada, FEUC, Coimbra, foram 11 anos de muita luta e de muita aprendizagem, que levarei comigo para a vida inteira. Obrigada, Cabo Verde, minha terra amada!

Financiamento

A realização do Doutoramento em Economia teve o financiamento da Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT), com a referência da bolsa SFRH/BD/131375/2017 e COVID/BD/151931/2021, através de fundos nacionais do MCTES e fundos europeus provenientes do Fundo Social Europeu.



UNIÃO EUROPEIA
Fundo Social Europeu



Que pretendes, mulher?
Independência, igualdade de condições...

Empregos fora do lar?

És superior àqueles
que procuras imitar.

Tens o dom divino de ser mãe.

Em ti está presente a humanidade!

Cora Coralina, *Mãe* (2.10-17)

Resumo

Em Portugal, a questão da disparidade salarial entre homens e mulheres está na ordem do dia, particularmente num cenário onde se tem verificado progressos significativos das mulheres no que toca aos níveis de ensino, qualificação e acumulação de capital humano. Não obstante a participação crescente das mulheres que se verificou entre 1991 e 2017, no mercado de trabalho português, as mulheres ainda apresentam persistentes desvantagens salariais em relação aos homens. A segregação profissional continua sendo um aspecto muito relevante na sociedade portuguesa, refletindo os seus efeitos na subutilização das capacidades produtivas e de liderança das mulheres, e, portanto, menores ganhos salariais para este grupo de trabalhadores, mesmo após o controlo das características que influenciam a produtividade e o emprego. O desequilíbrio na participação feminina nos conselhos de administração das grandes empresas também tem merecido uma atenção pública considerável e objeto de diversas medidas políticas em Portugal e em vários Estados-membros da União Europeia. De modo a avaliar evolução salarial e o comportamento do hiato salarial nos últimos anos em Portugal, recorreremos a duas bases de dados: aos Quadros do Pessoal/Relatório Único, para o período compreendido entre 1991 e 2017; e à base de dados europeia EU-SILC, para o período entre 2004 e 2017. No nosso estudo abordamos em especial o tema da feminização dos postos de trabalho ou a aglomeração das mulheres em determinadas categorias profissionais, analisando o seu impacto sobre as remunerações salariais e sobre a disparidade salarial entre géneros, através da implementação uma metodologia que nos permite controlar a concentração das mulheres em cada uma das categorias profissionais. Os resultados indicam que o salário dos homens esteve sempre a um nível superior ao salário das mulheres, durante todo o período analisado, sendo que as mulheres apresentaram uma recuperação de 10 pontos percentuais, considerando o rácio salarial não ajustado ou sem variáveis de controlo. Após a introdução de variáveis explicativas a recuperação em termos de gap salarial situou-se na ordem dos 13 pontos percentuais. As mulheres apresentaram, portanto, uma desvantagem salarial muito persistente e apenas objeto de melhorias muito limitadas, não obstante a acrescida representação das mulheres em áreas intelectuais e científicas sem que, no entanto, as categorias de topo da hierarquia profissional deixem de ser dominadas por homens. A taxa da feminização, dada pela percentagem das mulheres em cada uma das categorias profissionais, segundo a Classificação Portuguesa das

Profissões a um dígito do ano 2010, foi sempre maior para as mulheres do que no caso dos homens, sendo possível verificar a existência de sobreocupação por parte das mulheres em determinadas categorias profissionais, designadamente, naquelas que são consideradas tipicamente “femininas”, onde mais de 90% dos trabalhadores são mulheres, como são exemplo as profissões ligadas à área da saúde, beleza, educação, apoio administrativo e encarregados de limpeza. Um resultado importante neste contexto é que a feminização dos postos de trabalho leva a salários mais baixos não só para as mulheres como também para os homens, com porventura ainda maior penalização para os homens em algumas situações. Um outro resultado relevante é que grande parte da correlação negativa entre os salários e a feminização se deve a fatores não observados, isto é, a diferenças nas preferências, gostos e aptidões dos trabalhadores, e, ainda, a diferenças na produtividade não observada, realçando, portanto, o papel da heterogeneidade não observada. A discriminação não é, contudo, a única explicação para as diferenças salariais com base no género, pois, verifica-se que o nível de escolaridade, a qualificação profissional e o sector de atividade foram sempre responsáveis por grande parte da disparidade salarial em todos os modelos utilizados. Entre 1991 e 2017, as regressões quantílicas indicam que o hiato total foi sempre maior no topo da distribuição salarial, tendo vindo a reduzir-se de forma mais lenta no topo do que nos outros percentis da distribuição salarial. Evidencia-se assim a possibilidade de “glass ceiling”, situação em que as mulheres enfrentam barreiras “invisíveis” no acesso aos cargos de topo da hierarquia profissional. A análise da penalização salarial em diferentes níveis da hierarquia da feminização, indica-nos que as penalizações salariais mais severas estão associadas a níveis mais altos de feminização para ambos os géneros, ou seja, quanto maior a concentração das mulheres nas profissões maior é a perda salarial. Em contrapartida, a feminização dos postos de trabalho, apesar de levar à prática de salários mais baixos, não contribui para hiatos salariais mais elevados.

Classificação JEL: J21, J24, J31, J51, J71, J81, J82.

Palavras-chave: Feminização; salários; hiato salarial entre géneros; categorias profissionais; mercado de trabalho; regressões quantílicas; decomposição de Juhn, Murphy e Pierce; decomposição de Chernozhukov Fernández-Val e Melly.

Abstract

In Portugal, the issue of the gender wage gap is on the agenda, particularly in a context where there has been significant progress by women in terms of education, qualification, and human capital accumulation in general. Despite the increasing participation of women between 1991 and 2017 in the Portuguese labor market, women still have persistent wage disadvantages compared to men. Professional segregation is still a very relevant aspect in the Portuguese society, reflecting its effects on the underutilization of women's productive and leadership skills, and therefore, lower wage gains for this group of workers, even after controlling the characteristics that influence the productivity and employment. The imbalance in female participation on the boards of directors of large companies has also received considerable public attention and has been the subject of several policy measures in Portugal and in many European Union member states. In order to analyze the wage progress and the behavior of the gender wage gap in recent years in Portugal, we used two databases: “Quadros do Povoal/Relatório Único”, for the period between 1991 and 2017; and the European database EU-SILC, for the period 2004-2017. In our study, we focus on the issue of occupational feminization or agglomeration of women in certain occupations, analyzing the impact of feminization on wages and on the gender wage gap, through the implementation of a methodology that allows us to control for the concentration of women in each occupation. The results indicate that the wage for men was always at a higher level than for women, throughout the analyzed period, with women showing a gain of only 10 percentage points, considering the non-adjusted wage ratio or with no control variables. However, the introduction of explanatory variables in the model increased the gain for women by 13 percentage points. Therefore, women showed a very persistent wage disadvantage and only very limited improvements were made in terms of their wages, despite a significant improvement in the representation of women in intellectual and scientific professions, without, however, the top positions of the professional hierarchy failing to be dominated by men. The feminization rate, given by the percentage of women in each occupation according to the “Classificação Portuguesa das Profissões a um dígito do ano 2010”, was always higher for women than for men, and it is possible to observe the existence of overemployment for women in certain occupations, namely, in those that are typically “female”, where more than 90% of workers are women, in occupations related to health, beauty, education, administrative

support and cleaning staff. An important result in this context is that the occupational feminization leads to lower wages not only for women but also for men, with perhaps an even greater penalty for men in some situations. Another relevant result is that a large part of the negative correlation between wages and feminization is due to unobserved factors, that is, differences in workers' preferences, tastes, skills and in unobserved productivity, thus enhancing the role of unobserved heterogeneity. However, discrimination is not the only explanation for wage differences based on gender, as long as, the level of education, professional qualifications and the sector of activity were always responsible for a large part of the wage gap in all models. Between 1991 and 2017, quantile regressions indicate that the total wage gap was always greater at the top of the wage distribution, and it has been decreasing more slowly at the top than in the other percentiles of the wage distribution. This highlights the possibility of a “glass ceiling”, a situation in which women face “invisible” barriers in accessing top positions. The analysis of the wage penalty at different levels of the feminization hierarchy, indicates that the most severe wage penalties are associated with higher levels of feminization for both genders, or rather, the greater the concentration of women in the occupations, the greater the loss on wages. On the other hand, an interesting result is that the occupational feminization, despite leading to lower wages, does not contribute to higher wage gaps.

JEL Classification: J21, J24, J31, J51, J71, J81, J82.

Keywords: Feminization; wages; gender wage gap; occupations; labor market; quantile regressions; Juhn, Murphy and Pierce decomposition; Chernozhukov, Fernández-Val and Melly decomposition.

Listas de Abreviaturas

ACT – Acordo Coletivo de Trabalho

AE – Acordo de Empresa

AMECO – *Annual Macro-economic Database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs*

AT – Áustria

BG – Bulgária

BLS – *US Bureau of Labor Statistics*

CAE – Classificação da Atividade Económica

CCT – Contrato Coletivo de Trabalho

CH – Suíça

CPS – *Current Population Survey*

ES – Espanha

EU-SILC – *European Union Statistics on Income and Living Conditions*

FD – *First Difference* (Primeiras Diferenças)

FE – *Fixed Effects* (Efeitos Fixos)

GR/EL – Grécia

HR – Croácia

HU – Hungria

IE – Irlanda

IPC – Índice de Preços no Consumidor

IRCT – Instrumento de Regulamentação Coletiva do Trabalho

IS – Islândia

IT – Itália

N/D – Não disponível

OIT – Organização Internacional do Trabalho

OLS – Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Last Square*)

P.P. – Pontos percentuais

PL – Polónia

PRT – Portaria do Trabalho

PSID – *Michigan Panel Study of Income Dynamics*

PT – Portugal

QP – Quadros do Pessoal

RE – *Random Effects* (Efeitos Aleatórios)

RS – Sérvia

RU – Relatório Único

UE – União Europeia

UK – Reino Unido

Lista de Gráficos

Gráfico 1: Evolução do Salário Médio dos Homens e das Mulheres e do Rácio Salarial entre Géneros em Portugal, 1991-2017	30
Gráfico 2: Evolução dos Salários na Europa, anos 2007 e 2017	40
Gráfico 3: Evolução do Rácio Salarial na Europa, anos 2007 e 2017	42
Gráfico 4: Hiato salarial estimado em 2007 e 2017, EU-SILC	50

Lista de Tabelas

Tabela 1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis geradas.....	14
Tabela 2: Estatísticas descritivas para Estabelecimentos: variáveis geradas	17
Tabela 3: Estatísticas descritivas para Empresas: variáveis geradas	19
Tabela 4: Descrição das variáveis da base de dados EU-SILC	21
Tabela 5: Países incluídos base EU-SILC.....	24
Tabela 6: Proporção da força de trabalho por género, 1991 e 2017	26
Tabela 7: Nível de qualificação profissional por género, 1991 e 2017	27
Tabela 8: Habilitações literárias por género	28
Tabela 9: Tipo de Contrato de trabalho por género.....	29
Tabela 10: Regime de Duração do Trabalho por género.....	29
Tabela 11: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 1991-2017	33
Tabela 12: Modelo Pooled, Trabalhadores-Empresas, 1991-2017.....	36
Tabela 13: Países da base EU-SILC com informação sobre a variável PY200G.....	38
Tabela 14: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2007	47
Tabela 15: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2017	51
Tabela 16: Características individuais, Trabalhadores	65
Tabela 17: Profissões a um dígito por género, para os anos 1991 e 2017	72
Tabela 18: Profissões do Topo por género, para o ano 2017, categoria 1	73
Tabela 19- Algumas Profissões “Masculinas” e “Femininas”, ano 2017, categorias 2 a 8.....	75
Tabela 20: Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género e por ano....	78
Tabela 21: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 1991-2017.....	82
Tabela 22: Feminização como uma variável contínua versus. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 1991-2017.....	85
Tabela 23: Análise de sensibilidade do efeito da Feminização nos salários, dados agrupados, 1991-2017	89
Tabela 24: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, 1991-2017.....	93
Tabela 25: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 1991-2017	98
Tabela 26: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 1991-2017	102
Tabela 27: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com Profissoes_1dígito_2, 1991-2017	103
Tabela 28: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 1991-2017	105
Tabela 29: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissoes_1dígito2, 1991-2017	106
Tabela 30: Convergência salarial entre o ano 1991 e o ano 2017, Modelo Padrão.....	126
Tabela 31: Convergência salarial entre o ano 1991 e o ano 2017, Modelo Expandido	127
Tabela 32: Decomposição salarial para o ano 1991 e 2017, Modelo Padrão	131
Tabela 33: Decomposição salarial para o ano 1991 e 2017, Modelo Expandido.....	132

Tabela 34: Decomposição salarial para os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão.....	135
Tabela 35: Decomposição salarial os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Expandido	136
Tabela 36: Decomposição salarial para percentis da distribuição, anos 1991 e 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido.....	139
Tabela 37: Decomposição salarial para diferenças interquartis, anos 1991 e 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido.....	141
Tabela 38: Decomposição salarial para percentis da distribuição, períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido.....	142
Tabela 39: Decomposição salarial para diferenças interquartis, para os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido.....	143
Tabela 40: Decomposição salarial com o modelo CFM, usando o comando cdeco, 1991 e 2017	160
Tabela 41: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando cdeco e controlando o tipo de contrato de trabalho, a nacionalidade e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão para o ano 2017.....	161
Tabela 42: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando cdeco_jmp, 1991 e 2017	163
Tabela 43: Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género e por ano, para Portugal e Reino Unido	167
Tabela 44: Modelo Sem Controlos e Modelo Padrão, Portugal e Reino Unido, Base de Dados EU-SILC.....	170
Tabela 45: Feminização como variável contínua vs. Feminização como variável discreta, modelo agregado, Portugal e Reino Unido.....	172
Tabela 46: Análise da sensibilidade da Feminização por especificação das variáveis de controlo, dados agrupados, Portugal e Reino Unido, EU-SILC	173
Tabela 47: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, Portugal e Reino Unido, EU-SILC.....	175
Tabela 48: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, Portugal e Reino Unido, EU-SILC	177
Tabela 49: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, Portugal e Reino Unido, EU-SILC, decomposição de BO.....	179
Tabela 50: Análise da convergência salarial, Portugal e Reino Unido, EU-SILC, decomposição de JMP	180
Tabela 51: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando cdeco, Portugal e Reino Unido, EU-SILC	181
Tabela A.1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis originais	191
Tabela A.2: Estatísticas descritivas para Estabelecimentos: variáveis originais.....	194
Tabela A.3: Classificação da Atividade Económica a um Dígito	194
Tabela A.4: Estatísticas descritivas para Empresas: variáveis originais	195
Tabela A.5: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 2000-2017	196
Tabela A.6: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2007	198

Tabela A.7: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2007	200
Tabela A.8: Regressões para Suíça, EU-SILC, 2007	202
Tabela A.9: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2007	203
Tabela A.10: Regressões para Espanha, EU-SILC, 2007.....	205
Tabela A.11: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2007	206
Tabela A.12: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2007.....	208
Tabela A.13: Regressões para Islândia, EU-SILC, 2007	209
Tabela A.14: Regressões para Itália, EU-SILC, 2007.....	211
Tabela A.15: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2007	212
Tabela A.16: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2007.....	214
Tabela A.17: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2017	215
Tabela A.18: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2017	217
Tabela A.19: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2017	218
Tabela A.20: Regressões para Croácia, EU-SILC, 2017.....	220
Tabela A.21: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2017	221
Tabela A.22: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2017.....	223
Tabela A.23: Regressões para Itália, EU-SILC, 2017	224
Tabela A.24: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2017	226
Tabela A.25: Regressões para Sérvia, EU-SILC, 2017	227
Tabela A.26: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2017.....	229
Tabela B.1: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 2000-2017 ...	231
Tabela B.2: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 2010-2017 ...	233
Tabela B.3: Feminização como uma variável contínua vs. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 2000-2017.....	234
Tabela B.4: Feminização como uma variável contínua vs. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 2010-2017.....	235
Tabela B.5: Análise da sensibilidade da Feminização por especificação das variáveis de controlo, dados agrupados, 2000-2017.....	236
Tabela B.6: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2000-2017	237
Tabela B.7: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2010-2017	239
Tabela B.8: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 2000-2017	241
Tabela B.9: Decomposição do hiato salarial or especificação e por ano, 2010-2017.....	245
Tabela B.10: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 2000-2017	244
Tabela B.11: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com Profissoes_1digito_2, 2000-2017	244
Tabela B.12: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 2010-2017	245
Tabela B.13: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com Profissoes_1digito_2, 2010-2017	245
Tabela B.14: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 2000-2017.....	246

Tabela B.15: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissoes_1digito2, 2000-2017	247
Tabela B.16: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 2010-2017	248
Tabela B.17: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissoes_1digito2, 2010-2017	249
Tabela C.1: Decomposição salarial para o ano 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido, controlando nacionalidade e tipo de contrato e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão	250
Tabela C.2: Decomposição salarial para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão, controlando nacionalidade e tipo de contrato	251
Tabela C.3: Decomposição salarial para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Expandido, controlando nacionalidade, tipo de contrato e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão	252

Índice

Agradecimentos.....	iv
Financiamento	vi
Resumo.....	viii
Abstract	x
Listas de Abreviaturas.....	xii
Lista de Gráficos	xiv
Lista de Tabelas.....	xv
Introdução Geral.....	1
Capítulo I - Hiato Salarial entre Homens e Mulheres: Contextualização do Caso Português no Espaço Europeu	3
1. Introdução.....	3
2. Revisão da Literatura	4
3. Dados.....	11
3.1. Descrição das variáveis utilizadas na base de dados QP.....	12
3.2. Características individuais: trabalhadores	12
3.3. Características individuais: estabelecimentos	16
3.4. Características individuais: empresas.....	17
3.5. Descrição das variáveis utilizadas na base de dados europeia <i>EU-SILC</i>	20
4. Análise preliminar	24
4.1. Modelo Geral.....	24
4.2. Resultados	25
4.2.1. Estatísticas por género.....	25
4.2.2. Salários e o Hiato Salarial entre Géneros em Portugal.....	29
4.2.3. Regressões salariais com o Modelo <i>Pooled</i>	31
4.2.4. Evolução dos Salários e do Hiato Salarial a nível Europeu (EU-SILC)	38
4.2.5. Regressões salariais para os países da base de dados EU-SILC.....	43
5. Conclusão.....	53
Capítulo II - Relação entre o Hiato Salarial e a Feminização dos Postos de Trabalho	55
1. Introdução.....	55
2. Revisão da literatura.....	57
3. Dados.....	65

4.	Metodologia	66
4.1.	Implementação do modelo de Addison, Ozturk e Wang (2017)	66
4.2.	Índice de segregação de Duncan e Duncan (1955)	69
4.3.	Decomposição de Blinder-Oaxaca (1973)	69
5.	Resultados	70
5.1.	Profissões masculinas e profissões femininas	70
5.2.	Análise em cross section	76
5.2.1.	Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género.....	76
5.2.2.	Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido	79
5.2.3.	Feminização como uma variável contínua versus. Feminização como uma variável discreta.....	84
5.2.4.	Análise de sensibilidade do efeito salarial da Feminização por especificação das variáveis de controlo.....	86
5.2.5.	Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores	90
5.2.6.	Decomposição do hiato salarial com o modelo de Blinder-Oaxaca.....	95
5.3.	Análise longitudinal	101
5.3.1.	Regressões com o modelo <i>Pooled OLS</i> , Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos	101
5.3.2.	Análise da robustez dos coeficientes da Feminização.....	104
6.	Conclusão.....	107
Capítulo III - Análise das Competências Individuais não Observadas: Impacto sobre a Disparidade Salarial.....		109
1.	Introdução.....	109
2.	Revisão da literatura.....	110
3.	Metodologia	116
4.	Resultados	122
4.1.	Convergência salarial entre 1991 e 2017	122
4.2.	Decomposição salarial para o ano 1991 e o ano 2017, em separado.....	128
4.3.	Decomposição salarial por bloco de períodos	133
4.4.	Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial.....	137
4.4.1.	Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial - Anos 1991 e 2017.....	137
4.4.2.	Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial - bloco de períodos: Análise de robustez.....	141
5.	Conclusão.....	144
Capítulo IV - Análise do Hiato Salarial ao Longo da Distribuição Salarial: Regressão Quantílica		147

1. Introdução.....	147
2. Revisão da literatura.....	149
3. Metodologia	156
4. Resultados	158
4.1. Resultados da decomposição salarial com o método CFM (comando <i>cdeco</i>)	158
4.2. Resultados da decomposição salarial com o método CFM (comando <i>cdeco_jmp</i>)	161
5. Conclusão.....	164
Capítulo V- Comparação da Evolução da Desigualdade Salarial entre Portugal e Reino Unido: Base de Dados EU-SILC	165
Conclusão Final.....	183
Referências.....	187
Anexo A – Capítulo I	191
Anexo B - Capítulo II.....	231
Anexo C - Capítulo III	250

Introdução Geral

No dia 5 de março de 2011, a Comissão Europeia lançou pela primeira vez o Dia Europeu da Igualdade Salarial, para chamar a atenção para a desigualdade nos salários entre homens e mulheres na União Europeia. Em 2019, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) também apresentou a iniciativa “Mulheres no Trabalho”, no âmbito da comemoração dos cem anos da existência da OIT (1919-2019). Centrada na abordagem dos obstáculos estruturais e de outros tipos, a iniciativa da OIT teve por fim aumentar a participação das mulheres e reduzir a diferença salarial entre géneros (OIT, 2017).

Apesar da crescente participação no mercado de trabalho, as mulheres apresentam persistentes desvantagens salariais em relação aos homens, mesmo nas economias mais avançadas. A segregação profissional é ainda uma nota dominante, o que leva à subutilização das capacidades produtivas e de liderança das mulheres e, conseqüentemente, a menores ganhos salariais, mesmo depois de ter em conta as características que influenciam a produtividade e o emprego. Em Portugal, a questão do hiato salarial entre homens e mulheres está na ordem do dia, especialmente num contexto de crescente aquisição de escolaridade e acumulação de capital humano por parte das mulheres.

O desequilíbrio na participação feminina nos conselhos de administração das grandes empresas também tem merecido justa atenção pública e iniciativa legislativa em Portugal e em muitos outros Estados-membros da União Europeia. Uma das razões para a participação limitada das mulheres no mercado de trabalho em relação aos homens, no que toca a oportunidades de emprego de topo, é a distribuição desigual de horas de trabalho não remunerado no domicílio, atendendo a que as mulheres executam a maioria das tarefas domésticas e a maior parte do trabalho não remunerado, incluindo o apoio/assistência aos idosos e os cuidados com os filhos. A carga desproporcional do trabalho doméstico não remunerado das mulheres, quando comparado com o dos homens, acaba por ter um impacto negativo sobre a participação feminina no mercado de trabalho.

Este trabalho encontra-se organizado em cinco capítulos. O primeiro capítulo inicia-se com a análise da evolução salarial em Portugal e na União Europeia, procurando entender porque é que se observa uma desigualdade com base no género e como é que o hiato salarial tem evoluído ao longo dos últimos anos. No segundo capítulo, entraremos no campo da feminização dos postos de trabalho, começando pela análise da relação entre a feminização dos postos de trabalho e os salários, bem como a análise da relação entre a feminização dos postos de trabalho e a diferença salarial entre géneros, através da implementação de uma metodologia que nos permite controlar a concentração das mulheres em cada uma das categorias profissionais. No terceiro capítulo, procuraremos examinar os impactos/consequências da feminização dos postos de trabalho sobre o hiato salarial entre homens e mulheres, procurando ao mesmo tempo avaliar a evolução do hiato salarial ao longo do tempo e explicar a evolução da parcela do hiato salarial que a literatura indica como “hiato salarial não explicado”. O quarto capítulo foca-se no estudo do hiato salarial ao longo da distribuição salarial, com recurso a regressões quantílicas, procurando compreender como é que a participação das mulheres nos cargos do topo afeta a desigualdade salarial. Nos capítulos III e IV introduzimos dois modelos para a decomposição do hiato salarial, nomeadamente, a decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1991, 1993) – JMP, e Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013) – CFM, respectivamente, metodologias não exploradas na decomposição do hiato salarial em Portugal. A decomposição de JMP permite-nos analisar a convergência salarial entre dois momentos, como também analisar a disparidade salarial num dado momento. A decomposição de CFM, por sua vez, possibilita a análise da desigualdade ao longo da distribuição salarial, permitindo ao mesmo tempo confirmar, ou não, os resultados da decomposição JMP. Por fim, no quinto capítulo, procede-se a uma comparação entre Portugal e o Reino Unido, tendo em vista o apuramento da posição de Portugal num contexto mais alargado. Terminamos o nosso estudo com a apresentação de uma súpula dos principais resultados.

Capítulo I - Hiato Salarial entre Homens e Mulheres: Contextualização do Caso Português no Espaço Europeu

1. Introdução

O problema da desigualdade salarial tem vindo a ganhar crescente importância na literatura económica. Para o caso português, podemos destacar alguns trabalhos que abordam esta problemática, por exemplo, Cardoso e Winter-Ebmer (2007), que usam dados longitudinais para Portugal entre 1987 e 2000, e onde se testa a hipótese de que as empresas geridas por mulheres tendem a proteger os trabalhadores de género feminino, pagando-lhes salários mais altos do que as empresas geridas por homens. Na mesma linha, Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) investigam os fatores que levam à disparidade salarial entre géneros em Portugal, através de um modelo de efeitos fixos com três dimensões, controlando os efeitos fixos associados aos trabalhadores, às empresas e à profissão. Card, Cardoso e Kline (2016), por outro lado, medem o impacto do poder relativo de negociação salarial dos homens e das mulheres sobre a disparidade salarial entre géneros em Portugal.

O Capítulo I visa contextualizar a evolução dos salários em Portugal no âmbito da União Europeia, procurando, em especial, responder às seguintes questões: porque é que ainda observamos uma desigualdade salarial entre géneros em Portugal? Como é que o hiato salarial tem evoluído nos últimos anos em Portugal e nos outros Estados-membros da União Europeia? A análise desenvolvida passa por quatro etapas. Primeiro, procede-se à análise preliminar dos dados dos Quadros do Pessoal (QP)/Relatório Único (RU) e à determinação do hiato salarial entre homens e mulheres em Portugal. Segue-se a discussão de algumas estatísticas descritivas, por género, para as principais variáveis que caracterizam os trabalhadores. Numa terceira etapa, recorre-se a uma análise longitudinal para toda a janela de observação, onde as regressões salariais serão estimadas utilizando um amplo conjunto de variáveis explicativas disponíveis na base de dados QP. E, por fim, na quarta etapa, analisa-se a base de dados EU-SILC, do EUROSTAT, tendo em vista comparar a evolução salarial em Portugal com os outros países da Europa (membros e não membros da União Europeia).

2. Revisão da Literatura

Borjas (1996) argumenta que a discriminação no mercado de trabalho existe quando dois indivíduos com a mesma profissão e com níveis semelhantes de escolaridade, formação profissional, experiência e produtividade observável apresentam salários diferentes, podendo então a diferença salarial ser justificada pela raça, género, religião, orientação sexual, nacionalidade ou outras características, em princípio irrelevantes para a prática do seu trabalho. Cahuc, Carcilo e Zylberberg (2014), por sua vez, defendem que algumas variáveis como o género, a educação e a experiência no mercado de trabalho permitem-nos controlar o grau de heterogeneidade entre os indivíduos. Contudo, a heterogeneidade não observada permanece sempre, por exemplo, a motivação pessoal dos trabalhadores.

Segundo o trabalho feito no ano de 2014 pela Associação para a Cidadania, Empreendedorismo, Género e Inovação Social (ACEGIS), as mulheres em Portugal ganhavam em média menos 17,6% que os homens, equivalente a 64 dias de trabalho remunerado. A ACEGIS (2014) estimou que seria necessário esperar até 2191, ou 176 anos, para que as mulheres e os homens pudessem receber salários idênticos (dados do ano 2014). A ACEGIS (2014) também destacou os grandes desafios que as mulheres continuam enfrentando para garantir a igualdade no acesso e participação no mercado de trabalho. De facto, a Agenda 2030 da Organização das Nações Unidas (ONU) para o Desenvolvimento Sustentável (adotada em 2015) destaca a importância da igualdade entre homens e mulheres na consecução dos 17 objetivos de desenvolvimento sustentável. A Agenda 2030 também aborda o combate às desigualdades (Objetivo 10) e a promoção da igualdade de género (Objetivo 5). É também de salientar que a igualdade entre homens e mulheres no acesso ao mercado de trabalho e a redução da diferença salarial entre géneros estão igualmente presentes nos objetivos da Estratégia Europa 2020 da União Europeia, apresentada pela Comissão Europeia, e que visa criar mais e melhores empregos e reduzir as disparidades salariais entre homens e mulheres.

Em 2017, um novo estudo feito pela ACEGIS (2017) continuou a indicar a desvantagem salarial das mulheres em relação aos homens em Portugal, sendo que as mulheres ganhavam em média menos 279,4 euros por mês, ganho médio mensal, do que os homens (dados para o ano 2016). Convertendo este indicador em número de dias de trabalho sem remuneração, equivale a 79 dias de trabalho por ano. O estudo também indica que, em outubro

de 2016, o ganho médio das mulheres, a trabalhar por conta de outrem e a tempo inteiro, era 78,2% do valor médio dos homens, sendo que 28,9% das mulheres portuguesas estavam abrangidas pelo salário mínimo nacional, mais 10,4% do que os homens (18,5%).

A OIT tem igualmente vindo a desenvolver vários trabalhos no campo da desigualdade salarial com base no género. O “Relatório Inicial para a Comissão Mundial sobre O Futuro do Trabalho” da OIT (2017) destaca que durante o século passado houve um aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho, devido aos esforços na implementação de políticas destinadas a promover os direitos das mulheres. O relatório realça ainda que a desigualdade entre géneros foi reduzida na maioria das regiões, ainda que a baixa participação feminina na força de trabalho tenha persistido em algumas regiões, como nos estados árabes, norte de África e sul da Ásia. Friza também que em 2017 a taxa de participação feminina no mercado de trabalho situava-se ligeiramente acima de 49%, mas continuou a ser inferior em quase 27 pontos percentuais à dos homens.

Na mesma linha, o relatório “Global Wage Report 2018/19: What lies behind gender pay gaps” da OIT, realça que em economias desenvolvidas, muitas mulheres que participam no mercado de trabalho, trabalham a tempo parcial. Em países de desenvolvimento médio ou em vias de desenvolvimento, muitas mulheres são empurradas para a economia informal, onde encontram mais facilmente um trabalho que é flexível em termos de horário e duração, ou então optam por trabalhar em casa (*International Labour Organization*, 2018). Estas realidades têm um impacto direto sobre as disparidades salariais entre homens e mulheres.

O *Global Gender Gap Index* foi introduzido pela primeira vez pelo *World Economic Forum*, em 2006, como uma medida para captar a magnitude das disparidades baseadas no género e acompanhar seu progresso ao longo do tempo. O índice compara as diferenças entre género, de cada país, baseando-se em critérios como a economia, a educação, a saúde e a política, fornecendo classificações para cada país e permitindo realizar comparações eficazes entre regiões e grupos de rendimento. As classificações são criadas tendo como intuito o desenvolvimento de uma consciência global em relação aos desafios desencadeados pelas diferenças entre géneros e as oportunidades criadas pela redução destas diferenças. A metodologia e a análise quantitativa subjacente destinam-se a servir de base ao desenho de medidas eficazes para reduzir as diferenças entre géneros. De acordo com o *Global Gender Gap*

Report 2017, em 2017 Portugal ocupava a 33ª posição (num conjunto de 144 países), com uma classificação do *Global Gender Gap Index* igual a 0,734, sendo que 0 corresponde à imparidade e 1 à plena paridade. Este relatório realça ainda que Portugal registou um progresso no sub-índice *Economic Participation and Opportunity*, apesar de ter regredido levemente quanto à diferença entre géneros no sub-índice *Healthy Life Expectancy*. Através deste relatório, podemos ainda constatar que em 2017 Portugal situava-se, por exemplo, numa posição mais favorável que os EUA, que por sua vez ocupava a posição 49ª, com um indicador igual a 0,718. A Islândia ocupava o 1º lugar, com uma classificação igual a 0,878, sendo, portanto, considerado o país com a maior igualdade entre géneros no mundo (*Global Gender Gap Report 2017*).

No estudo do tema da desigualdade salarial em Portugal, podemos destacar o trabalho feito por Card, Cardoso e Kline (2016) – CCK, onde os autores indicam que há evidência crescente de que os prémios salariais das empresas são uma fonte importante da disparidade salarial, podendo contribuir para a diferença salarial entre homens e mulheres se as mulheres tiverem menos oportunidades para trabalhar em empresas com salários/prémios mais altos ou se receberem prémios menores do que os homens quando ambos se encontram empregados nas mesmas empresas, ou ainda se tiverem um menor poder de negociação salarial do que os homens. Este estudo explora uma outra dimensão do problema da diferença salarial, também objeto de intensas discussões noutras áreas do conhecimento: a hipótese de que as atitudes das mulheres em relação à competição e à negociação as penalizam em relação aos homens. Sob esta hipótese, as mulheres receberiam um menor salário quando comparado com os homens. Os autores também consideraram a possibilidade de hiatos salariais ao nível da empresa e fazem corresponder estas diferenças a medidas de desempenho das empresas.

CCK recorrem a dados longitudinais para Portugal, provenientes da base de dados QP/RU e da base de dados SABI (Sistema de Analisis de Balances Ibericos), abrangendo o período entre 2002 e 2009. Cruzam informações sobre o salário com as informações contabilísticas das empresas, mostrando que os salários dos homens e mulheres contêm prémios específicos das empresas e que estão fortemente correlacionados com medidas simples, como por exemplo o excedente de negociação potencial em cada empresa. Os autores indicam que existe dois canais que influenciam a penalização salarial: a afetação/distribuição dos trabalhadores às empresas (*sorting effect*) e a negociação de salários (*bargaining effect*). Fazem uma decomposição do hiato salarial tendo em vista fechar estes dois canais, isto é: atribuindo

artificialmente o prémio salarial dos homens às mulheres fecha-se o canal da negociação; e, impondo uma distribuição igualitária dos homens e das mulheres pelas empresas, fecha-se, em contrapartida, o canal da distribuição dos trabalhadores. O canal da negociação foi responsável por 5 por cento do hiato salarial em Portugal, sendo que a distribuição dos trabalhadores às empresas foi responsável por 15 por cento do hiato salarial, confirmando, portanto, a importância da triagem dos trabalhadores. Concluem, portanto, que os canais de triagem e de negociação explicam em conjunto cerca de 20% da disparidade salarial entre géneros em Portugal. Os efeitos do canal da distribuição dos trabalhadores às empresas aumentam com a idade e são, por outro lado, mais importantes entre os trabalhadores com menores níveis de escolaridade, ao passo que os efeitos do canal da negociação são maiores para os trabalhadores altamente qualificados. Estes dois efeitos variam de acordo com a ocupação/categoria profissional, sendo que a distribuição dos trabalhadores às empresas afeta mais os empregos tradicionais qualificados e semiquualificados, como “blue-collar worker” e o emprego administrativo, e o prémio salarial varia também entre ocupações, mais concretamente, entre ocupações "tipicamente femininas" e ocupações "tipicamente masculinas".

Outros resultados importantes do trabalho de CCK indicam que as mulheres portuguesas apresentavam taxas de participação na força de trabalho relativamente elevadas, quando comparadas com os Estados Unidos e o Norte da Europa, sendo que a disparidade salarial entre géneros em Portugal aproximava-se da disparidade salarial observada nos Estados Unidos e no Reino Unido, e estava muito próxima da média da OCDE. CCK realçam que tendo em conta as características do local de trabalho, as mulheres trabalhavam em empresas ligeiramente maiores, quando comparado com os homens (858 trabalhadoras vs. 730 trabalhadores), o que também acontecia nos Estados Unidos e no Reino Unido, sendo que o mais marcante era a diferença na proporção de mulheres empregadas em locais de trabalho lideradas por mulheres e homens (70% vs. 24%). Concluem que as mulheres recebiam cerca de 90% dos prémios salariais dos homens nas mesmas empresas, além disso, as mulheres tinham uma probabilidade desproporcional para trabalhar em empresas caracterizadas por pagarem prémios baixos a ambos os géneros.

Seguindo esta linha de investigação para o caso português, podemos ainda destacar o trabalho desenvolvido por Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) – CGP, onde os autores investigam os mecanismos que moldam a diferença salarial entre géneros em Portugal, para o

período entre 1986 e 2008, fornecendo uma medida clara do impacto da distribuição dos trabalhadores pelas empresas e profissões. Recorrem à aplicação do método de decomposição de Gelbach para analisar a diferença salarial condicionada, obtida a partir da equação salarial com efeitos fixos de alta dimensão, e concluem que o “glass ceiling effect” (efeito de teto de vidro), que se define como barreiras invisíveis que impedem que as mulheres ou grupos que representam minorias subam para os escalões mais altos das empresas, opera principalmente através da distribuição dos trabalhadores pelas empresas, e menos através da distribuição dos trabalhadores pelas profissões. Segundo estes autores, a afetação dos trabalhadores às empresas faz com que as mulheres estejam sub-representadas em empresas e em categorias profissionais que oferecem salários mais elevados, sendo que a desigualdade entre géneros na afetação dos trabalhadores às empresas e categorias profissionais explica cerca de 40 por cento do hiato salarial.

CGP concluem que a disparidade salarial não ajustada (sem variáveis de controlo) foi de 24 pontos logarítmicos, ao longo do período analisado, e a disparidade salarial ajustada, condicionada à idade dos trabalhadores (tendo em vista representar a experiência no mercado de trabalho e estabilidade), situava-se nos 23 pontos logarítmicos, refletindo assim a pequena desvantagem das mulheres nestes atributos observáveis. Esta diferença salarial oculta um aspecto importante entre as distribuições salariais dos homens e mulheres, ou seja, o facto da distribuição salarial das mulheres ser consideravelmente mais concentrada num nível salarial mais baixo. A distribuição de homens e mulheres em empresas com características diferentes é responsável por 4,3 pontos logarítmicos da disparidade salarial entre géneros (ou 19% da disparidade condicional), sendo que a distribuição dos trabalhadores pelos postos de trabalho representa quase a mesma parcela da diferença salarial entre géneros proveniente da distribuição pelas empresas. Os autores ainda chamam atenção para o facto de cerca de 63% da disparidade salarial entre géneros persistir em empregos e empresas com trabalhadores da mesma idade e antiguidade na empresa.

Merece também destaque o trabalho de Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) – CGPR, onde estes autores estudam detalhadamente as fontes do hiato salarial entre géneros, utilizando dados também provenientes dos registos individuais dos QP, para o período entre 1991 e 2013. Segundo estes autores, em 1991 os salários das mulheres portuguesas eram inferiores aos dos homens em cerca de um terço e desde essa altura um número crescente de

mulheres, cada vez mais qualificadas, integrou o mercado de trabalho português. Como resultado deste aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho português, a proporção de mulheres empregadas em Portugal aumentou de 35% para 45%, durante o período analisado, o que se traduziu num aumento de 10 pontos percentuais na participação feminina no sector empresarial, sendo que esta evolução foi acompanhada por uma redução da diferença salarial de 32% para 20%. Contudo, CGPR argumentam que a atenuação do hiato salarial se deveu sobretudo a alterações na composição das qualificações dos trabalhadores em favor das mulheres e não a mudanças estruturais associadas à noção de discriminação sexual, sendo que o sector de atividade e as categorias profissionais surgem como os principais fatores geradores de diferenças salariais com base no género. Neste sentido, torna-se importante compreender plenamente a distribuição de homens e mulheres pelos diferentes sectores de atividade e pelas ocupações, e a respetiva remuneração associada.

CGPR recorrem à metodologia de decomposição dos quantis de Machado e Mata (2005), tendo como objetivo a distinção das alterações estruturais das alterações composicionais na comparação das distribuições salariais entre género. Recorrem também à estimação de modelos com efeitos fixos de elevada dimensão de Guimarães e Portugal (2010), combinada com a decomposição de Gelbach (tal como em CGP), tendo em vista identificar os desequilíbrios na afetação dos trabalhadores a empresas e a categorias profissionais com regimes de remuneração heterogéneas. Concluem que a distribuição dos trabalhadores pelas empresas e categorias profissionais explicam cerca de dois quintos da diferença salarial entre géneros assim como em CGP.

CGPR indicam ainda que em 2013 o hiato salarial era positivo e estatisticamente significativo, mas a sua magnitude foi reduzida. As mulheres em 2013, não só eram mais semelhantes aos homens, como se apresentavam mais velhas e mais experientes, refletindo o aumento da sua taxa de participação no mercado de trabalho. A qualificação da força de trabalho aumentou consideravelmente durante este período refletindo o envelhecimento da população. Por sua vez, em 2013, as mulheres trabalhavam em empresas maiores e apresentavam níveis de educação maiores do que os homens, existindo diferenças significativas no retorno da educação, tanto em 1991 (0,0739 para mulheres vs. 0,0810 para homens) como em 2013 (0,0723 para mulheres vs. 0,0783 para homens), pois apesar de terem características semelhantes aos dos homens, o retorno do capital humano foi menor para as mulheres em comparação com os

homens. Os autores realçam ainda que as políticas salariais das empresas de maior dimensão tendem a beneficiar os trabalhadores do sexo masculino numa extensão muito maior do que as mulheres, sendo que as empresas onde força de trabalho é mais representada por mulheres (mais segregada) tendem a gerar uma penalização salarial, principalmente para os trabalhadores do sexo feminino.

Apesar de muito investigada, a disparidade salarial entre homens e mulheres continua sendo uma área de pesquisa ativa e inovadora. Blau e Kahn (2017) – BK, fornecem novas estimativas empíricas, delineando a extensão e as tendências da diferença salarial entre géneros e as possíveis explicações para este hiato. Estes autores recorrem à literatura de modo a identificar os principais contributos, incluindo quer as explicações convencionais quer as que não convencionais, isto é, as explicações tradicionais e as novas explicações, focando-se nos Estados Unidos e recorrendo à base de dados *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), para o período compreendido entre 1980 e 2010. BK estudam como é que as diferenças entre géneros no que toca a qualificações, emprego e a distribuição do trabalho, afetam a diferença salarial entre géneros, e como é que as melhorias nas características relativas das mulheres afetaram as alterações na diferença salarial entre géneros, recorrendo a uma decomposição de níveis e de alterações na diferença salarial entre géneros. Primeiramente, estimam as regressões salariais controlando apenas a educação, experiência, raça/etnia, região e residência na área metropolitana, designando este modelo como “especificação do capital humano”, visto que para além dos controlos básicos, incluem variáveis de capital humano como a educação e a experiência. De seguida, adicionam o sector de atividade económica, as categorias profissionais e a cobertura sindical, designado este modelo de “especificação completa”.

BK abordam um outro especto ligado ao tema da desigualdade salarial entre homens e mulheres, a penalização salarial da maternidade, que tem recebido uma atenção considerável na literatura, e tentam explicar como os postos de trabalho tradicionais, tendo em conta o género, podem reduzir o salário relativo das mulheres. A evidência empírica sugere uma relação negativa entre filhos e o salário das mulheres, conhecida como a penalização salarial da maternidade (ver também Gallen, 2015, e Gallen, 2018). É importante notar que os atributos psicológicos ou as competências não cognitivas constituem uma das novas explicações para as diferenças salariais entre género, sendo que BK fazem uma ampla revisão de estudos recentes, apontando para diferenças importantes entre os géneros ao longo desta dimensão. Vantagens

masculinas em alguns fatores, como a menor aversão ao risco e a propensão para negociar ou competir, podem ajudar a explicar não só algumas diferenças salariais entre géneros, que não foram explicadas antes, mas também diferenças salariais com base nos postos de trabalho e na área de estudo. No entanto, é de sublinhar que as mulheres podem ter vantagens em algumas áreas, por exemplo no respeitante a competências interpessoais. BK sugerem que existe relativamente poucas pesquisas que nos permitam determinar a importância quantitativa dessas diferenças para o hiato salarial. A evidência existente indica para já que as diferenças dos fatores psicológicos entre géneros possuem um peso pequeno a moderado sobre a explicação da disparidade salarial.

3. Dados

Os dados utilizados neste trabalho são retirados do registo individual dos Quadros de Pessoal (QP)/Relatório Único (RU), uma base de dados longitudinal em que informações sobre empresas/estabelecimentos e trabalhadores são passíveis de serem cruzadas/ligadas. Trata-se de um inquérito anual obrigatório, a cargo do Ministério do Trabalho, Solidariedade e Segurança Social, para os empregadores abrangidos pelo Código do Trabalho e pela legislação específica dele decorrente. Ficam excluídos desta obrigação os serviços e órgãos que apenas tenham trabalhadores abrangidos pelo Regime do Contrato de Trabalho em Funções Públicas, uma vez que têm legislação especial, não sendo abrangidos pelo Código do Trabalho.

Informações específicas das empresas/estabelecimentos abrangem a localização, o sector de atividade económica, o volume de negócios, a dimensão, número de pessoas ao serviço, ano da sua constituição, o capital social, a natureza jurídica e antiguidade da empresa. As informações sobre os trabalhadores abrangem os salários, os acordos salariais, o nível de escolaridade, qualificações profissionais, sexo, idade, antiguidade, horas de trabalho, data de admissão e promoção, a categoria e a situação profissional, o tipo de contrato de trabalho, o regime de duração de trabalho, e a respetiva classificação da profissão. A base de dados também inclui o salário base, os benefícios regulares e irregulares, e o pagamento de horas extras. Informações sobre horas de trabalho normais e extraordinárias também estão disponíveis.

O horizonte temporal na base QP abrange o período compreendido entre 1985 e 2017. Contudo, devido ao facto de a base de dados não ter informação completa para o período anterior

a 1991, iremos apenas utilizar os anos compreendidos entre 1991 e 2017. Convém ainda realçar que a base de dados QP não apresenta informações sobre os trabalhadores no ano de 2001.

Utilizaremos também, no mesmo estudo, a base de dados “European Union Statistics on Income and Living Conditions” (EU-SILC) do EUROSTAT, de modo a comparar a evolução do hiato salarial em Portugal com outros países da Europa (membros e não membros da UE). EU-SILC é uma base de dados de natureza microeconómica com características longitudinais, envolvendo vários indicadores como “income”, “poverty”, e “social exclusion and living conditions”. Esta base de dados está abrangida pelo *European Statistical System (ESS)* e cobre o período compreendido entre 2004 e 2017.

3.1. Descrição das variáveis utilizadas na base de dados QP

Foram criadas duas bases de dados, uma para o cruzamento de dados entre trabalhadores e estabelecimentos, e outra para trabalhadores e empresas, ambas para o período entre 1991 e 2017. A base dados Trabalhadores-Estabelecimentos possui um total de 66 819 541 observações e 76 variáveis originais; a base de dados Trabalhadores-Empresas possui um total de 66 819 516 observações e 98 variáveis originais.

3.2. Características individuais: trabalhadores

Foram utilizadas as seguintes variáveis: *tipo_contrato* (tipo de contrato), *reg_dur* (regime de duração do trabalho), *sexo* (variável que representa o género do trabalhador), *escolaridade* (habilitações literárias a um dígito), *nqual1* (nível de qualificação a um dígito), *antig* (antiguidade do trabalhador na empresa), *sitpro* (situação na profissão), *hnormais* (horas mensais normais remuneradas), *rbase* (remuneração base mensal paga em euros), *rextra* (remuneração suplementar em euros), *prest_reg* (prestações regulares em euros), *prest_irreg* (prestações irregulares em euros), *irct* (instrumento de regulamentação coletiva do trabalho), *IDADE* (idade do trabalhador) e *nacionalidade_cod* (nacionalidade do trabalhador). Estas variáveis foram definidas assim como se apresenta na Tabela A.1 (Anexo A). Na Tabela 1 apresentamos as variáveis geradas a partir das variáveis originais da Tabela A.1.

Relativamente às variáveis que caracterizam os trabalhadores, através da Tabela A.1 podemos verificar que a remuneração base (*rbase*) tem um mínimo igual a 0 e um máximo igual

a 654 166 euros, sendo que a média da remuneração base é igual a 675,267 euros (para o período em análise, 1991-2017). Podemos ver também que a remuneração extra (rextra), e as prestações regulares (prest_reg) variam entre 0 – 150 166,4 e 0 – 485 339,1, respetivamente, e apresentam uma média igual a 11,818 e 114,244 euros, respetivamente. A variável antig (antiguidade dos trabalhadores) apresenta uma média igual a 8 anos e a média da variável IDADE é 38 anos. A média das horas normais mensais trabalhadas é aproximadamente 160 horas (160,848), que por sua vez corresponde às horas mensais normais trabalhadas a tempo inteiro em Portugal (160 horas). O mínimo das horas mensais trabalhadas é 0 e o máximo 267 horas mensais.

A partir da Tabela 1 verificamos que o salário total apresenta um mínimo igual a 160 euros (80% do salário mínimo em 1991 que era 200 euros) e um máximo igual a 654 166 euros, sendo que o salário total médio é igual a 845,555 euros. O salário total mensal real (a preços de 2010) apresenta um mínimo igual a 297,295 euros e um máximo igual a 735 144,2 euros, sendo que a média do salário total mensal real é igual a 930,439 euros. O logaritmo do salário total mensal real (a preços de 2010) apresenta um mínimo igual a 5,695 e um máximo igual a 13,508, sendo que a média do logaritmo do salário total real é igual a 6,652. A variável Idade varia entre 18 e 65 anos (devido ao filtro feito), e a média da idade dos trabalhadores é de 38 anos. A variável Idade_sq (idade ao quadrado) apresenta exatamente o quadrado do mínimo (324) e quadrado do máximo (4225) da Idade. A variável antiguidade apresenta um mínimo igual a 1 e um máximo igual a 50 (devido ao filtro feito) e uma média aproximadamente igual a 9 anos (9,276). A variável antiguidade_sq (antiguidade ao quadrado) apresenta o dobro do mínimo e do máximo da variável antiguidade (1 e 2500, repectivamente).

Tabela 1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis geradas

Variáveis geradas	Decrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
		Média	Desvio-Padrão	Min	Max
Salário Total Mensal Nominal (salario_total)	Representa o salário total mensal, em termos nominais, dos trabalhadores, sendo constituída pela soma da remuneração base (rbase), remuneração extra (rextra) e prestações regulares (prest_reg); disponível em 1991-2017; foram excluídos os trabalhadores que recebem menos que 80% do salário mínimo em cada ano, que corresponde a remuneração mais baixa para os estagiários. A construção desta variável segue de perto Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) e Cardoso, Guimarães e Portugal (2016).	845,5549	891,7929	160	654166
Salário Total Mensal Real (salario_total_real)	Criado a partir do deflacionamento do salário total mensal nominal; utilizou-se o Índice de Preços no Consumidor (IPC) Nacional, com base no ano 2010, referente ao período 1991-2017, retirado do site da AMECO; disponível em 1991-2017.	930,4397	927,102	297,2949	735144,2
Logaritmo do Salário Total Real (L_salario_total_real)	Corresponde ao logaritmo do salário total mensal real; disponível em 1991-2017;	6,6521	0,5377	5,6947	13,5078
Antiguidade do trabalhador (antiguidade; antiguidade_sq):	Criada a partir da variável antig; representa a antiguidade dos trabalhadores compreendida entre 1 e 50 anos; 50 anos corresponde à antiguidade máxima de um trabalhador que começa a trabalhar aos 16 anos e se reforma aos 66 anos; foi também criada a variável que corresponde ao quadrado da antiguidade, antiguidade_sq; disponível em 1991-2017.	9,2756 159,8384	8,5908 273,0792	1 1	50 2500

Tabela 1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis geradas, cont.

Variáveis geradas	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
Idade do trabalhador (Idade; Idade_sq)	Criada a partir da variável IDADE; compreendida entre 16 e 65 anos, que por sua vez corresponde ao início da idade para trabalhar (16 anos) e à idade de imediatamente anterior à reforma (65 anos) em Portugal. Também foi criada a variável que representa o quadrado da Idade, Idade_sq; disponíveis em 1991-2017.	37,984 1566,49	11,1222 891,2822	18 324	65 4225
Género (Genero)	Criado a partir da variável sexo; assume o valor 0 se for homem; e 1 se for mulher; disponível em 1991-2017.	0,4364	0,4959	0	1
Educação (educacao)	Criada a partir da variável escolaridade, excluindo a categoria "casos desconhecidos"; assume o valor 0 se for inferior ao 1º ciclo do ensino básico; 1 se for ensino básico; 2 para o ensino secundário; 3 para o ensino pós-secundário; 4 para o bacharelato; 5 para a licenciatura; 6 para o mestrado; e 7 para o doutoramento; disponível em 1991-2017.	1,6351	1,2703	0	7
Nível de Qualificação (qualificação)	Criada a partir variável nqual, excluindo as categorias: "estagiários, praticantes e aprendizes" e "casos desconhecidos"; assume o valor 0 se for quadros superiores; 1 se for quadros médios; 2 para encarregados e contramestres, mestres e chefes de equipa; 3 para profissionais altamente qualificados; 4 para profissionais qualificados; 5 para profissionais semi-qualificados; e 6 para profissionais não qualificados; disponível em 1991-2017.	3,8252	1,6122	0	6

Tabela 1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis geradas, cont.

Variáveis geradas	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
Situação profissional (sitpro)	Foi feito um filtro nas regressões de modo a manter apenas a terceira categoria, isto é, os trabalhadores que trabalham por conta de outrem; disponível em 1991-2017.	2,9731	0,3677	1	9
Nacionalidade dos trabalhadores (nacionalidade_cod_alt)	Construída a partir da variável nacionalidade_cod; assume o valor 0 se o trabalhador tiver nacionalidade portuguesa; 1 se o trabalhador tiver nacionalidade estrangeira; disponível em 1991-2017.	0,0439	0,2049	0	1
Tipo de contrato (tipo_contrato_alt)	Construído a partir da variável tipo_contrato, excluindo as categorias "outra situação" e "casos desconhecidos"; assume o valor 0 se for contrato de trabalho sem termo; 1 se for contrato de trabalho a termo; disponível em 1991-2017.	0,2708	0,4444	0	1
Regulamentação do trabalho (regulamentação_trabalho):	Construída a partir da variável irct (Instrumento de regulamentação coletiva do trabalho); assume o valor 0 se for CCT (Contrato Coletivo de Trabalho); 1 se for ACT (Acordo Coletivo de Trabalho); 2 se for AE (Acordo de Empresa); 3 se for PRT (Portaria do Trabalho); e 4 se for irct_trab_ao_cobertos (categoria residual que engloba os trabalhadores não cobertos por qualquer irct); disponível em 1991-2017.	0,6564	1,3126	0	4

3.3. Características individuais: estabelecimentos

Foram utilizadas as seguintes variáveis: localização (NUTT2) representada por nut2_est, a classificação da atividade económica a um dígito representada por CAE_1d_cod e o

número de pessoas ao serviço do estabelecimento representado por pestl. Estas variáveis foram definidas assim como se apresenta na Tabela A.2 (Anexo A). Na Tabela 2 apresentamos as variáveis geradas a partir das variáveis originais apresentadas na Tabela A.2.

Relativamente às variáveis que caracterizam os estabelecimentos, partir da Tabela A.2 podemos verificar que o número de pessoas ao serviço do estabelecimento (pestl) apresenta um mínimo igual a 1 e um máximo igual a 8 531 pessoas, sendo que a média de pessoas ao serviço do estabelecimento é de 84 (84,369) pessoas (para o período analisado, 1991-2017).

Tabela 2: Estatísticas descritivas para Estabelecimentos: variáveis geradas

Variáveis geradas	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
		Média	Desvio- Padrão	Min	Max
Localização do estabelecimento (localizacao)	Criada a partir da variável nut2_est eliminando a categoria "Estrangeiro"; assume o valor 0 se o estabelecimento estiver localizado no Norte; 1 se estiver no Algarve; 2 se estiver no Centro; 3 se estiver em Lisboa; 4 se estiver no Alentejo; 5 se estiver nos Açores; e 6 se estiver na Madeira; disponível em 1991-2017.	1,9755	11,5878	0	6
Classificação da atividade económica a um dígito (atividade_economica)	Criada a partir da variável CAE_ld_cod; constituída pelas categorias apresentadas na Tabela A.3 (Anexo A), excluindo a categoria "Agricultura, produção animal, caça, floresta e pesca", tal como em Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) e Cardoso, Guimarães e Portugal (2016); disponível em 1991-2017.	6,1095	4,3088	0	18
Escalão da dimensão do estabelecimento (escalao_dimensao_estab)	Construída a partir da variável pestl; assume o valor 0 se o número de pessoas ao serviço do estabelecimento estiver entre 1-9 pessoas; 1 se estiver entre 10-49 pessoas; 2 se estiver entre 50-249 pessoas; 3 se estiver entre 250-499 pessoas; 4 se estiver entre 500-999 pessoas; e 5 se for igual ou superior a 1000 pessoas; disponível em 1991-2017.	0,6047	1,0749	0	5

3.4. Características individuais: empresas

Foram utilizadas as seguintes variáveis: capital social da empresa (csoc); localização representada pelo NUTT2 (nut2_emp); classificação da actividade económica a um dígito (CAE_ld_cod); volume de negócios da empresa (vn); e o número de pessoas ao serviço da

empresa (pempl_alt). Estas variáveis foram definidas assim como se apresenta na Tabela A.4 (Anexo A). Na Tabela 3 temos as variáveis geradas a partir das variáveis originais da Tabela A.4.

Quanto às características das empresas, a partir da Tabela A.4 podemos verificar que o número de pessoas ao serviço da empresa varia entre 1 e 29 850 pessoas, sendo que a média de pessoas ao serviço da empresa é de 943 pessoas. O volume de negócios (vn) apresenta um mínimo igual a -26815 euros e um máximo igual a 1,41E+10 (14 100 000 000), sendo a média do volume de negócios da empresa igual a 1,36E+08 (136 000 000). O volume de negócios pode ser negativo visto que, segundo a Diretriz Contabilística nº 22 da Comissão de Normalização Contabilística, o volume de negócios é definido como sendo o valor líquido das vendas e prestação de serviços, abrangendo as indemnizações compensatórias, respeitante às atividades normais das entidades, consequentemente após as reduções em vendas e não incluindo nem o imposto sobre o valor acrescentado nem outros impostos diretamente relacionados com as vendas e prestações de serviços. Os valores negativos para vn verificaram-se apenas nos anos 2010 e 2013. O capital social das empresas (csoc) apresenta um mínimo igual a 0, um máximo igual 2,49E+10 (24 900 000 000) e uma média igual a 5,26E+07 (52 600 000).

Tabela 3: Estatísticas descritivas para Empresas: variáveis geradas

Variáveis geradas	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
		Média	Desvio- Padrão	Min	Max
Escalão do capital social das empresas (esc_cap_social_empresa)	Criada a partir da variável csoc; assume o valor 0 se o capital social da empresa for inferior a 5 milhares de euros; 1 se estiver entre 5-24 milhares de euros; 2 se estiver entre 25-49 milhares de euros; 3 se estiver entre 50-249 milhares de euros; 4 se estiver entre 250-499 milhares de euros; 5 se estiver entre 500-2499 milhares de euros; 6 se estiver entre 2500-4999 milhares de euros; 7 se estiver entre 5000-24999 milhares de euros; 8 se estiver entre 25000 - 49999 milhares de euros; e 9 se for igual a 50 000 ou mais milhares de euros; disponível em 1991-2017.	3,4259	2,7986	0	9
Localização (localização)	Criada a partir da variável nut2_emp, eliminado a categoria "Estrangeiro"; assume o valor 0 se a empresa estiver localizada no Norte; 1 se estiver no Algarve; 2 se estiver no Centro; 3 se estiver em Lisboa; 4 se estiver no Alentejo; 5 se estiver nos Açores; e 6 se estiver na Madeira; disponível em 1991-2017.	1,8734	1,5491	0	6
Classificação da atividade económica (atividade_economica)	Criada a partir da variável CAE_ld_cod; foi feito um filtro de modo a excluir a categoria "Agricultura, produção animal, caça, floresta e pesca"; é semelhante à variável atividade_economica para os estabelecimentos (ver tabelas 2 e A.3); disponível em 1991-2017.	5,8753	4,6599	0	18
Volume de negócios (esc_vol_negocios_empresas):	Criada a partir da variável vn; assume o valor 0 se o volume de negócios das empresas for menor que 2000 euros; 1 se estiver entre 2000-9999 euros; 2 se estiver entre 10000-49999 euros; 3 se estiver entre 50000-499999 euros; e 4 se for igual ou superior a 500000 euros; disponível em 1991-2017.	3,4144	1,0713	0	4
Escalao da dimensao da empresa (esc_dimensao_emp)	Criada a partir da variável pemp_alt; assume o valor 0 se a empresa tiver 1-9 pessoas ao serviço; 1 se tiver entre 10-49 pessoas; 2 se tiver entre 50-249 pessoas; 3 se tiver entre 250-499 pessoas; 4 se tiver entre 500-999 pessoas; e 5 se tiver 1000 e mais pessoas; disponível em 1991-2017.	1,891	1,6687	0	5

3.5. Descrição das variáveis utilizadas na base de dados europeia *EU-SILC*

A base de dados *EU-SILC – User Data Base (UDB)* – é constituída por quatro bases de dados: *HOUSEHOLD REGISTER (D-FILE)*, *PERSONAL REGISTER (R-FILE)*, *HOUSEHOLD DATA (H-FILE)* e *PERSONAL DATA (P-FILE)*. Estas bases de dados estão disponíveis para todos os países que fazem parte da *EU-SILC*, sendo que a informação é apresentada para cada ano (dados em *cross section*) e também numa ótica longitudinal, para o período compreendido entre 2004 e 2017. Nesta parte do trabalho utilizamos a base de dados *EU-SILC – User Data Base (UDB)*, mais concretamente a base de dados *PERSONAL DATA (P-FILE)*. A informação disponibilizada nesta base de dados compreende o período entre 2004 e 2017, mas nem todos os países apresentam dados para os anos iniciais (muitos países não têm dados para os anos 2004, 2005 e 2006). A maioria dos países apresentam dados a partir do ano 2007, e há países como a Croácia, que só entrou na base de dados a partir de 2010, e Sérvia, a partir de 2013.

Com recurso a esta base de dados iremos comparar a evolução salarial em Portugal com os seus congéneres europeus (membros e não membros da UE), recorrendo ao ano mais antigo da base de dados (iremos considerar o ano 2007) e ao ano mais recente (2017). Iremos utilizar 2007 como o período mais antigo da base de dados, de modo a abranger um maior conjunto de países, visto que a maioria dos países apresentam informações a partir de 2007. A base de dados *PERSONAL DATA (P-FILE)* é constituída por 301 variáveis originais, com destaque para as seguintes: *year of the survey*, *country*, *sex*, *marital status*, *country of birth*, *status in employment*, *occupation (isco-08 (com))*, *highest ISCED level attained*, *NACE REV.2 (Statistical Classification of Economic Activities)*, *number of hours usually worked per week in main job*, *type of contract*, *managerial position*, e *gross monthly earnings for employees*. A seguir, na Tabela 4, iremos apresentar a descrição das variáveis utilizadas.

Tabela 4: Descrição das variáveis da base de dados EU-SILC

Variáveis	Descrição
<p>PB150 (Sex)</p>	<p>Representa o sexo dos indivíduos presentes na base de dados, com idade igual ou superior a 16 anos; assume o valor 1 se o indivíduo for Homem; e 2 se for Mulher.</p>
<p>PB020 (Country)</p>	<p>Indica os países que fazem parte da base de dados <i>EU-SILC - User Data Base (UDB) - PERSONAL DATA (P-FILE)</i>; estes países estão apresentados na Tabela 5, sendo que a secção "Outros Países" representa os países que não fazem parte da UE (Islândia, Noruega e Suíça) ou que estão em negociação para entrar na UE (Sérvia, Montenegro, Turquia e Macedónia do Norte).</p>
<p>PY200G (Gross monthly earnings for employees)</p>	<p>Representa a remuneração mensal dos trabalhadores, em termos brutos, com a idade igual ou superior a 16 anos; valor bruto refere-se ao valor antes da dedução das contribuições fiscais e para segurança social. Trata-se do valor mensal recebido pelos trabalhadores, em euros, proveniente do emprego principal dos trabalhadores. Inclui as horas extras pagas, as gorjetas e comissões, mas exclui o rendimento proveniente de investimentos (ativos, poupança, <i>stocks</i> e <i>shares</i>). Se os trabalhadores recebem como parte do salário os complementos do salário (pagamentos do 13º ou 14º mês), subsídio de férias, dividendos e bônus, estes pagamentos são levados em consideração mensalmente na construção da variável PY200G, mas são considerados apenas os ganhos monetários; esta variável é obrigatória apenas para os Estados-Membros que não têm outra fonte além do EU-SILC para calcular a diferença salarial entre géneros. Foram excluídos os valores nulos para a variável PY200G (PY200G > 0).</p>
<p>(Highest ISCED level attained)</p>	<p>Representa o nível mais alto de educação atingido pelos indivíduos com a idade igual ou superior a 16 anos.</p> <p><u>Classificação para o ano 2007</u>: 0 para inferior ao ensino básico; 1 para ensino básico; 2 para ensino secundário baixo; 3 para ensino secundário alto; 4 para ensino pós-secundário não superior; e 5 para o primeiro nível do ensino superior (não levando diretamente em consideração a qualificação avançada em investigação) e o segundo nível do ensino superior (levando em consideração uma qualificação avançada em investigação).</p> <p><u>Classificação para o ano 2017</u>: 000 Inferior ao ensino básico; 100 Ensino básico; 200 Ensino secundário baixo; 300 Ensino secundário alto; <u>Apenas para indivíduos entre 16-34 anos</u>: <u>34 Ensino geral</u>: 340 sem distinção de acesso direto ao ensino superior; 342 conclusão parcial e sem acesso direto ao ensino superior; 343 nível superior, sem acesso direto ao ensino superior; 344 nível de conclusão, com acesso direto ao ensino superior; <u>35 Ensino vocacional</u>: 350 sem distinção de acesso direto ao ensino superior; 352 conclusão parcial e sem acesso direto ao ensino superior; 353 nível superior, sem acesso direto ao ensino superior; 354 nível de conclusão, com acesso direto ao ensino superior. 400 Ensino pós-secundário não superior (não especificado); <u>apenas para indivíduos entre 16-34 anos</u>: 440 ensino geral; 450 Ensino vocacional. 500 Ciclo superior curto; 600 Bacharelato ou equivalente; 700 Mestrado ou equivalente; 800 Doutoramento ou equivalente.</p>

Tabela 4: Descrição das variáveis da base de dados EU-SILC, cont.

Variáveis	Descrição
<p>PL051 (<i>Occupation (ISCO-08 (com))</i>)</p>	<p>Apresenta informações sobre mão-de-obra, o <i>status</i> atual da atividade e o trabalho actual principal, incluindo informações sobre o último trabalho principal para pessoas anteriormente ativas e desempregadas. Representa os postos de trabalho dos indivíduos com a idade igual ou superior a 16 anos, e possui as seguintes categorias:</p> <p>Grupos principais: 1 para diretores/gestores; 2 para profissionais; 3 para técnicos e profissionais associados; 4 para trabalhadores de apoio administrativo; 5 para trabalhadores de serviços e vendas; 6 para trabalhadores qualificados em agricultura; silvicultura e pesca; 7 para trabalhadores artesanais e comércios relacionados; 8 para operadores e montadores de instalações e máquinas; 9 para profissões elementares; e 0 para profissões das forças Armadas (esta categoria foi excluída).</p>
<p>PB190 (<i>Marital Status</i>)</p>	<p>Representa o estado civil dos indivíduos com a idade igual ou superior a 16 anos. Possui as seguintes categorias: 1 para solteiro; 2 para casado; 3 para separado; 4 para viúvo; e 5 para divorciado.</p>
<p>PL040 (<i>Status in Employment</i>)</p>	<p>Apresenta informações sobre mão-de-obra, sobre o <i>status</i> atual da atividade e sobre o trabalho atual principal, incluindo informações sobre o último trabalho principal para pessoas anteriormente ativas, e possui as seguintes categorias: 1 para trabalhador por conta própria com empregados; 2 para trabalhador por conta própria sem empregados; 3 para trabalhador por conta de outrem; e 4 para trabalhador familiar.</p>
<p>PL140 (<i>Type of Contract</i>)</p>	<p>Representa o tipo de contrato de trabalho dos indivíduos com a idade igual ou superior a 16 anos; possui as seguintes categorias: 1 para contrato de trabalho sem termo; e 2 para contrato de trabalho a termo.</p>
<p>PL150 (<i>Managerial Position</i>)</p>	<p>Representa a posição de gerência dos indivíduos, isto é, se o trabalhador tem ou não um cargo de supervisão/gestão, com a idade igual ou superior a 16 anos; possui as seguintes categorias: 1 para supervisor; e 2 para não supervisor.</p>

Tabela 4: Descrição das variáveis da base de dados EU-SILC, cont.

Variáveis	Descrição
PB210 (Country of birth)	Representa a nacionalidade dos indivíduos com a idade igual ou superior a 16 anos; possui as seguintes categorias: LOC - mesmo país que o país de residência; EU - Qualquer país da União Europeia (UE25), exceto o país de residência; e OTH - outros países.
PL060 (number of hours usually worked per week in main job)	Representa o número de horas normais trabalhadas por semana pelos trabalhadores; corresponde ao número de horas que o trabalhador normalmente trabalha em seu trabalho principal, o que abrange todas as horas trabalhadas, incluindo horas extras, pagas ou não, mas exclui o tempo de viagem entre a casa e o local de trabalho, bem como os intervalos para as refeições principais (normalmente realizadas ao meio-dia); se os trabalhadores possuem vários trabalhos, o trabalho principal deve ser aquele que apresenta o maior número de horas trabalhadas; as pessoas que mudaram de emprego durante a semana de referência devem considerar o trabalho no final da semana de referência como seu trabalho principal.
PL110 e PL111 (NACE REV.2, Statistical Classification of Economic Activities)	<p><u>Para o ano 2007 (PL110):</u> assume o valor 1 para A+B; 2 para C+D+E; 3 para F; 4 para G; 5 para H; 6 para I; 7 para J; 8 para K; 9 para L; 10 para M; 11 para N; e 12 para O+P+Q; convém realçar que a primeira categoria, A+B que corresponde a "Agricultura, caça e floresta" e "Pesca", foi excluída.</p> <p><u>Categorias da variável PL110:</u> A- Agricultura, caça e floresta; B- Pesca; C- Indústrias extrativas; D- Fabricação; E- Fornecimento de eletricidade, gás e água; F- Construção; G- Comércio por grosso e a retalho; reparação de veículos automóveis; motocicletas e bens pessoais e domésticos; H- Hotéis e restaurantes; I- Transportes, armazenagem e comunicação; J- Mediação financeira, K- Atividades imobiliárias, alugueres e atividades empresariais; L- Administração pública e defesa, segurança social obrigatória; M- Educação, N- Saúde e serviço social; O- Outras atividades comunitárias, sociais e de serviços pessoais; P-Famílias particulares com pessoas empregadas; Q- Organizações e órgãos extraterritoriais.</p> <p><u>Para o ano 2017 (PL111):</u> assume o valor 1 para A; 2 para B+C+D+E; 3 para F; 4 para G; 5 para H; 6 para I; 7 para J; 8 para K; 9 para L+M+N; 10 para O; 11 para P; 12 para Q; e 13 para R+S+T+U; A categoria "A", que corresponde a "Agricultura, floresta e pesca" foi também excluída para o ano 2017.</p> <p><u>Categorias da variável PL111:</u> a variável PL111 possui as mesmas categorias que a variável atividade económica dos QP apresentado na Tabela A.3 do Anexo A, com a exceção da categoria "T- Atividades das famílias como empregadoras, bens não diferenciados, atividades de produção de serviços das famílias para uso próprio" que não está nos QP.</p>

Tabela 5: Países incluídos base EU-SILC

Países			
Estados-Membros			
Áustria	AT	Letónia	LV
Bélgica	BE	Malta	MT
Bulgária	BG	Holanda	NL
Chipre	CY	Polónia	PL
República Checa	CZ	Portugal	PT
Alemanha	DE	Roménia	RO
Dinamarca	DK	Suécia	SE
Estónia	EE	Eslovénia	SI
Espanha	ES	Eslováquia	SK
Finlândia	FI	Reino Unido	UK
França	FR	Outros Países	
Grécia	EL/GR	Islândia	IS
Croácia	HR	Noruega	NO
Hungria	HU	Servia	RS
Irlanda	IE	Suíça	CH
Itália	IT	Macedónia do Norte	MK
Lituânia	LT	Montenegro	ME
Luxemburgo	LU	Turquia	TR
35 Países			

4. Análise preliminar

Nesta parte do trabalho iremos fazer uma análise descritiva, com a apresentação do modelo geral a ser estimado, mais precisamente, o Modelo *Pooled*, para o período 1991-2017. Iremos também apresentar algumas estatísticas descritivas por género para as principais variáveis que caracterizam os trabalhadores e os resultados da análise da evolução dos salários e do hiato salarial para Portugal, usando a base QP, e também para os outros países da Europa (membros e não membros da EU), usando a base de dados EU-SILC.

4.1. Modelo Geral

Os Modelos *Pooled* têm a seguinte especificação geral:

$$\log(\text{salario_total_real})_{it} = \beta_0 + \delta X_{it} + \gamma W_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1.1)$$

onde $\log(\text{salario_total_real})$ representa o logaritmo do salário total mensal em termos reais, β_0 representa o termo constante, X_{it} o vector das variáveis explicativas que caracterizam os trabalhadores, W_{it} o vector das variáveis explicativas que caracterizam os estabelecimentos/empresas, δ o vetor dos coeficientes associados às variáveis explicativas que caracterizam os trabalhadores, γ o vetor dos coeficientes associados às variáveis explicativas que caracterizam os estabelecimentos/empresas e ε_{it} o termo de erro que se assume como sendo “white noise” ($\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$).

4.2. Resultados

Nesta secção iremos apresentar os resultados do nosso estudo, começando pela apresentação das estatísticas descritivas por género, a análise dos salários e do hiato salarial em Portugal, os resultados da estimação do Modelo *Pooled* e a comparação da evolução salarial em Portugal com os outros países.

4.2.1. Estatísticas por género

Nas tabelas que se seguem podemos verificar as estatísticas descritivas por género, em relação às principais variáveis que caracterizam os trabalhadores, para o ano mais antigo da base de dados QP (1991) e para o ano mais recente da base de dados QP (2017), de modo a avaliar o comportamento destas variáveis após 26 anos.

Na Tabela 6 observa-se que em 1991 e em 2017 a força de trabalho em Portugal tinha uma maior representação dos homens do que mulheres, isto é, em 1991 a força de trabalho em Portugal tinha uma representação de 63,05% dos homens e em 2017 55,13% dos trabalhadores eram homens. Em 2017, a fracção da força de trabalho feminina era, portanto, maior (44,87%) do que em 1991 (36,95 %), com uma subida de quase 8 pontos percentuais (p.p.).

Tabela 6: Proporção da força de trabalho por género, 1991 e 2017

Género	Ano de referência	
	1991	2017
Homem	1 258 500 63,05	1 442 686 55,13
Mulher	737 577 36,95	1 174 042 44,87
Total	1 996 077 100,00	2 616 728 100,00

Em relação ao nível de qualificação dos trabalhadores podemos verificar, através da Tabela 7, que em 1991 as mulheres tinham uma maior representação apenas na categoria “Profissionais Semi-qualificados” (51,17%). As restantes categorias eram todas dominadas pelos homens. Os homens dominavam a categoria “Quadros Superiores” com uma representação de 81,56%, indicando assim a grande desvantagem das mulheres no que toca às qualificações de nível superior. Já em 2017 verificou-se, no geral, que a representação feminina aumentou consideravelmente em todas as categorias do nível de qualificação, quando comparado com o ano 1991. De salientar ainda que em 2017 as mulheres já tinham uma representação acrescida nas categorias “Quadros Superiores” (41,05%), “Quadros Médios” (46,79%) e “Encarregados, Contramestres, Mestres e Chefes de Equipa (38,29%)”, quando comparado com o ano 1991 (18,44%, 22,17% e 19,34%, respectivamente), indicando assim uma melhoria das qualificações das mulheres, principalmente nas qualificações de nível superior.

Tabela 7: Nível de qualificação profissional por gênero, 1991 e 2017

Ano de Referência	1991			2017		
	Sexo		Total	Sexo		Total
	Homem	Mulher		Homem	Mulher	
Quadros superiores	35 710	8 072	43 782	210 181	146 334	356 515
	81,56	18,44	100,00	58,95	41,05	100
Quadros médios	34 318	9 778	44 096	93 842	82 530	176 372
	77,83	22,17	100,00	53,21	46,79	100
Encarregados, contramestres, mestres e chefes de equipa	66 686	15 992	82 678	88 082	54 661	142 743
	80,66	19,34	100,00	61,71	38,29	100
Profissionais Altamente Qualificados	55 355	27 792	83 147	110 052	111 238	221 290
	66,57	33,43	100,00	49,73	50,27	100
Profissionais Qualificados	525 197	244 950	770 147	638 939	479 593	1 118 532
	68,19	31,81	100,00	57,12	42,88	100
Profissionais Semiquualificados	172 582	180 826	353 408	252 949	320 787	573 736
	48,83	51,17	100,00	44,09	55,91	100
Profissionais não qualificados	115 973	87 054	203 027	139 324	154 902	294 226
	57,12	42,88	100,00	47,35	52,65	100
Praticantes e Aprendizes	94 148	93 170	187 318	44 152	43 623	87 775
	50,26	49,74	100,00	50,30	49,70	100
Casos desconhecidos	158 538	69 935	228 473	1 297	760	2 057
	69,39	30,61	100,00	63,05	36,95	100
Total	1 258 507	737 569	1 996 076	1 578 818	1 394 428	2 973 246
	63,05	36,95	100,00	53,10	46,90	100

A Tabela 8 mostra que em 1991 os homens tinham uma maior representação em todas as categorias do nível de educação. Em 1991, havia uma maior percentagem de mulheres com o grau de “Ensino Secundário” (46,72 %) do que as outras categorias de educação. Em 2017, existia uma maior percentagem de mulheres nas categorias de topo da educação, isto é, havia mais mulheres do que os homens com o grau de “Bacharelato” (51,74%), de “Licenciatura” (57,69%) e de “Mestrado” (52,02%), o que nos indica que as mulheres progrediram consideravelmente quanto ao nível de ensino entre 1991 e 2017 (a desvantagem para as mulheres a nível do doutoramento era muito pequena, 49,49% versus 50,51%).

Tabela 8: Habilitações literárias por género

Ano de referência	1991			2017		
	Sexo		Total	Sexo		Total
	Homem	Mulher		Homem	Mulher	
Curso técnico superior profissional	N/D		N/D	587	566	1 153
				50,91	49,09	100
Inferior ao 1.º ciclo do ensino básico	65 247	36 853	102 100	7 212	5 605	12 817
	63,90	36,10	100,00	56,27	43,73	100
Ensino básico	1 013 926	575 579	1 589 505	878 817	639 773	1 518 590
	63,79	36,21	100,00	57,87	42,13	100
Ensino secundário	84 909	74 449	159 358	422 761	406,036	828 797
	53,28	46,72	100,00	51,01	48,99	100
Ensino pós-secundário não superior nível IV	N/D		N/D	10 617	8 582	19 199
				55,30	44,70	100
Bacharelato	11 607	4 563	16 170	23 518	25 214	48 732
	71,78	28,22	100,00	48,26	51,74	100
Licenciatura	35 590	14 275	49 865	199 326	271 799	471 125
	71,37	28,63	100,00	42,31	57,69	100
Mestrado	N/D		N/D	28 854	31 280	60 134
				47,98	52,02	100
Doutoramento	N/D		N/D	3 429	3 360	6 789
				50,51	49,49	100
Casos desconhecidos	36 615	24 803	61 418	3 697	2 213	5 910
	59,62	40,38	100,00	62,55	37,45	100
Total	1 247 894	730 522	1 978 416	1 578 818	1 394 428	2 973 246
	63,08	36,92	100,00	53,10	46,90	100

Para o tipo de contrato de trabalho, utilizamos o ano 2000 como o ano mais antigo porque a base de dados QP só apresenta informações para o tipo de contrato de trabalho a partir desse ano. De acordo com a Tabela 9, quer em 2000 quer em 2017 os homens apresentavam uma maior cobertura do que as mulheres em todos os tipos de contratos de trabalho, isto é, havia uma maior percentagem de homens do que as mulheres com contrato de trabalho sem termo e com contrato de trabalho a termo nos dois períodos analisados (mas convém realçar que há mais homens do que mulheres na força de trabalho). No caso dos contratos sem termo, verifica-se que a distribuição entre homens e mulheres se mantém.

Tabela 9: Tipo de Contrato de trabalho por género

Ano de referência	2000			2017		
Tipo de contrato	Sexo		Total	Sexo		Total
	Homem	Mulher		Homem	Mulher	
Contrato de trabalho sem termo	974 010 57,99	705 670 42,01	1 679 680 100,00	934 816 51,42	883 140 48,58	1 817 956 100,00
Contrato de trabalho a termo	201 798 52,43	183 124 47,57	384 922 100,00	497 460 53,89	425 560 46,11	923 020 100,00
Outra situação	20 786 60,36	13 648 39,64	34 434 100,00	10 693 55,93	8 427 44,07	19 120 100,00
Total	1 196 594 56,85	902 442 43,15	2 099 036 100,00	1 442 969 52,28	1 317 127 47,72	2 760 096 100,00

Quanto ao regime de duração do trabalho, utilizou-se o ano 2010 como o ano mais antigo (os QP só apresentam informações para esta variável a partir de 2010) e como se pode constatar na Tabela 10, quer em 2010 quer em 2017 existia uma maior percentagem de homens do que mulheres a trabalhar a tempo completo (55,75% em 2010, e 53,54% em 2017), e uma maior percentagem de mulheres do que homens a trabalhar a tempo parcial (69,52% em 2010, e 68,21% em 2017), sendo que estes valores pouco se alteram de 2010 para 2017. Mantém-se assim a predominância das mulheres no trabalho a tempo parcial.

Tabela 10: Regime de Duração do Trabalho por género

Ano de referência	2010			2017		
Regime de Duração do Trabalho	Sexo		Total	Sexo		Total
	Homem	Mulher		Homem	Mulher	
A tempo completo	1 387 051 55,75	1 100 779 44,25	2 487 830 100,00	1 399 434 53,54	1 214 459 46,46	2 613 893 100
A tempo parcial	43 149 30,48	98 407 69,52	141 556 100,00	58 018 31,79	124 511 68,21	182 529 100
Total	1 430 200 54,39	1 199 186 45,61	2 629 386 100,00	1 457 452 52,12	1 338 970 47,88	2 796 422 100

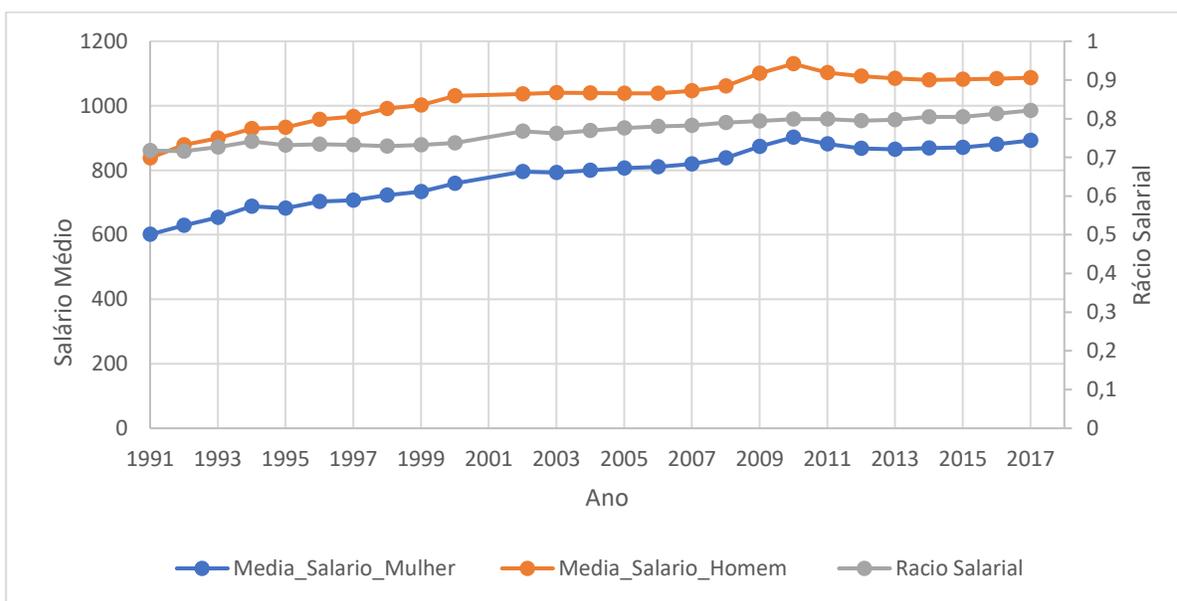
4.2.2. Salários e o Hiato Salarial entre Géneros em Portugal

O Gráfico 1 indica a evolução do salário médio (construído a partir da média do salário total real) dos homens e das mulheres, em Portugal, para o período entre 1991 e 2017. Verificamos que a média do salário dos homens foi sempre superior à média do salário das

mulheres, mantendo-se, portanto, uma diferença salarial positiva entre homens e mulheres ao longo de todo o período.

O Gráfico 1 também apresenta a evolução do rácio salarial em Portugal, para o período entre 1991 e 2017, dado pelo quociente entre o salário médio das mulheres e o salário médio dos homens (rácio salarial não ajustado ou sem variáveis de controlo), para cada ano (usando a média do salário total real para homens e mulheres). Em 1991 o valor do rácio salarial situava-se aproximadamente nos 0,72, indicando que a diferença salarial era de 28% (este valor está próximo do valor apresentado por Cardoso, Portugal e Guimarães (2016), que era de 1/3, hiato não ajustado). Em 2017, as mulheres recebiam aproximadamente 82% do salário dos homens, um ganho de 10 p.p.

Gráfico 1: Evolução do Salário Médio dos Homens e das Mulheres e do Rácio Salarial entre Géneros em Portugal, 1991-2017



Nota: O salário médio foi construído a partir da média do salário total real dos homens e das mulheres; o salário total real foi calculado de acordo com o IPC para Portugal (1991-2017) retirado do site da AMECO e tendo como referência o ano 2010 (ano base);
 $Racio_Salarial_t = [media(salario_total_real_Mulher)t] / [media(salario_total_real_Homem)t]$

4.2.3. Regressões salariais com o Modelo *Pooled*

Regressões com o Modelo Pooled para a base de dados Trabalhadores-Estabelecimentos, 1991 - 2017

Na Tabela 11 podemos ver os resultados das regressões com o Modelo *Pooled* pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), para a base de dados Trabalhadores-Estabelecimentos, referente ao período 1991-2017. Foram estimadas três regressões: a regressão para homens e mulheres conjuntamente, a regressão apenas para as mulheres e a regressão apenas para os homens. Todos os coeficientes estimados têm significância estatística (o *p-value* associado ao teste *t* de significância estatística para cada coeficiente é sempre igual a zero, o que nos leva a rejeitar a hipótese nula destes coeficientes serem individualmente iguais a zero).

Para a especificação completa (homens e mulheres), verifica-se que o coeficiente associado à variável Mulher é negativo (-0,1889), o que significa que as mulheres ganham em média menos 18,89% do que os homens (controlando as características observáveis), durante o período analisado (1991-2017). Podemos verificar também que as variáveis “Idade” e “antiguidade” apresentam um impacto positivo sobre os salários, isto é, quando a “Idade” e a “antiguidade” aumentam em uma unidade o salário real (em logaritmo) aumenta, em média, 2,17% e 1,3%, respetivamente. O quadrado da “Idade” (“Idade_sq”) e da “antiguidade” (“antiguidade_sq”) apresentam coeficientes negativos, o que significa que o salário real aumenta à medida que a “Idade” e a “antiguidade” aumentam, mas até um certo ponto limite, e, a partir deste ponto, o salário real, tende a diminuir com a “Idade” e a “antiguidade” (a relação é em forma de U invertido). Estes efeitos encontram-se plenamente comprovados na literatura (Cardoso, Portugal e Guimarães (2016) e Cardoso, Portugal, Guimarães e Raposo (2016)).

Quanto ao nível da educação/habilitações literárias a um dígito, a categoria omitida foi “inferior ao 1º ciclo do ensino básico”, e, podemos verificar que todas as categorias superiores à categoria omitida (“ensino básico”, “ensino secundário”, “ensino pós-secundário”, “bacharelato”, “licenciatura”, “mestrado” e “doutoramento”), têm um impacto positivo sobre o salário real, quando comparadas com a categoria omitida. Há medida que os trabalhadores vão progredindo nos níveis de ensino, maior é o impacto sobre o salário real, sendo o impacto maior

para a categoria “doutoramento”, que apresenta um coeficiente igual a 0,651, que pode ser justificado também pelo facto dos doutorados trabalharem em empresas com melhores salários.

Para o nível de qualificação, a categoria omitida é a de “profissionais não qualificados”, e verifica-se que em todas as categorias superiores (“quadros superiores”, “quadros médios”, “encarregados e contramestres, mestres e chefes de equipa”, “profissionais altamente qualificados”, “profissionais qualificados”, “profissionais semi-qualificados”) o coeficiente é positivo. O impacto é maior para a categoria “quadros superiores”, onde os trabalhadores que pertencem a esta categoria ganham, em média, mais 72,86% que os trabalhadores da categoria omitida, *ceteris paribus* (todo o resto constante).

Em relação à regulamentação do trabalho, a categoria omitida corresponde ao grupo de trabalhadores não cobertos por qualquer IRCT, e podemos verificar que os trabalhadores cobertos por ACT (Acordo Coletivo de Trabalho) e AE (Acordo de Empresa) recebem mais do que os trabalhadores não cobertos por contrato coletivo (recebem mais 22,96% e 19,32%, respetivamente). Os trabalhadores cobertos por CCT (Contrato Coletivo de trabalho) e PRT (Portaria de Trabalho), pelo contrário, recebem menos que os trabalhadores não cobertos por irct (menos 12,65% e 11,59% respetivamente).

Quanto à localização do estabelecimento verifica-se que os trabalhadores dos estabelecimentos localizados no “Norte”, “Algarve”, “Centro”, “Alentejo”, “Açores” e “Madeira”, recebem menos do que os trabalhadores dos estabelecimentos localizados em Lisboa (a categoria omitida), indicando assim que as empresas têm sede em Lisboa. Para a atividade económica do estabelecimento, a categoria omitida é “Indústrias extrativas” e verifica-se que há um prémio salarial positivo associado aos sectores “Electricidade, gás, vapor, água quente e fria e ar frio”, “Atividades financeiras e de seguros” e “Atividades dos organismos internacionais e outras instituições extra-territoriais”, por comparação com a indústria extractiva. Os trabalhadores das restantes categorias da atividade económica dos estabelecimentos recebem menos que a categoria omitida.

Por fim, confirma-se que os trabalhadores dos estabelecimentos com pelo menos 10 pessoas ao serviço recebem mais que os trabalhadores da categoria omitida (estabelecimentos com 1 a 9 pessoas ao serviço). O impacto da dimensão do estabelecimento sobre os salários vai aumentado à medida que aumenta a dimensão do estabelecimento.

Na Regressão para Mulheres, podemos verificar que as variáveis que caracterizam os trabalhadores e os estabelecimentos apresentam o comportamento observado na regressão para homens e mulheres. Comparando a Regressão para Mulheres com a Regressão para Homens, podemos verificar que a Regressão para Mulheres apresenta coeficientes maiores do que a Regressão para Homens nas seguintes categorias: “ensino pós-secundário”, “mestrado”, “doutoramento”, “encarregados, contramestres, mestres e chefes de equipa”, “profissionais altamente qualificados”, “AE”, “Açores”, “Eletricidade, gás, vapor, água quente e fria e ar frio”, “Atividades financeiras e de seguros” e “Atividades dos organismos internacionais e outras instituições extra-territoriais”, sugerindo assim que estas categorias apresentam um maior impacto sobre o salário das mulheres do que sobre o salário dos homens, em relação às correspondentes categorias omitidas.

Tabela 11: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 1991-2017

Variáveis	Homens e Mulheres Número of obs = 39 828 274		Mulheres Número of obs = 17 206 104		Homens Número of obs = 22 622 170	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
Antiguidade	0,0130	0,0000	0,0122	0,0000	0,0135	0,0000
antiguidade_sq	-0,0002	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0002	0,0000
Idade	0,0217	0,0000	0,0161	0,0001	0,0260	0,0001
Idade_sq	-0,0002	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0003	0,0000
Mulher	-0,1889	0,0001	0,0000	(omitted)	0,0000	(omitted)
ensino_basic	0,1488	0,0004	0,1298	0,0005	0,1578	0,0005
ensino_secundario	0,3612	0,0004	0,3488	0,0006	0,3594	0,0005
ensino_pos_secundario	0,3136	0,0015	0,3306	0,0019	0,2890	0,0022
Bacharelato	0,5549	0,0007	0,5246	0,0009	0,5715	0,0010
Licenciatura	0,5842	0,0005	0,5731	0,0007	0,5880	0,0007
Mestrado	0,5342	0,0011	0,5476	0,0014	0,5136	0,0017
Doutoramento	0,6507	0,0030	0,6887	0,0039	0,6122	0,0045
quadros_superiores	0,7286	0,0005	0,6678	0,0006	0,7667	0,0007
quadros_medios	0,5634	0,0004	0,5417	0,0006	0,5771	0,0005
encarregados_contramestres	0,4710	0,0003	0,4762	0,0006	0,4705	0,0004
prof_alt_qualif	0,4323	0,0003	0,4353	0,0004	0,4273	0,0004
prof_qualif	0,1571	0,0002	0,1515	0,0002	0,1604	0,0002
prof_semi_qualif	0,0623	0,0002	0,0579	0,0002	0,0663	0,0003
CCT	-0,1265	0,0003	-0,1241	0,0004	-0,1292	0,0005
ACT	0,2296	0,0004	0,1722	0,0006	0,2764	0,0006

Tabela 11: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 1991-2017, cont.

Variáveis	Homens e Mulheres Número de obs = 39 828 274		Mulheres Número de obs = 17 206 104		Homens Número de obs = 22 622 170	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
AE	0,1932	0,0004	0,2251	0,0006	0,1818	0,0005
PRT	-0,1159	0,0004	-0,1036	0,0005	-0,1283	0,0006
Norte	-0,0368	0,0001	-0,0310	0,0002	-0,0390	0,0002
Algarve	-0,0297	0,0003	-0,0279	0,0004	-0,0299	0,0004
Centro	-0,0242	0,0002	-0,0310	0,0002	-0,0183	0,0002
Alentejo	-0,0175	0,0004	-0,0274	0,0004	-0,0067	0,0005
Acores	-0,0212	0,0005	-0,0096	0,0006	-0,0322	0,0007
Madeira	-0,0177	0,0003	-0,0160	0,0004	-0,0184	0,0005
Industria_transformadora	-0,0965	0,0011	-0,0807	0,0019	-0,0943	0,0013
Electricidade_gas_agua_ar	0,0710	0,0014	0,1038	0,0026	0,0444	0,0016
captacao_trata_distrib_agua	-0,1332	0,0014	-0,0912	0,0025	-0,1481	0,0016
Construcao	-0,0976	0,0011	-0,0554	0,0020	-0,1106	0,0013
comercio_gros_reta_repa_veic_aut	-0,0706	0,0011	-0,0422	0,0019	-0,0759	0,0013
transportes_armazengem	-0,0543	0,0011	-0,0238	0,0020	-0,0648	0,0013
Alojamento_restauracao	-0,1216	0,0011	-0,0791	0,0020	-0,1415	0,0014
Actvi_informacao_comunicacao	-0,1107	0,0013	-0,0151	0,0022	-0,1597	0,0016
Actividades_financeiras_seguros	0,0464	0,0011	0,1120	0,0020	0,0095	0,0013
Actividades_imobiliarias	-0,0407	0,0011	-0,0222	0,0020	-0,0386	0,0013
Actividds_consultor_cintif_tecn	-0,1482	0,0012	-0,1144	0,0020	-0,1567	0,0015
Actividds_admini_servicos_apoio	-0,1225	0,0012	-0,0951	0,0020	-0,1314	0,0014
Admini_pub_defe_seg_social	-0,1375	0,0015	-0,0607	0,0025	-0,1709	0,0018
Educacao	-0,2047	0,0012	-0,1556	0,0020	-0,2267	0,0018
Ativi_saude_humana_apoio_social	-0,2307	0,0011	-0,1859	0,0020	-0,2406	0,0015
Activi_artis_espeta_desport_rec	-0,1090	0,0018	-0,0979	0,0024	-0,1025	0,0026
Outras_activi_de_servicos	-0,1239	0,0011	-0,0997	0,0020	-0,1249	0,0014
Activ_organ_inter_instit	0,2416	0,0161	0,2592	0,0219	0,2518	0,0222
dez_a_49_pessoas	0,0468	0,0002	0,0486	0,0002	0,0469	0,0002
cinquenta_a_249_pessoas	0,0967	0,0002	0,0826	0,0003	0,1125	0,0003
dusentos_e50_a_499_pessoas	0,1190	0,0004	0,1033	0,0005	0,1331	0,0005
quinhentos_a_999_pessoas	0,1319	0,0005	0,1166	0,0006	0,1474	0,0007
mil_e_mais_pessoas	0,0940	0,0005	0,0509	0,0006	0,1323	0,0007
_cons	5,8965	0,0014	5,8152	0,0023	5,8026	0,0018

Nota: Todos os coeficientes (individualmente) são significativos, p -value < 0,05.

Em anexo, Tabela A.5 (Anexo A), apresentamos os resultados do modelo com a inclusão das seguintes variáveis: a nacionalidade e o tipo do contrato de trabalho dos trabalhadores. Este modelo está restrito ao período 2000-2017.

Para a nacionalidade a categoria omitida é “trabalhador com nacionalidade portuguesa”, e verifica-se que os trabalhadores da categoria “trabalhador com nacionalidade estrangeira” recebem menos 0,30% dos que os trabalhadores com nacionalidade portuguesa. Quanto ao tipo de contrato de trabalho a categoria omitida é “contrato de trabalho sem termo”, e, podemos verificar que os trabalhadores da categoria “contrato de trabalho a termo” recebem menos 3,21% que os trabalhadores com “contrato de trabalho sem termo”. Também podemos verificar que as mulheres com contrato de trabalho a termo recebem uma maior penalização (-3,90%) que homens com contrato de trabalho a termo (-2,63%), em termos absolutos.

Regressões com o Modelo Pooled para a base de dados Trabalhadores-Empresas, 1991-2017

A partir da Tabela 12 podemos verificar que todos os coeficientes estimados têm significância estatística ($p\text{-value} < 0,05$), a nível individual. Verifica-se também que o coeficiente associado à *dummy* Mulher (-0,1682) é menor que o da regressão para homens e mulheres da base de dados Trabalhador-Estabelecimentos (-0,1889), sendo que as mulheres ganham em média menos 16,82% do que os homens (para a base Trabalhadores-Estabelecimentos as mulheres ganhavam menos 18,89%), durante o período analisado. Contudo, convém realçar que a regressão salarial para empresas permite controlar mais duas variáveis explicativas, nomeadamente, “escalão_volume_negocios” e “escalão_capital_social”, que não estavam na base de dados Trabalhador-Estabelecimento (as categorias do volume de negócios e do capital social das empresas foram omitidas na Tabela 12 apenas por uma questão da dimensão da tabela, sendo que as respectivas categorias se encontram descritas nas notas da Tabela 12).

Podemos verificar também que, as variáveis Idade, antiguidade, nível de educação, qualificação, regulamentação do trabalho, localização, escalão da dimensão da empresa e a classificação da atividade económica, apresentam o mesmo comportamento verificado na base de dados Trabalhador-Estabelecimento para o período 1991-2017.

Para o volume de negócios, a categoria omitida foi “volume de negócios menor que 2 000 euros”, e, verifica-se que apenas os trabalhadores das empresas com “volume de negócios

igual ou superior a 500 000 euros” ganham mais do que os trabalhadores da categoria omitida. Os trabalhadores das empresas com volume de negócios entre “2000 - 9999 euros”, “10 000 – 49 999 euros” e entre “50 000 - 499 999 euros” recebem menos que os trabalhadores da categoria omitida (“volume de negócios menor que 2 000 euros”). Contudo, convém realçar que o volume de negócios está correlacionado com o número de pessoas a serviço da empresa, pelo que pode não acrescentar muito, apesar de afetar mais a variável que representa o género (*dummy* “Mulher”).

Por fim, quanto ao escalão do capital social das empresas, a categoria omitida foi “capital social da empresa inferior a 5 milhares de euros”, e verifica-se que apenas os trabalhadores das empresas com capital social entre “5 - 24 milhares de euros” recebem menos que os trabalhadores da categoria omitida. Os trabalhadores das restantes categorias (“25 - 49 milhares de euros”, “50 - 249 milhares de euros”, “250 - 499 milhares de euros”, “500 - 2499 milhares de euros”, “2500 - 4999 milhares de euros”, “5000 - 24999 milhares de euros”, “25000 - 49999 milhares de euros” e “50 000 ou mais milhares de euros”) recebem mais do que os trabalhadores da categoria omitida. No geral o capital social das empresas tem um impacto positivo sobre os salários e este impacto vai aumentando à medida que se aumenta o escalão do capital social das empresas.

Tabela 12: Modelo Pooled, Trabalhadores-Empresas, 1991-2017

Variáveis	Homens e Mulheres Número de obs = 39 076 505		Mulheres Número de obs = 16 965 613		Homens Número de obs = 22 110 892	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
antiguidade_trab	0,0088	0,0000	0,0094	0,0000	0,0085	0,0000
antiguidade_trab_sq	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000
Idade	0,0205	0,0000	0,0153	0,0001	0,024	0,0001
Idade_sq	-0,0002	0,000	-0,0001	0,0000	-0,0002	0,0000
Mulher	-0,1682	0,0001	0,0000	(omitted)	0,0000	(omitted)
ensino_basic	0,1531	0,0004	0,136	0,0005	0,1619	0,0005
ensino_secundario	0,3151	0,0004	0,3009	0,0006	0,3136	0,0005
ensino_pos_secundario	0,3062	0,0014	0,3129	0,0019	0,2894	0,0021
Bacharelato	0,4989	0,0006	0,4733	0,0008	0,5052	0,001
Licenciatura	0,5186	0,0005	0,5091	0,0007	0,524	0,0007
Mestrado	0,4801	0,0011	0,4924	0,0014	0,4662	0,0016
Doutoramento	0,6244	0,0029	0,651	0,0038	0,6195	0,0043
quadros_superiores	0,7462	0,0004	0,6866	0,0006	0,788	0,0006
quadros_medios	0,563	0,0004	0,5446	0,0005	0,5798	0,0005
encarregados_contramestres	0,4541	0,0003	0,4621	0,0005	0,4487	0,0004

Tabela 12: Modelo Pooled, Trabalhadores-Empresas, 1991-2017, cont.

Variáveis	Homens e Mulheres Número de obs = 39 076 505		Mulheres Número de obs = 16 965 613		Homens Número de obs = 22 110 892	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
prof_alt_qualif	0,4202	0,0003	0,4173	0,0004	0,4224	0,0004
prof_qualif	0,1676	0,0002	0,1556	0,0002	0,1782	0,0002
prof_semi_qualif	0,0719	0,0002	0,0738	0,0002	0,0677	0,0003
CCT	-0,0678	0,0003	-0,0552	0,0004	-0,0955	0,0005
ACT	0,066	0,0004	0,0494	0,0005	0,0702	0,0007
AE	0,0639	0,0004	0,0976	0,0006	0,0158	0,0006
PRT	-0,0476	0,0004	-0,0451	0,0005	-0,064	0,0006
dez_a_49_pessoas	0,0691	0,0002	0,0632	0,0003	0,0691	0,0003
cinquenta_a_249_pessoas	0,084	0,0002	0,0565	0,0003	0,1093	0,0004
dusentos_e50_a_499_pessoas	0,0833	0,0003	0,0548	0,0004	0,1128	0,0005
quinhentos_a_999_pessoas	0,0749	0,0004	0,0555	0,0005	0,101	0,0005
mil_e_mais_pessoas	0,0274	0,0003	0,0177	0,0004	0,0522	0,0005
Norte	-0,1415	0,0001	-0,114	0,0002	-0,1553	0,0002
Algarve	-0,0462	0,0003	-0,0383	0,0004	-0,0453	0,0005
Centro	-0,1163	0,0002	-0,1159	0,0002	-0,1119	0,0002
Alentejo	-0,0616	0,0003	-0,0781	0,0004	-0,0457	0,0004
Acores	-0,1074	0,0004	-0,058	0,0006	-0,1394	0,0006
Madeira	-0,0416	0,0004	-0,0383	0,0005	-0,0381	0,0005
Industria_transformadora	-0,1189	0,0008	-0,163	0,0027	-0,0903	0,0008
Electrecidade_gas_agua_ar	0,0891	0,001	0,1499	0,003	0,0593	0,001
captacao_trata_distrib_agua	-0,1771	0,0011	-0,1271	0,0031	-0,2076	0,0012
Construcao	-0,1437	0,0008	-0,1098	0,0028	-0,1349	0,0008
comercio_gros_reta_repa_veic_aut	-0,0822	0,0008	-0,0878	0,0027	-0,0732	0,0008
transportes_armazengem	-0,0348	0,0008	0,0389	0,0027	-0,0547	0,0009
Alojamento_restauracao	-0,1796	0,0008	-0,157	0,0027	-0,2239	0,0009
Actividade_informacao_comunicacao	-0,0538	0,001	0,010	0,0028	-0,1007	0,0011
Actividades_financeiras_seguros	0,1352	0,0009	0,2056	0,0027	0,077	0,001
Actividades_imobiliarias	-0,0291	0,0009	-0,0401	0,0027	-0,0307	0,001
Actividade_consultoria_tecnologica	-0,0891	0,0009	-0,0795	0,0027	-0,1145	0,0011
Actividade_administrativa_servicos_apoio	-0,1363	0,0009	-0,1509	0,0027	-0,1332	0,001
Administracao_publica_defesa_seguranca_social	-0,0517	0,0011	-0,0024	0,0029	-0,0892	0,0013
Educacao	-0,1457	0,0009	-0,1176	0,0027	-0,2407	0,0013
Actividade_saude_humana_apoio_social	-0,1519	0,0008	-0,1381	0,0027	-0,2701	0,0011
Actividade_artes_cultura_desporto_recreacao	-0,0614	0,0015	-0,0801	0,003	-0,0503	0,0022
Outras_actividades_servicos	-0,0975	0,0009	-0,1012	0,0027	-0,1127	0,0011
Actividade_organizacao_inter_instituicoes	0,2805	0,0136	0,2793	0,0193	0,2865	0,0176
_cons	5,8714	0,0012	5,830	0,0029	5,8050	0,0015

Nota: Todos os coeficientes (individualmente) são significativos, p -value < 0,05; as categorias do volume de negócios (“dois_mil_a_999”, “dez_mil_a_4999”, “cinquenta_mil_a_49999” e “quinhentos_mil_e_mais”) e do capital social das empresas (“vinte_e5_a49_milhares”, “cinquenta_a249_milhares”, “dusentos_e50_a499_milhares”, “quinhentos_a2499_milhares”, “dois_mil_e500_a4999_milhares”, “cinco_mil_a24999_milhares”, “vinte_cinco_mil_a49999_milhares” e “cinquenta_mil_e_mais_milhares”) foram omitidas por uma questão de simplificação da tabela.

4.2.4. Evolução dos Salários e do Hiato Salarial a nível Europeu (EU-SILC)

Neste ponto vamos colocar a questão do hiato salarial no contexto europeu. A Tabela 13 apresenta a constituição da força de trabalho para os países da base de dados EU-SILC que apresentavam informações sobre a variável PY200G (remuneração mensal bruta dos trabalhadores), nos anos 2007 e 2017. Os restantes países da base dados EU-SILC não constantes da tabela, pois não tinham informações sobre esta variável. Espanha, Suíça e Islândia não tinham informações para a variável PY200G no ano 2017. A partir desta tabela podemos verificar que se trata de uma amostra muito pequena quando comparada com os QP, e importa ainda realçar que quer em 2007 quer em 2017 a força de trabalho foi sempre dominada pelas mulheres em todos os países (com a exceção da Islândia, onde se verifica uma maior percentagem dos homens que mulheres para o ano 2007, mas a diferença é muito pequena).

Tabela 13: Países da base EU-SILC com informação sobre a variável PY200G

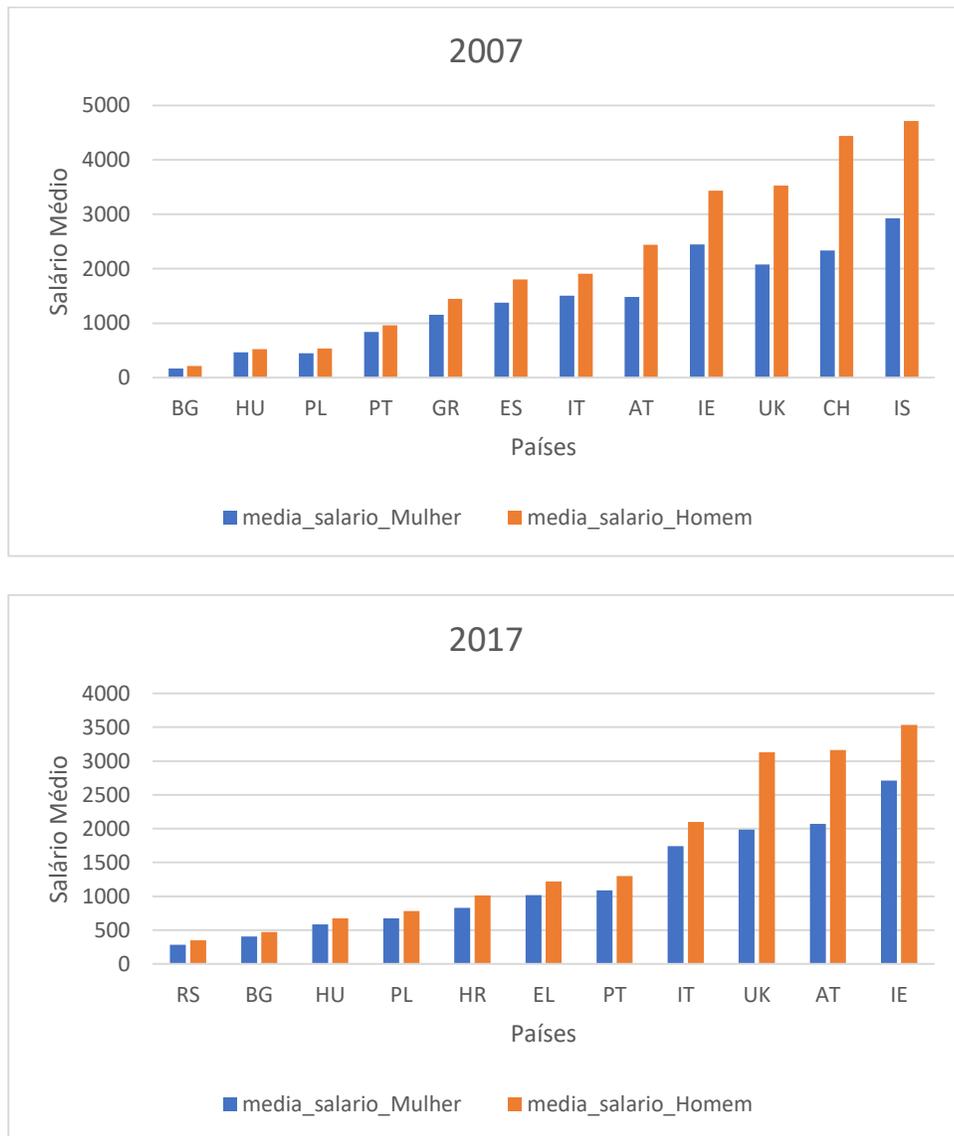
Ano	2007			2017		
Países	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres	Total
Áustria (AT)	6 332	7 059	13 391	5 097	5 681	10 778
Bulgária (BG)	4 886	5 469	10 355	7 199	8 183	15 382
Suíça (CH)	6 206	6 648	12 854	N/D	N/D	N/D
Grécia (EL/GR)	5 932	6 414	12 346	22 476	24 002	46 478
Croácia (HR)	N/D	N/D	N/D	8 289	9 087	17 376
Espanha (ES)	13 643	15 013	28 656	14 021	15 273	29 294
Hungria (HU)	8 356	10 133	18 489	6 983	8 737	15 720
Irlanda (IE)	5 142	5 750	10 892	4 703	5 101	9 804
Islândia (IS)	3 320	3 247	6 567	N/D	N/D	N/D
Itália (IT)	21 264	23 365	44 629	20 123	22 269	42 392
Polónia (PL)	16 507	18 381	34 888	13 690	15 408	29 098
Portugal (PT)	4 665	5 282	9 947	11 985	13 863	25 848
Sérvia (RS)	N/D	N/D	N/D	6 854	7 301	14 155
Reino Unido (UK)	8 338	9 142	17 480	10 893	11 877	22 770

O Gráfico 2 apresenta o salário médio dos homens e mulheres, construído a partir da variável PY200G, referente aos anos 2007 e 2017 e para os seguintes países: AT (Áustria), BG (Bulgária), CH (Suíça), ES (Espanha), GR/EL (Grécia), HU (Hungria), IE (Irlanda), IS (Islândia), IT (Itália), PL (Polónia), PT (Portugal), UK (Reino Unido), HR (Croácia) e RS (Sérvia).

Em 2007, os países que apresentavam salários (salário médio) mais altos (isto é, acima dos 2000 euros) eram os seguintes: Islândia, Suíça, Reino Unido, Irlanda e Áustria. A Islândia é o país com o salário médio mais alto em 2007, quando comparado com os restantes países do gráfico (a seguir vem a Suíça, Reino Unido, Irlanda e Áustria). A seguir a estes países com salário médio acima dos 2 000 euros, temos os países com salário médio entre 1 000 e 2 000 euros, como a Itália, Espanha e Grécia. O último grupo, é constituído pelos países com os salários mais baixos em 2007, abaixo de 1000 euros, como Portugal, Polónia, Hungria e Bulgária. No grupo de países com salários mais baixos, Portugal é o país que apresenta o maior salário (841,379 euros para mulheres e 964,262 para homens, salário médio) e a Bulgária o país com o menor salário (166,405 para mulheres e 211,926 para homens), em 2007.

Em 2017, os salários mais altos (acima dos 2000 euros), incluíam o grupo de países como a Irlanda, Reino Unido, Áustria e Itália. Neste grupo, a Irlanda é o país com o salário médio mais alto. O grupo países com salário médio entre 1000 e 2000 euros, em 2017, é constituído por Portugal, Grécia e Croácia. Portugal apresenta-se com um salário médio nominal acima de 1000 euros (1087,484 para mulheres e 1298,981 para homens). O grupo de países com os salários mais baixos, abaixo de 1000 euros, é constituído por Sérvia, Bulgária, Hungria e Polónia. Do grupo de países com salários mais baixos, a Sérvia é o país com o menor salário médio em 2017, seguida por Bulgária, Hungria e Polónia.

Gráfico 2: Evolução dos Salários na Europa, anos 2007 e 2017



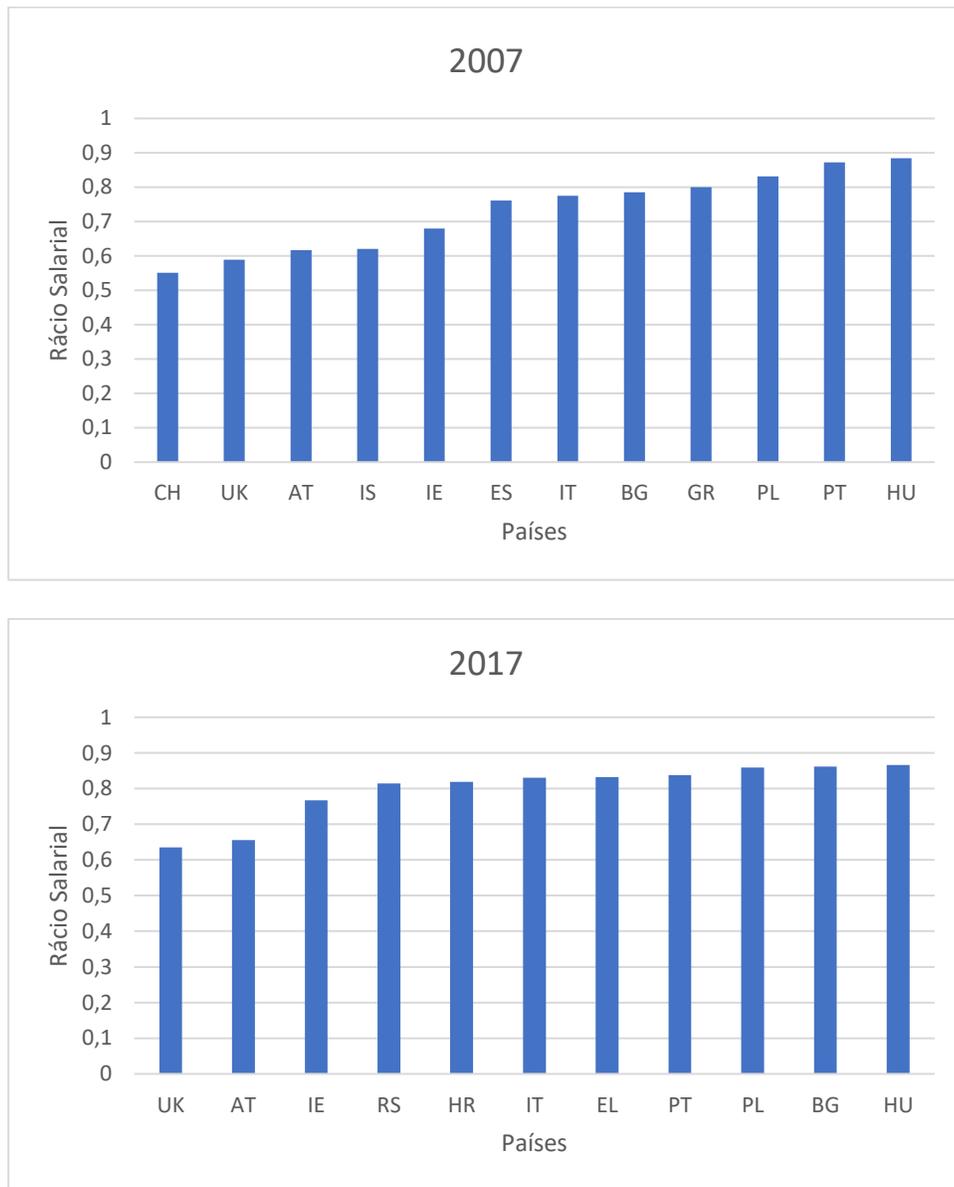
Nota: O salário médio dos homens e mulheres foi construído a partir da média da remuneração mensal bruta dos trabalhadores; AT (Áustria), BG (Bulgária), CH (Suíça), ES (Espanha), GR/EL (Grécia), HU (Hungria), IE (Irlanda), IS (Islândia), IT (Itália), PL (Polónia), PT (Portugal), UK (Reino Unido), HR (Croácia) e RS (Sérvia); os restantes países da base dados EU-SILC que não aparecem nos gráficos não tinham informações para a variável PY200G nos anos 2007 e 2017; Espanha, Suíça e Islândia não tinham informações para a variável PY200G no ano 2017.

A partir do Gráfico 3 podemos analisar o comportamento do rácio salarial (não ajustado) entre géneros para os mesmos países analisados no Gráfico 2. O rácio salarial é dado pelo quociente entre remuneração mensal bruta (média) das mulheres e dos homens, para cada país e em cada ano. Podemos assim verificar que, em 2007, o grupo de países com salários mais baixos (menos de 1000 euros), são os países com um maior valor do rácio salarial, isto é, são os

países onde os salários das mulheres aproximam-se mais dos salários dos homens. A Hungria é o país com a menor diferença salarial entre géneros, isto é, é o país com o maior valor do rácio salarial (0,885) indicando uma maior proporção do salário das mulheres em relação aos homens. A seguir a Hungria vem Portugal, Polónia, Grécia e Bulgária. O grupo de países com salários mais altos (mais de 2000 euros), apresentam maiores diferenças salariais entre géneros, onde a Suíça é o país com o valor mais baixo do rácio salarial entre géneros em 2007. A seguir a Suíça, vem o Reino Unido, a Áustria, a Islândia, e a Irlanda. O grupo de países com salário médio, entre 1000 e 2000 euros, ocupa uma posição intermédia entre o grupo de países com menores valores do rácio salarial e o grupo de países com maiores valores do rácio salarial, sendo que para este grupo de países, o menor valor do rácio salarial entre géneros é dado pela Espanha (0,761), seguida de Itália.

Em 2017, o grupo de países com salários mais baixos continua a apresentar um maior valor para o rácio salarial (com a exceção da Sérvia que apresenta um rácio menor que Portugal, Grécia e Itália). Neste grupo, as mulheres recebem acima de 85% (mas menos que 90%) do salário dos homens. A Hungria continua a ser o país com a menor diferença salarial entre géneros, seguida por Bulgária, Polónia, Portugal, Grécia, Itália, Croácia e Sérvia. O grupo de países com salários mais altos continua a apresentar maiores diferenças salariais entre géneros, onde o Reino Unido é o país onde a proporção do salário das mulheres em relação aos homens é mais baixa (0,635). O grupo de países com salário médio entre 1000 e 2000 euros, continua a ocupar uma posição intermédia, sendo que para este grupo, o menor valor do rácio salarial entre géneros é dado pela Croácia (com maior diferença salarial, 0,819), seguida da Grécia (0,832) e Portugal (0,837). Convém realçar que, para o caso português, o hiato salarial não ajustado na base EU-SILC é ligeiramente maior do que o hiato não ajustado nos QP (0,821), para o ano 2017.

Gráfico 3: Evolução do Rácio Salarial na Europa, anos 2007 e 2017



Nota: O rácio salarial é dado pelo quociente entre remuneração mensal bruta média das mulheres e dos homens, para cada país; AT (Áustria), BG (Bulgária), CH (Suíça), ES (Espanha), GR/EL (Grécia), HU (Hungria), IE (Irlanda), IS (Islândia), IT (Itália), PL (Polónia), PT (Portugal), UK (Reino Unido), HR (Croácia) e RS (Sérvia); os restantes países da base dados EU-SILC que não aparecem nos gráficos não tinham informações para a variável PY200G nos anos 2007 e 2017; Espanha, Suíça e Islândia não tinham informações para a variável PY200G no ano 2017.

4.2.5. Regressões salariais para os países da base de dados EU-SILC

Analisa-se em seguida as regressões salariais para os anos 2007 e 2017, incluindo o estado civil, se o cargo é de direção ou não (posição de gerência), o tipo de contrato de trabalho, a nacionalidade, o nível de escolaridade, a atividade económica, a classificação da categoria profissional e as horas trabalhadas por semana no emprego principal. Para cada uma destas variáveis explicativas, foram selecionadas as seguintes categorias de referência: “solteiro”, “supervisor”, “contrato sem termo”, “EU” (Qualquer país da União Europeia (UE25), exceto o país de residência) e “Gestores/Directores”. Para a escolaridade a categoria omitida para o ano 2007 é “inferior ao ensino básico” para Bulgária, Suíça, Itália e Polónia, “ensino básico” para Portugal, Áustria, Grécia, Espanha, Hungria Irlanda e Islândia (por não possuírem a categoria “inferior ao ensino básico”), e “ensino secundário baixo” para Reino Unido (por não possuir as categorias “inferior ao ensino básico” e “ensino básico”). Em 2017 a categoria omitida para escolaridade é “inferior ao ensino básico” para Portugal, Bulgária, Grécia, Croácia, Hungria, Irlanda, Itália, Polónia, Sérvia e Reino Unido, e “ensino básico” apenas para Áustria (por não possuir a categoria “inferior ao ensino básico”). Em relação à atividade económica a categoria omitida em 2007 é “C+D+E” (“Indústrias extrativas”, “Fabricação” e “Fornecimento de eletricidade, gás e água”). Em 2017, é “B+C+D+E” que corresponde a “Indústrias extrativas”, “Fabricação”, “Fornecimento de eletricidade, gás, vapor e ar condicionado” e “Abastecimento de água, atividades de esgoto, gestão de resíduos e remediação”.

A base de dados europeia para além da vantagem de agrupar informações para um vasto conjunto de países da Europa, o que não é possível com os QP, permite-nos o acesso a quatro base de dados (ver ponto 3.5), nomeadamente, *HOUSEHOLD REGISTER (D-FILE)*, *PERSONAL REGISTER (R-FILE)*, *HOUSEHOLD DATA (H-FILE)* e *PERSONAL DATA (P-FILE)*, que englobam informações a nível agregado (famílias) e a nível individual (trabalhadores e empresas). A base de dados europeia tem ainda outra vantagem: permite-nos aceder à variável “posição de gerência (*managerial position*)”, que se define como um cargo onde há a função de supervisão/gestão, sendo que a função de supervisão inclui a responsabilidade formal de coordenar um grupo de trabalhadores. Nos QP não é possível aceder à esta variável porque não está disponível. As restantes variáveis usadas na base de dados europeia já se encontram nos QP.

Regressões para o ano 2007: EU-SILC

Para o ano 2007, Tabela 14, podemos verificar que as mulheres ganhavam em média menos 24,29% que os homens em Portugal, considerando a regressão para homens e mulheres. Este valor não é muito diferente da diferença salarial (não ajustada) para o ano 2007 apresentado no Gráfico 1, que rondava os 22% (dados dos QP). Quanto ao estado civil, podemos verificar que, os trabalhadores das categorias “casado”, “separado”, “viúvo” e “divorciado”, recebem mais que os trabalhadores da categoria omitida “solteiro”, *ceteris paribus*. Para a nacionalidade, o coeficiente associado a variável “LOC (mesmo país que o país de residência)” não é estatisticamente significativo ($p\text{-value} > 0,05$), e os trabalhadores da categoria “OTH (outros países)” recebem mais que os trabalhadores da categoria omitida “EU (Qualquer país da União Europeia (UE25), exceto o país de residência)”. Quanto ao tipo de contrato de trabalho, podemos verificar que os trabalhadores da categoria “contrato de trabalho a termo” recebem menos 17,22% que os trabalhadores da categoria omitida “contrato de trabalho sem termo” (a penalização aqui é maior do que nos QP). Quanto ao cargo de direção/posição de gerência, podemos verificar que, os trabalhadores da categoria “Não Supervisor” recebem menos 17,73% do que os trabalhadores da categoria omitida “Supervisor”, indicando assim que os cargos de supervisão/direção influenciam consideravelmente os salários. Quanto ao nível de escolaridade, verifica-se que a categoria “ensino pós-secundário não superior” não tem significância estatística, e que os trabalhadores das categorias “ensino secundário baixo”, “ensino secundário alto” e “primeiro e segundo nível de ensino superior” recebem mais que os trabalhadores da categoria omitida “ensino básico”, sendo que à medida que se progride na hierarquia da educação maior é o impacto sobre os salários, tal como nas estimativas baseadas nos QP.

Em relação à atividade económica, podemos verificar que os trabalhadores das categorias “F-Construção”, “I-Transportes, armazenagem e comunicação”, “J-Mediação Financeira”, “L-Administração pública, defesa, e segurança social obrigatória”, “M-Educação” e “N-Saúde e serviço social” recebem mais que os trabalhadores da categoria omitida “Indústrias extrativas”, “Fabricação” e “Fornecimento de eletricidade, gás e água” (C+D+E), sendo que as restantes categorias recebem menos. Em relação às profissões, podemos verificar que os trabalhadores da categoria “Profissionais” recebem mais que os trabalhadores da categoria de referência (“Gestores/Directores”), e as restantes categorias (“Trabalhadores de apoio

administrativo”, “Trabalhadores de Serviços e Vendas”, “Trabalhadores qualificados em agricultura, silvicultura e pesca”, “Trabalhadores artesanais e comércios relacionados”, “Operadores e montadores de instalações e máquinas” e “Profissões elementares”) recebem menos do que os trabalhadores com cargos de topo. Por fim, quanto às “horas trabalhadas por semana no emprego principal” verifica-se que esta variável tem um impacto positivo sobre os salários, apesar de não ser muito grande (1,642%).

Em relação à “Regressão para Mulheres” e “Regressão para Homens”, importa realçar que as mulheres com “contrato de trabalho a termo” têm uma maior penalização salarial (-17,59%) que os homens com o mesmo tipo de contrato de trabalho (-14,49%), em termos absolutos, tal como se verificou para a base de dados Trabalhador-Estabelecimento 2000-2017. Os homens com a posição “Não Supervisor” possuem uma maior penalização (-22,83%) que as mulheres com a mesma posição (-12,12%), em termos absolutos. Portanto, os homens que não ocupam cargos de supervisão/direcção são mais afetados que as mulheres com mesmos cargos. As categorias da variável que representa o nível de escolaridade apresentam um maior impacto sobre o salário das mulheres do que os homens e as categorias da variável que representa o estado civil apresentam um maior impacto sobre o salário dos homens do que as mulheres.

Em relação aos outros países (Tabelas A.6 a A.16, Anexo A), podemos verificar que na “Regressão para Homens e Mulheres” as variáveis que representam o estado civil, a posição de gerência, o tipo de contrato, o nível de escolaridade, os postos de trabalho e as horas trabalhadas por semana, no geral, apresentam o mesmo comportamento que a “Regressão para Homens e Mulheres” para Portugal.

Em 2007 as mulheres recebiam menos 21,01% do que os homens na Áustria, Gráfico 4, na Bulgária recebiam menos 21,07%, na Suíça menos 14,59%, na Grécia menos 20,73%, na Espanha menos 20,09%, na Hungria menos 16,86%, na Irlanda menos 13,51%, na Islândia menos 24,29%, na Itália menos 17,29%, na Polónia menos 17,01% e no Reino Unido menos 16,06%. Portanto, estes valores são diferentes do Gráfico 3, onde o rácio salarial (não ajustado ou sem variáveis explicativas) foi calculado apenas através do quociente entre salário médio das mulheres e dos homens, ou seja, a introdução de variáveis de controlo afetou significativamente o valor da diferença salarial entre géneros, principalmente para os países mais desenvolvidos. Com a introdução de variáveis de controlo, verifica-se que a Irlanda, o Reino Unido e a Suíça

que anteriormente apresentavam os maiores valores para a diferença salarial (não ajustada) entre géneros no Gráfico 3, agora apresentam os menores valores para a diferença salarial entre géneros, indicando assim que as variáveis de controlo introduzidas explicam uma grande parte de diferença salarial entre géneros nestes países.

Tabela 14: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2007

Variáveis	Homens e Mulheres			Mulheres			Homens		
	N° de Observações: 3 500			N° de Observações: 1 689			N° de Observações: 1 811		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,2429	0,0153	0,0000						
Estado Civil:									
Casado	0,1789	0,0156	0,0000	0,1362	0,0229	0,0000	0,2293	0,0214	0,0000
Separado	0,2026	0,0579	0,0000	0,1757	0,0701	0,0120	0,2226	0,1004	0,0270
Viúvo	0,1855	0,0492	0,0000	0,2049	0,0553	0,0000	-0,0144	0,1134	0,8990
Divorciado	0,2644	0,0355	0,0000	0,2412	0,0434	0,0000	0,2712	0,0623	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0201	0,0566	0,7230	0,0652	0,0714	0,3610	-0,0194	0,0907	0,8310
OTH	0,1522	0,0716	0,0340	0,1797	0,0930	0,0530	0,1564	0,1108	0,1580
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1722	0,0170	0,0000	-0,1759	0,0237	0,0000	-0,1449	0,0239	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1773	0,0184	0,0000	-0,1212	0,0275	0,0000	-0,2283	0,0247	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	0,1055	0,0180	0,0000	0,1230	0,0273	0,0000	0,0851	0,0237	0,0000
ensino_secund_alto	0,1881	0,0218	0,0000	0,1994	0,0313	0,0000	0,1627	0,0301	0,0000
ensi_pós_secund_não_sup	0,0163	0,0885	0,8540	-0,0473	0,1156	0,6820	0,0801	0,1345	0,5510
pri_seg_nível_ensi_sup	0,4931	0,0317	0,0000	0,4859	0,0430	0,0000	0,4508	0,0503	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	0,0266	0,0238	0,2650	-0,0167	0,0960	0,8620	-0,0192	0,0262	0,4630
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,0305	0,0239	0,2010	0,0106	0,0418	0,7990	-0,0952	0,0299	0,0010
Hotéis_restaurantes	-0,0261	0,0346	0,4510	-0,0003	0,0492	0,9960	-0,1002	0,0529	0,0590
Trans_armaze_comuni	0,1841	0,0361	0,0000	0,1934	0,0711	0,0070	0,1825	0,0422	0,0000
Mediação_financeira	0,4362	0,0490	0,0000	0,4015	0,0745	0,0000	0,4780	0,0651	0,0000

Tabela 14: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2007, cont.

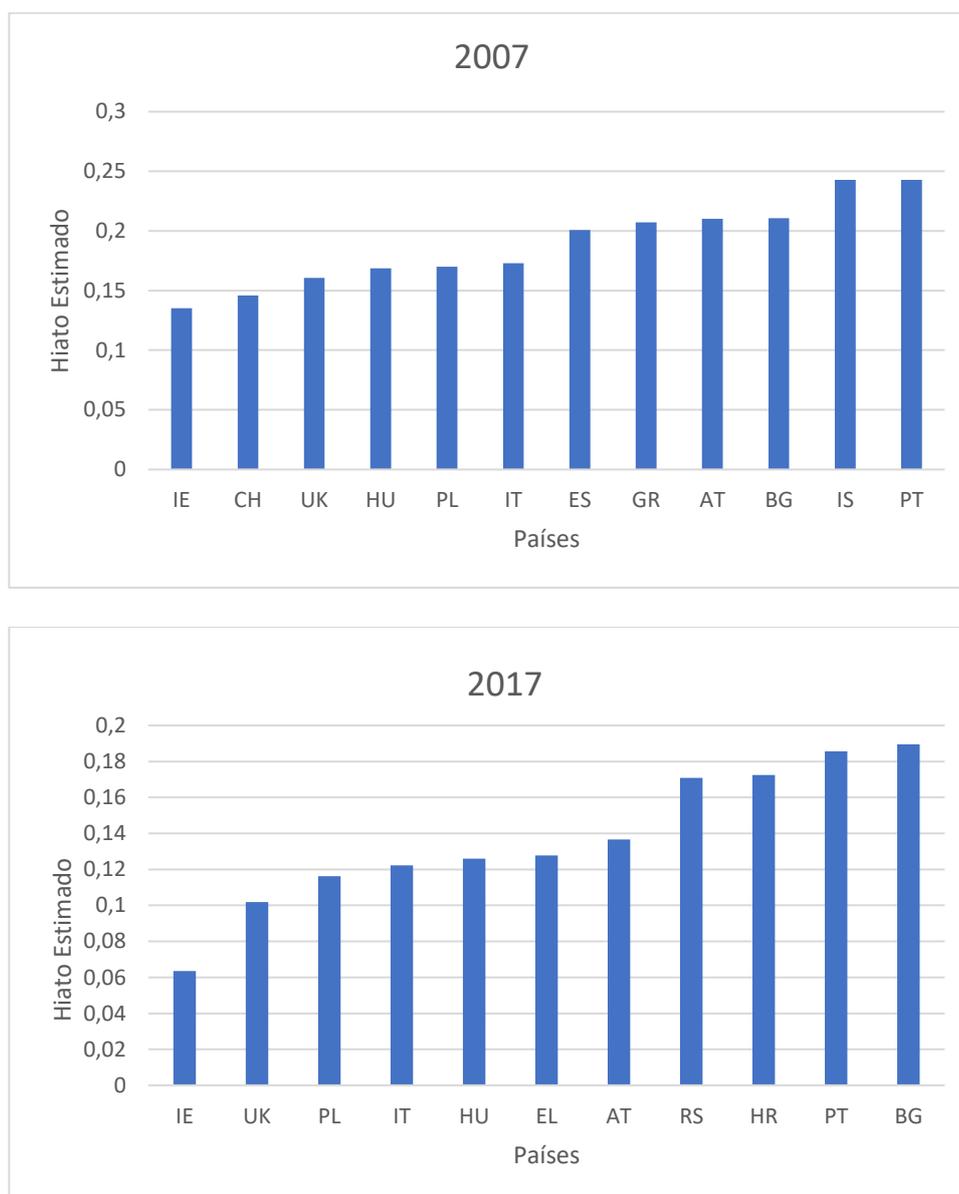
Variáveis	Homens e Mulheres N° de Observações: 3 500			Mulheres N° de Observações: 1 689			Homens N° de Observações: 1 811		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,0496	0,0337	0,1410	-0,0939	0,0508	0,0650	-0,0450	0,0470	0,3380
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,1709	0,0266	0,0000	0,1557	0,0461	0,0010	0,1267	0,0334	0,0000
Educação	0,2498	0,0301	0,0000	0,2683	0,0430	0,0000	0,1026	0,0562	0,0680
Saúde_serviço_social	0,1028	0,0295	0,0010	0,1199	0,0417	0,0040	0,0353	0,0624	0,5720
O+P+Q	-0,0782	0,0338	0,0210	-0,1073	0,0460	0,0200	0,0265	0,0634	0,6760
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1740	0,0452	0,0000	0,0473	0,0705	0,5020	0,2032	0,0636	0,0010
Téc_Profis_Associados	-0,0038	0,0426	0,9280	-0,1661	0,0695	0,0170	0,0563	0,0552	0,3080
Trab_apoio_administrativo	-0,2426	0,0434	0,0000	-0,4271	0,0694	0,0000	-0,2054	0,0577	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3601	0,0430	0,0000	-0,6167	0,0698	0,0000	-0,1907	0,0559	0,0010
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,4239	0,0949	0,0000	-0,5300	0,2238	0,0180	-0,3649	0,1058	0,0010
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3749	0,0436	0,0000	-0,6880	0,0780	0,0000	-0,2531	0,0535	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3110	0,0457	0,0000	-0,5420	0,0851	0,0000	-0,2251	0,0556	0,0000
Profissões_elementares	-0,4843	0,0443	0,0000	-0,6857	0,0721	0,0000	-0,3525	0,0572	0,0000
horas_trabalhadas_semana	0,0164	0,0009	0,0000	0,0197	0,0013	0,0000	0,0115	0,0014	0,0000
_cons	6,1769	0,0834	0,0000	5,9454	0,1154	0,0000	6,3677	0,1247	0,0000

Regressões para o ano 2017: EU-SILC

Na Tabela 15 podemos ver as regressões salariais estimadas para Portugal para o ano 2017. Considerando a regressão para homens e mulheres, verifica-se que as mulheres ganhavam em média menos 18,56% que os homens em Portugal (este valor está muito próximo da diferença salarial não ajustada dos QP para o ano 2017 apresentado no Gráfico 1 que rondava os 18%). Portanto, em 2017 o hiato salarial estimado é menor que em 2007 (24,29%). No geral, podemos verificar que, as variáveis que representam o estado civil, a posição de gerência, o tipo de contrato de trabalho, o nível de escolaridade, os postos de trabalho e as horas trabalhadas, apresentam um comportamento semelhante ao que se verificou no ano 2007, não havendo, portanto, grandes variações. Contudo, a atividade económica oscila mais, quando comparado com o ano 2007, e as variáveis que representam a nacionalidade não têm significância estatística. Por outro lado, o nível de ensino apresenta um maior impacto sobre o salário dos homens do que as mulheres (em 2007 verificava-se o contrário), quer na regressão para mulheres quer na regressão para homens (em separados).

Em relação aos outros países (Tabelas A.17 a A.26, Anexo A), podemos verificar também que a diferença salarial entre homens e mulheres, em 2017, é menor do que em 2007, visto que os coeficientes associados à variável “Mulher” são sempre inferiores aos valores do ano 2007, para todos os países. Na Áustria, em 2017, as mulheres recebiam menos 13,66% do que os homens, na Bulgária recebiam menos 18,95%, na Grécia menos 12,77%, na Hungria menos 12,603%, na Irlanda menos 6,36%, na Itália menos 12,22%, na Polónia menos 11,622% e no Reino Unido menos 10,19%. Na Croácia as mulheres recebiam menos 17,25% do que os homens em 2017 e na Sérvia recebiam menos 17,08%. Estes valores também são diferentes do Gráfico 3 (para os países mais desenvolvidos). Portanto, a introdução das variáveis de controlo para os países que apresentavam maiores diferenças salariais no Gráfico 3, nomeadamente, Áustria, Irlanda, Reino Unido e Itália, também fez diminuir os valores da diferença salarial entre géneros para estes países (assim como ocorreu em 2007).

Gráfico 4: Hiato salarial estimado em 2007 e 2017, EU-SILC



Nota: AT (Áustria), BG (Bulgária), CH (Suíça), ES (Espanha), GR/EL (Grécia), HU (Hungria), IE (Irlanda), IS (Islândia), IT (Itália), PL (Polónia), PT (Portugal), UK (Reino Unido), HR (Croácia) e RS (Sérvia); os restantes países da base dados EU-SILC que não aparecem nos gráficos não tinham informações para a variável PY200G nos anos 2007 e 2017; Espanha, Suíça e Islândia não tinham informações para a variável PY200G no ano 2017.

Tabela 15: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2017

Variáveis	Homens e Mulheres			Mulheres			Homens		
	N° de Observações 9 580			N° de Observações: 5 057			N° de Observações: 4 523		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1856	0,0086	0,0000						
Estado Civil:									
Casado	0,1360	0,0094	0,0000	0,0946	0,0115	0,0000	0,1752	0,0149	0,0000
Viúvo	0,2041	0,0283	0,0000	0,1616	0,0280	0,0000	0,2764	0,0791	0,0000
Divorciado	0,1720	0,0146	0,0000	0,1439	0,0169	0,0000	0,1952	0,0254	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0215	0,0250	0,3900	-0,0189	0,0292	0,5190	0,0651	0,0420	0,1210
OTH	0,0437	0,0286	0,1270	-0,0043	0,0338	0,8980	0,0949	0,0478	0,0470
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1693	0,0102	0,0000	-0,1600	0,0127	0,0000	-0,1682	0,0161	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1186	0,0094	0,0000	-0,0894	0,0117	0,0000	-0,1474	0,0147	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	0,1131	0,0420	0,0070	0,0472	0,0584	0,4200	0,1768	0,0597	0,0030
ensino_secund_baixo	0,2107	0,0423	0,0000	0,1240	0,0588	0,0350	0,2859	0,0603	0,0000
ensino_secund_alto	0,3076	0,0429	0,0000	0,1795	0,0593	0,0020	0,4112	0,0616	0,0000
ens_ger_sem_dist_ace_dir_ens_sup	0,2046	0,0456	0,0000	0,1282	0,0622	0,0390	0,2531	0,0664	0,0000
ens_voc_sem_dist_aces_dir_ens_sup	0,2245	0,0454	0,0000	0,1625	0,0627	0,0100	0,2643	0,0652	0,0000
ens_pós_sec_não_sup_não_especif	0,2830	0,0650	0,0000	0,1498	0,0825	0,0700	0,3869	0,1022	0,0000
ens_pós_sec_não_sup_ens_voca	0,2225	0,0650	0,0010	0,1943	0,0873	0,0260	0,2447	0,0950	0,0100
Ciclo_curto_terciário	0,4767	0,0443	0,0000	0,3297	0,0607	0,0000	0,6060	0,0645	0,0000

Tabela 15: Regressões para Portugal, EU-SILC, 2017, cont.

Variáveis	Homens e Mulheres			Mulheres			Homens		
	N° de Observações 9 580			N° de Observações: 5 057			N° de Observações: 4 523		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Atividade Economica:									
Construção	-0,0071	0,0195	0,7140	-0,0738	0,0630	0,2410	-0,0287	0,0231	0,2130
Com_gro_ret_rep_vei_auto_mot	-0,0889	0,0147	0,0000	0,0041	0,0222	0,8520	-0,1489	0,0207	0,0000
Transporte_armazenagem	0,1603	0,0205	0,0000	0,1766	0,0401	0,0000	0,1435	0,0261	0,0000
Ativi_alojament_restau	-0,1121	0,0176	0,0000	-0,0202	0,0235	0,3910	-0,2117	0,0288	0,0000
Informação_comunicação	-0,0241	0,0305	0,4310	-0,0177	0,0499	0,7240	-0,0083	0,0402	0,8360
Ativ_financ_seguros	0,2412	0,0294	0,0000	0,2304	0,0379	0,0000	0,2857	0,0458	0,0000
L+M+N	-0,1462	0,0181	0,0000	-0,1035	0,0246	0,0000	-0,1725	0,0285	0,0000
Admi_def_púb_segu_soc_obri	0,1673	0,0154	0,0000	0,2580	0,0242	0,0000	0,0766	0,0213	0,0000
Educação	0,0493	0,0169	0,0040	0,1339	0,0221	0,0000	-0,0391	0,0330	0,2360
Saú_hum_ativ_traba_social	-0,0463	0,0161	0,0040	0,0217	0,0213	0,3070	-0,0630	0,0328	0,0550
R+S+T+U	-0,1501	0,0210	0,0000	-0,0760	0,0266	0,0040	-0,2045	0,0365	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1704	0,0231	0,0000	0,2816	0,0324	0,0000	0,0599	0,0341	0,0790
Téc_Profis_Associados	-0,1858	0,0231	0,0000	-0,1120	0,0334	0,0010	-0,2284	0,0326	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3250	0,0247	0,0000	-0,2259	0,0340	0,0000	-0,4166	0,0377	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3853	0,0233	0,0000	-0,3975	0,0334	0,0000	-0,3220	0,0334	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,4838	0,0469	0,0000	-0,4107	0,1195	0,0010	-0,4880	0,0575	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3795	0,0254	0,0000	-0,3609	0,0422	0,0000	-0,3917	0,0345	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,4038	0,0266	0,0000	-0,3771	0,0418	0,0000	-0,4020	0,0366	0,0000
Profissões_elementares	-0,4755	0,0252	0,0000	-0,4524	0,0350	0,0000	-0,4669	0,0380	0,0000
hrs_trab_semana	0,0143	0,0005	0,0000	0,0182	0,0007	0,0000	0,0097	0,0008	0,0000
_cons	6,4345	0,0605	0,0000	6,1329	0,0805	0,0000	6,5496	0,0909	0,0000

5. Conclusão

Com este primeiro capítulo concluímos que os homens auferem um salário maior que as mulheres durante todo o período analisado (1991-2017), o que se refletiu num hiato salarial persistente entre géneros em Portugal. Durante os 27 anos em análise, verificou-se que homens tiveram sempre uma maior representação que as mulheres na força de trabalho, apesar de nas últimas décadas as mulheres terem conquistado uma quota considerável do mercado do trabalho.

Em 2017, existia uma maior percentagem de mulheres nas categorias de topo da escolaridade, indicando assim que as mulheres progrediram consideravelmente quanto ao nível de ensino entre 1991 e 2017, verificando-se também um aumento da representação feminina em todos os níveis de qualificação. Por outro lado, manteve-se a predominância das mulheres no trabalho a tempo parcial.

Os dados europeus (EU-SILC) indicam-nos que os salários mais altos (acima de 2000 euros) se encontram na Islândia, Suíça, Reino Unido, Irlanda e Áustria, e que os salários mais baixos se situam na Polónia, Hungria, Bulgária e Sérvia. De 2007 para 2017, Portugal apresentou melhorias a nível salarial, passando do grupo de países com salários mais baixos em 2007 (abaixo de 1000 euros) para o grupo de países com salário médio entre 1000 e 2000 euros, em 2017.

A maior aproximação salarial entre homens e mulheres verificou-se no grupo de países com salários mais baixos, onde o salário das mulheres se aproxima mais do salário dos homens. Em contrapartida a maior disparidade salarial verificou-se no grupo de países com salários mais altos.

A análise da disparidade salarial com recurso a regressões salariais com variáveis de controlo mostra que o hiato salarial reduziu-se significativamente nos países que anteriormente apresentavam maiores diferenças salariais (considerando o hiato salarial não ajustado), designadamente no caso da Irlanda, Reino Unido, Áustria e Suíça, sugerindo assim, que, nestes países, as variáveis explicativas introduzidas nas regressões salariais explicam uma parte significativa da diferença salarial observada entre géneros.

Capítulo II - Relação entre o Hiato Salarial e a Feminização dos Postos de Trabalho

1. Introdução

A desigualdade salarial é um problema persistente nas profissões mais desqualificadas e porventura com maior relevância nas profissões mais qualificadas. Não obstante a sua relevância na realidade portuguesa, são ainda poucos numerosos os estudos dedicados à feminização dos postos de trabalho, em especial na sua relação com o hiato salarial. A questão é introduzida em Cardoso e Winter-Ebmer (2007), com o inconveniente, porém, de o período em análise se encontrar algo datado. O principal objetivo deste capítulo consiste precisamente na análise da relação entre a feminização dos postos de trabalho e os salários, bem como da relação entre a feminização dos postos de trabalho e a diferença salarial entre géneros. Para este efeito iremos implementar uma metodologia que nos permite controlar a concentração/percentagem das mulheres em cada uma das categorias profissionais/profissões.

Este capítulo visa, portanto, procurar respostas para as seguintes questões: Como é que a feminização dos postos de trabalho afeta os salários? Existirá alguma ligação entre a evolução do hiato salarial entre géneros e a feminização dos postos de trabalho? Porque é que nas profissões onde há uma maior concentração de mulheres, se observam salários mais baixos, quer para as mulheres quer para os homens? A análise empírica baseia-se em dados longitudinais, o que nos permite utilizar os modelos de painel. Como ponto de partida, serão estimados modelos em *cross section*, de modo a avaliar apenas o impacto da feminização dos postos de trabalho sobre os salários, em cada um dos anos. De seguida serão acrescentadas mais variáveis explicativas aos modelos em *cross section*, tendo em vista o estudo do impacto da feminização dos postos de trabalho sobre os salários na presença de outros fatores explicativos. Por fim, será feita uma análise longitudinal com recurso aos modelos de dados em painel.

No âmbito da análise do impacto da feminização dos postos de trabalho sobre o hiato salarial entre géneros, merece destaque o estudo de Addison, Ozturk e Wang (2017), quer pela sua representatividade, quer pelo uso de estratégias de estimação de natureza longitudinal, e que serviu de inspiração para o desenvolvimento do nosso modelo de feminização dos postos de trabalho. Os autores analisaram em especial se as diferenças nas

competências e preferências individuais não observadas estão correlacionadas com o gênero, tentando compreender o motivo pelo qual as profissões dominadas pelas mulheres auferem salários mais baixos, quer no caso das mulheres quer no caso dos homens. Na sequência deste estudo, tentaremos, pois, compreender se a concentração das mulheres num subconjunto limitado de postos de trabalho gera ou não perdas salariais para ambos os gêneros.

Este capítulo encontra-se organizado da seguinte forma: na secção 2 apresenta-se a revisão da literatura, na secção 3 são descritos os dados a serem utilizados, na secção 4 a descrição da metodologia desenvolvida e na secção 5 os resultados. Por fim, na secção 6 apresentamos as conclusões.

2. Revisão da literatura

De acordo com a teoria do *capital humano* as profissões dominadas por homens possuem, geralmente, uma maior remuneração do que aquelas dominadas por mulheres, porque os homens, inicialmente, investiram mais em capital humano. Por sua vez, e por causa de fatores históricos, as mulheres escolhem profissões em que suas competências se desvalorizam menos rapidamente durante o período fora do mercado de trabalho. Por outro lado, a teoria da *occupational crowding* defende que as tarefas “masculinas” possuem uma maior remuneração porque as mulheres são excluídas, devido a discriminação, ou porque o desvio para outras profissões, com pouca ou nenhuma discriminação, leva ao consequente aumento da oferta de trabalho (ou aglomeração) e, portanto, a salários mais baixos. Como resultado da sobreocupação das mulheres em certas profissões – o efeito negativo da feminização – pode ocorrer um diferencial muito elevado na remuneração salarial.

No domínio da feminização do mercado de trabalho podemos destacar, em primeiro lugar, o trabalho pioneiro de Macpherson e Hirsch (1995) – MH. Estes autores utilizam dados mensais retirados do *Current Population Survey (CPS)*, para o período entre 1973 e 1993, de modo a analisar os efeitos da feminização postos de trabalho sobre os salários e sobre o hiato salarial entre géneros. MH investigam se os efeitos da concentração das mulheres numa ocupação/categoria profissional, frequentemente relatados na literatura, são reais ou uma mera quimera, refletindo características dos postos de trabalho, diferenças na qualidade do trabalho e aptidões para o trabalho (e outras características não observadas), correlacionadas com a proporção das mulheres numa determinada profissão.

Segundo MH, as profissões dominadas pelas mulheres auferem um menor salário, quer no caso das mulheres quer para os homens, principalmente devido às características relacionadas com as competências dos trabalhadores e ao *quality sorting*. A hipótese de *quality sorting* aponta para uma relação entre o salário e a proporção das mulheres numa ocupação, em que, se as mulheres apresentarem uma sobrerrepresentação em profissões com baixa remuneração, devido a barreiras discriminatórias, então a proporção das mulheres num dado posto de trabalho torna-se um índice de qualidade do trabalho para os homens que aceitam trabalhos com salários mais baixos em profissões predominantemente femininas. No caso das mulheres, contudo, a correlação negativa entre o salário e a feminização representa, em parte, os efeitos das barreiras discriminatórias do passado ou presente. As diferenças na proporção das mulheres num posto de trabalho, com discriminação

ocupacional no passado por parte dos empregadores ou proveniente de preferências sociais e familiares que já não prevalecem mais, provavelmente evoluíram para *quality sorting* sobre a feminização. Com o tempo, as profissões de baixa remuneração, com sobreocupação de mulheres, irão atrair homens com relativamente baixas qualificações, perdendo de caminho mulheres com mais qualificações. Observamos trabalhadores em profissões predominantemente femininas, com produtividade e salário mais baixos. Neste sentido, o equilíbrio no mercado de trabalho com *quality sorting* resulta, em parte, do percurso histórico em que os mercados de trabalho evoluíram.

Os resultados do estudo de MH indicam que os efeitos da feminização decrescem em cerca de um quarto para as mulheres e em mais de metade para os homens, quando se controla as competências relacionadas com os postos de trabalho. A análise longitudinal por sua vez, indica que dois terços ou mais do efeito da feminização é explicado pelas características dos postos de trabalho e pelas diferenças nas competências e preferências não mensuradas. Para o “modelo padrão” (que inclui as variáveis de capital humano, a cobertura sindical, o estado civil, a localização, a indústria, e os postos de trabalho), as estimativas dos efeitos da feminização diminuíram em aproximadamente para a metade com o recurso a equações de variação salarial ou em primeiras diferenças. Para o “modelo expandido” (modelo padrão mais atributos específicos para o sector de atividade e postos de trabalho), os efeitos da feminização foram muito atenuados, indicando que as competências e preferências não mensuradas explicam cerca de dois terços do efeito da feminização para as mulheres e cerca de quatro quintos para os homens. As diferenças na proporção das mulheres numa dada ocupação explicaram apenas 0,02 pontos logarítmicos do hiato salarial entre géneros, sendo que, a diferença salarial entre géneros teve uma variação média de 0,30 pontos logarítmicos durante o período entre 1983 e 1993. Em suma, MH concluem que a proporção das mulheres numa ocupação (ou a feminização) está correlacionada com as diferenças nas características do trabalho, diferenças específicas de produtividade entre os trabalhadores e diferenças entre gostos/preferências ligadas às características do trabalho.

Addison, Ozturk e Wang (2017) – AOW – dão continuidade ao estudo Macpherson e Hirsch (1995), analisando a relação entre a feminização dos postos de trabalho e a remuneração dos trabalhadores, atualizando ao mesmo tempo os dados extraídos do CPS para o período compreendido entre 1996 e 2010. O trabalho de AOW fornece estimativas em *cross-section* e em painel do impacto da feminização dos postos de trabalho sobre os salários, bem como o efeito da feminização dos postos de trabalho sobre o hiato salarial entre géneros.

Segundo AOW, o efeito negativo da feminização sobre os salários diminui quando se controla a heterogeneidade observada e diminui ainda mais quando se controla a heterogeneidade não observada, para as estimativas em *cross-section*. O uso de dados em painel provenientes de *NLSY79*, para o período 1993-2010, considerando determinados grupos etários dos trabalhadores (*aging cohorts*), sugere que as penalizações salariais são maiores para os grupos de trabalhadores mais jovens (*younger cohorts*) nos postos de trabalho dominados pelas mulheres.

AOW, assim como MH, argumentam que a feminização está negativamente relacionada com os salários, podendo a feminização refletir competências não mensuráveis, diferenças não observadas na produtividade, ou diferenças associadas a preferências/gostos/aptidões dos trabalhadores, e com atributos profissionais que podem influenciar os salários e sua evolução. Os resultados do estudo de AOW confirmam os resultados de MH, indicando também que apenas uma pequena parte do salário dos homens e mulheres é explicada pela feminização. Para os modelos em *cross section*, os coeficientes associados à variável feminização, permanecem significativos e negativos para ambos os géneros, embora na presença de controlos para o capital humano e postos de trabalho se reduzam significativamente para as mulheres, sendo que para os homens os efeitos da feminização, considerando a amostra com dados agregados (*pooled*), tornam-se mais negativos na presença destes controlos. As estimativas do modelo de painel para a variável feminização são pequenas para as mulheres, embora sejam estatisticamente significativas, usando a base de dados CPS-MORG. Contudo, no caso dos homens, estas estimativas já não são significativas quando se incluem as características específicas dos postos de trabalho e do sector da atividade económica. Os resultados dos modelos de painel sugerem que quer os homens quer as mulheres tenderão a procurar trabalhos predominantemente femininos, devido a poucas competências não observadas ou porque as diferenças entre gostos/preferências não observadas estão correlacionadas com a feminização e com as características mensuráveis e não mensuráveis do trabalho.

Nas últimas quatro décadas as mulheres fizeram grandes progressos nos postos de trabalho anteriormente dominados por homens. As profissões da área da saúde, direito e recursos humanos são exemplos de postos de trabalho de nível superior nas quais as mulheres aumentaram muito a sua representação no emprego. Por contrapartida, a profissão de padeiro, por exemplo, representa uma ocupação de nível inferior que se feminizou.

O trabalho desenvolvido por Murphy e Oesch (2015) – MO – examina se a feminização dos postos de trabalho é acompanhada por um declínio nos salários, levantando a seguinte questão: será que os trabalhadores sofrem uma penalização salarial caso permaneçam ou mudem para postos de trabalho dominados pelas mulheres? Por outras palavras, será que o número crescente de profissões consideradas mais “femininas”, como médicas, professoras, assistentes sociais, entre outras, perderam terreno na hierarquia de ganhos das profissões? MO procuram responder a estas questões usando dados longitudinais para o período entre 1990 e 2000, e estimando efeitos fixos individuais para homens e mulheres, com base em três países: Grã-Bretanha, Alemanha e Suíça. Segundo MO, quando os trabalhadores transitam de um posto de trabalho inteiramente dominado pelos homens para um posto de trabalho inteiramente dominado pelas mulheres, há uma perda de ganhos individuais na ordem dos 13% na Grã-Bretanha, 7% na Suíça e 3% na Alemanha. Neste estudo, o impacto da feminização dos postos de trabalho sobre os salários não é linear e realça-se os postos de trabalho onde há presença de pelo menos 60% de mulheres. A transição para estes postos de trabalho feminizados implica, pois, uma penalização salarial.

MO indicam ainda que existem três explicações para o facto das profissões lideradas pelas mulheres receberem menos que as profissões lideradas pelos homens. Primeiro, os empregadores pagam salários mais baixos para os postos de trabalho dominados pelas mulheres de forma racional, visto que a produtividade nestes postos de trabalho é menor, na medida em que os trabalhadores acumulam menos capital humano especializado e ajustam o tempo de trabalho para se adequar aos cuidados com os filhos e à vida familiar. Segundo, uma visão muitas vezes designada por "desvalorização cultural" acredita que para além da produtividade, as perceções do estatuto diferencial que homens e mulheres merecem determinam os salários. A ideia subjacente a esta visão é que a “desvalorização cultural” faz com que o trabalho das mulheres seja visto como um trabalho que tem um menor valor que o trabalho dos homens, por razões culturais já enraizadas. Como resultado, os postos de trabalho feminizados recebem salários mais baixos, porque culturalmente se considera que as mulheres merecem salários mais baixos do que os homens. Terceiro, a relação de conflito de poder argumenta que os homens possuem uma melhor organização nos sindicatos e possuem um maior poder de negociação que as mulheres. A sindicalização é vista como um mecanismo pelo qual os sindicatos agem de modo a estabelecer salários mais altos para os titulares de alguns postos de trabalho. O efeito desta estratégia é maior para profissões artesanais e operacionais do que para profissões ligadas a prestações de serviço ou de

escritório (Weeden 2002). A justificação para salários mais baixos nos postos de trabalho dominados pelas mulheres teria, portanto, menos a ver com perceções do diferencial de valor e mais com o facto dos postos de trabalho dominados pelos homens estarem melhor posicionados para receber salários mais altos, pela via, por exemplo, da maior sindicalização.

Groshen (1991) foi a primeira a tentar separar o efeito da segregação associado ao posto de trabalho da segregação associada à empresa e à *job cell*. *Job cell* de um indivíduo é definida pelo conjunto de todos os trabalhadores com a mesma classificação de trabalho e no mesmo estabelecimento. Usando dados em *cross-section* para um grupo de cinco indústrias provenientes de *BLS Industry Wage Surveys*, para o período entre 1974 e 1978, Groshen estima a regressão do logaritmo do salário em função da proporção das mulheres num dado posto de trabalho, da proporção das mulheres num dado estabelecimento e da proporção das mulheres numa *job cell*, juntamente com uma *dummy* individual para as mulheres. Groshen conclui que a maior contribuição para a diferença salarial provém da componente que representa os postos de trabalho, uma vez que os postos de trabalho se encontravam altamente segregados e os salários associados aos postos de trabalho estavam fortemente vinculados à proporção das mulheres.

Blau e Kahn (2017) – BK – recorrem ao método de Blinder-Oaxaca para decompor as diferenças salariais numa componente que representa as diferenças nas características observadas dos trabalhadores e numa outra componente que designam de “hiato não explicado” (Oaxaca 1973; Blinder 1973). Esta última componente é normalmente considerada uma estimativa da extensão da discriminação, isto é, uma remuneração desigual para trabalhadores com o mesmo nível de qualificação observada. Esta parcela não explicada da diferença salarial entre géneros (“hiato não explicado”) pode incluir efeitos de produtividade não mensurados, sendo que algumas das variáveis explicativas, como o sector da atividade económica ou a categoria profissional podem refletir a discriminação. Segundo este estudo, os fatores que representam o capital humano (educação e experiência) contribuíram para 27% da diferença salarial entre géneros em 1980, em comparação com apenas 8% em 2010. Outra alteração notável foi o declínio do “hiato não explicado”, na ordem de 0,341 pontos logarítmicos, em 1980, para 0,197 pontos logarítmicos, em 2010, o que também contribuiu substancialmente para diminuir o hiato entre géneros durante o período analisado.

Por outro lado, BK defendem que o “hiato não explicado” representa uma parcela substancial do hiato salarial entre géneros nos dois anos considerados, registando um valor maior em 2010 (85%) do que em 1980 (71%). Em 1980, o setor da atividade económica e a categoria profissional representavam, no seu conjunto, 0,097 pontos logarítmicos ou 20% da diferença salarial entre homens e mulheres, sendo que a cobertura sindical contribuiu com 0,03 pontos logarítmicos adicionais ou 6% da diferença. Em 2010, a convergência entre as taxas de sindicalização de homens e mulheres havia praticamente eliminado a contribuição deste fator, mas as categorias profissionais e o sector de atividade económica continuaram a contribuir para a uma diferença entre géneros substancial na ordem dos 0,117 pontos logarítmicos. De facto, quer sejam tomadas separadamente ou combinadas, as categorias profissionais e o sector de atividade económica são os maiores fatores mensuráveis responsáveis pela diferença salarial entre géneros na atualidade. Quer em 1980 quer em 2010, BK indicam que o “hiato não explicado” foi consideravelmente menor na “especificação completa” do que na “especificação do capital humano”, destacando-se a importância das categorias profissionais e do sector de atividade económica. No caso da “especificação completa”, um declínio acentuado no “hiato não explicado” (de 0,231 pontos logarítmicos em 1980 para 0,088 pontos logaritmos em 2010) contribuiu para a redução do hiato salarial entre homens e mulheres, tendo esta queda ocorrido sobretudo na década de 80. Contudo, no caso da “especificação do capital humano”, o “hiato não explicado” continuou responsável por uma parcela substancial da diferença salarial entre géneros em 2010 (38%) assim como em 1980 (49%). A importância contínua das categorias profissionais e do sector da atividade económica na contabilização da diferença salarial entre géneros sugerem assim que as pesquisas futuras devem concentrar-se na desigualdade de género, em especial no que toca à distribuição do emprego e suas causas.

Para o caso português, há o trabalho de Cardoso e Winter-Ebmer (2007), onde os autores recorrem a um conjunto de dados longitudinais provenientes dos QP/Relatório Único, abrangendo o período entre 1987 e 2000, de modo a explorar o impacto dos empregadores do sexo feminino e a segregação de género sobre os salários em Portugal. No âmbito da teoria da discriminação, estes autores investigam se o género do gestor afeta as diferenças salariais entre homens e mulheres. Assim, as mulheres parecem auferir salários mais altos nas empresas geridas por mulheres do que nas empresas geridas por homens. Além disso, quando as mulheres lideram as empresas, a diferença salarial entre géneros é reduzida em 1,5%, independentemente da proporção de mulheres na força de trabalho. Ao

mesmo tempo, quanto maior for a proporção de mulheres numa empresa, menores são os salários quer para mulheres quer para homens. Este último resultado está de acordo com o estudo de AOW e MH. Os resultados deste estudo são também compatíveis com a ideia de que a promoção do emprego é um fator importante para o aumento de salários.

Segundo Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) – CGP, as mulheres não só se encontram empregadas em empresas e profissões de baixa qualificação como também se encontram mais concentradas nestas profissões, sendo que a sobrelotação em cargos extremamente representados por mulheres pode levar à conseqüente queda dos salários. Estes autores defendem ainda que os trabalhadores do sexo masculino têm mais vantagens do que as mulheres quanto à contratação e manutenção de empregos nas empresas com salários elevados, sendo que uma das causas para as mulheres serem penalizadas no tocante à distribuição nas empresas pode ser devido ao facto de serem menos eficazes na procura de emprego.

CGP realçam que a heterogeneidade nos cargos exercidos (*job title*) também desempenha um papel importante na variação dos salários, dado que o cargo a desempenhar resume os requisitos de qualificação e a posição hierárquica ocupada pelo trabalhador. A segregação dos cargos é assim uma versão mais precisa, refinada e desagregada da segregação profissional. Dado que a definição do cargo a desempenhar resulta da negociação entre sindicatos e associações de empresas, ela também reflete o poder de negociação dos trabalhadores. Portanto, os trabalhadores do sexo feminino podem sofrer uma penalização salarial significativa associada ao processo de classificação dos diferentes cargos. Neste sentido, as barreiras no acesso a cargos com elevada remuneração, provenientes dos termos de contratação dos empregadores e de exigências do trabalho, são indicadas por CGP como sendo um dos mecanismos para a disparidade salarial, sendo que as decisões de promoção do emprego contra as mulheres também podem estar em jogo. Por outro lado, o acesso a alguns cargos com salários elevados, que são controlados por sindicatos, é frequentemente dominado por homens, por exemplo, os estivadores. Neste contexto, CGP indicam que a distribuição dos cargos é responsável por cerca de um quinto da diferença salarial entre géneros.

Ainda para o caso português, o estudo de Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) – CGPR– também aborda o facto de as mulheres estarem empregadas desproporcionalmente em empresas com políticas salariais menos generosas, sublinhando

que se os trabalhadores fossem aleatoriamente atribuídos às empresas, o hiato salarial seria reduzido em cerca de um quinto. Por outro lado, estes autores defendem que a afetação dos trabalhadores às categorias profissionais, seja através de políticas de promoção ou por meio de atribuições iniciais, é significativamente influenciada pelo género, contribuindo para aumentar o hiato salarial em 4,3 pontos percentuais. Conjuntamente, a distribuição dos trabalhadores pelas empresas e categorias profissionais, com diferentes políticas salariais, foram responsáveis por cerca de dois quintos (40 por cento) do hiato salarial, indicando assim que a afetação dos trabalhadores a empresas e categorias profissionais é decisivamente influenciada pelo género. As características não observadas dos indivíduos foram responsáveis pelos restantes 60 por cento. Segundo CGPR, estas características não observadas do trabalhador podem ser equiparadas a competências não observadas ou, simplesmente, a alguma forma de discriminação de género, sendo que as empresas mais segregadas tendem a apresentar maiores desigualdades salariais entre homens e mulheres, e, ao mesmo tempo, as categorias profissionais levam a salários mais baixos, mas não a hiatos salariais mais elevados. Uma possível explicação para este resultado é a sobreocupação feminina de algumas profissões, como indicado por Groshen (1991). Contudo, CGPR indicam que a afetação das mulheres às empresas e categorias profissionais não melhorou ao longo das últimas duas décadas. Pelo contrário, deteriorou-se um pouco, uma vez que em 2013 as mulheres estavam menos presentes em empresas e categorias profissionais com políticas de remuneração mais generosas. Em compensação, o papel da parcela não observada das qualificações das mulheres, favoreceu uma diminuição no hiato salarial. Este resultado poderá ser interpretado como o efeito de uma diminuição da discriminação sexual.

CGPR indicam, por fim, que durante o período analisado (1991-2013) o hiato salarial ajustado para as características observadas dos trabalhadores manteve-se relativamente constante, em torno de 25 por cento. O exercício da decomposição do hiato salarial a nível das empresas revelou que a magnitude do hiato salarial é muito influenciada pela taxa de feminização que se observa na empresa, o que parece sugerir que as mulheres detêm um menor poder negocial do que os homens. Em contrapartida, o nível de segregação com base no género, a nível das categorias profissionais, esteve associado a salários mais baixos, mas não parece ter um impacto significativo sobre o hiato salarial observado em cada categoria profissional.

3. Dados

Os dados utilizados neste capítulo são comuns aos do Capítulo I, embora utilizemos apenas a base de dados Trabalhadores-Empresas, onde acrescentamos as variáveis que estão descritas na Tabela 16. Neste capítulo introduzimos a variável feminização, que é a nossa variável-chave, e incluímos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão) e controlos para o sector de atividade (proporção de trabalhadores em grandes empresas ou em empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção de trabalhadores cobertos pelos instrumentos de regulamentação coletiva do trabalho, ambos calculados a nível do sector de atividade).

Tabela 16: Características individuais, Trabalhadores

Variáveis geradas	Descrição	Estatísticas Descritivas			
Classificação Portuguesa das Profissões a um dígito (prof_1d)	Representa a Classificação Portuguesa das Profissões a um dígito, de acordo com a Classificação Portuguesa das Profissões do ano 2010 (CPP 2010); disponível em 1991-2017; os períodos 1991-1994 e 1995-2009, foram harmonizados para a classificação do período 2010-2017.	Desv -			
Classificação Portuguesa das Profissões a quatro dígito (prof_4d)	Representa a Classificação Portuguesa das Profissões a 4 dígitos de acordo com a CPP 2010; disponível em 1991-2017;	Média	pad	Min	Max
profissões_1dígito_2	Criada a partir da variável prof_1d; é constituída por 9 categorias:1-representantes do poder legislativo e de órgãos executivos, dirigentes, diretores e gestores executivos; 2-dirigentes, diretores e gestores executivos; 3-técnicos e profissões de nível intermédio; 4-pessoal administrativo;5-trabalhadores dos serviços pessoais, de proteção e segurança e vendedores; 6-agricultores e trabalhadores qualificados da agricultura, da pesca e da floresta; 7-trabalhadores qualificados da indústria, construção e artífices; 8-operadores de instalações e máquinas e trabalhadores da montagem; 9-trabalhadores não qualificados; disponível em 1991-2017.	5,4299	2,4896	1	9

Tabela 16: Características individuais, Trabalhadores, cont.

FEM (Feminização)	Representa a percentagem das mulheres em cada uma das categorias profissionais; criada com base na variável que representa as profissões a um dígito (profissões_1digito_2) disponível em 1991-2017.	0,431	0,164	0,159	0,696
Média da antiguidade em cada profissão (media_antiguidade_por_profissoes)	Representa a média da antiguidade dos trabalhadores em cada profissão (de acordo com a variável profissões_1digito_2); disponível em 1991-2017.	9,185	1,496	5,051	14,982
Proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão (media_profi_tempo_parcial)	Representa a proporção dos trabalhadores a tempo parcial em cada profissão; construída a partir da variável regime de duração do trabalho (reg_dur) e profissões_1digito_2; disponível em 2010-2017.	0,061	0,051	0,007	0,163
Proporção de trabalhadores nas grandes empresas (prop_trab_empr_1000)	Representa a proporção dos trabalhadores nas grandes indústrias, isto é, a proporção dos trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores; foi calculada a nível do sector de atividade e com base na variável n° de pessoas ao serviço da empresa (pemp_alt); disponível em 1991-2017.	0,847	0,179	0	0,997
Proporção de trabalhadores cobertos por IRCT (prop_trab_irct_cobertos)	Representa a proporção de trabalhadores cobertos por IRCT, isto é, os trabalhadores cobertos por CCT, ACT, AE e PRT; foi calculada a nível do sector de atividade; disponível em 1991-2017.	0,442	0,233	0,002	1

4. Metodologia

Nesta secção iremos descrever a metodologia implementada, passando pela apresentação do modelo de feminização dos postos de trabalho, inspirado no modelo de Addison, Ozturk e Wang (2017), o índice de segregação de Duncan e Duncan (1955) e a decomposição de Blinder-Oaxaca (1973).

4.1. Implementação do modelo de Addison, Ozturk e Wang (2017)

A abordagem de Addison, Ozturk e Wang (2017) é de grande utilidade para determinar a relação entre a feminização dos postos de trabalho e os salários, e também a relação entre a feminização dos postos de trabalho e o hiato salarial entre géneros. Neste caso, a variável chave, a Feminização (FEM), representa a percentagem das mulheres numa determinada categoria profissional (segundo a Classificação Portuguesa das Profissões do ano 2010 – CPP 2010 – a um dígito, variável profissões_1digito_2, constituída por 9 categorias; Tabela 16).

Procede-se, primeiramente, a uma estimação em cross-section, por ano, e também por sexo, das regressões salariais dando especial atenção à variável feminização, seguindo-se a introdução de outras variáveis explicativas. A análise em *cross section* será concluída com um exercício de decomposição do hiato salarial entre géneros, numa especificação mais ampla e por ano, de modo a avaliar o impacto da feminização sobre o hiato salarial explicado e não explicado, e a determinar a porção da diferença salarial que é explicada pela variável feminização.

As decomposições salarias seguirão de perto o modelo de Blinder-Oaxaca (1973), e são executadas usando o comando *oaxaca* no Stata com a opção *pooled*, isto é, uma decomposição dupla usando os coeficientes do modelo agrupado para ambos os grupos (género neste caso) como coeficientes de referência.

Segue-se a análise longitudinal, com recurso ao horizonte temporal completo (1991-2017), onde iremos estimar os modelos de painel (Modelo Pooled/OLS, Modelo em Primeiras Diferenças e Modelo com Efeitos Fixos). A regressão salarial em primeiras diferenças, será utilizada como complemento à regressão de mínimos quadrados ordinários (OLS), de modo a avaliar até que ponto a relação entre a feminização dos postos de trabalho e salários é robusta à presença de heterogeneidade individual não observada, potencialmente correlacionada com os fatores observados. A natureza de painel/longitudinal da base de dados, por sua vez, permite a análise da correlação entre heterogeneidade individual não observada e as características observadas dos indivíduos e dos postos de trabalho.

Quando se estima equações salariais é muito provável que os fatores não observados, como as competências ou aptidões dos trabalhadores, estejam correlacionados com a composição do género e com outros fatores observados que afetam os salários. Por este motivo, a especificação mais adequada para o nosso modelo é o modelo de efeitos fixos que permite controlar estas correlações. Foram feitos testes para decidir entre o modelo *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios, sendo que os testes indicaram que o modelo mais adequado é o modelo de efeitos fixos. Dado o grande número de períodos, a base de dados permite-nos atingir a identificação através de uma fonte mais rica de variação dentro do grupo (*within-group*).

Os modelos em *cross section*, seguem a seguinte formulação:

$$\begin{aligned} \log(\text{salario_total_real})_{if} &= \beta_0 + \theta_f FEM_{if} + \alpha X_{if} + \gamma Z_{if} + \varepsilon_{if}, \\ \log(\text{salario_total_real})_{im} &= \beta_0 + \theta_m FEM_{im} + \alpha X_{im} + \gamma Z_{im} + \varepsilon_{im}, \\ \varepsilon_i &\sim (0, \sigma_\varepsilon^2), \end{aligned} \tag{2.1}$$

onde f , m , e i indicam, respetivamente, o género feminino, o género masculino e o indivíduo. A variável $\log(\text{salario_total_real})$ representa o logaritmo do salário total mensal em termos reais, β_0 representa o termo constante, FEM representa a Feminização segundo a CPP 2010 a um dígito (variável `profissões_1digito_2`). θ_f e θ_m são os coeficientes associados à variável feminização para a regressão das mulheres e homens, respetivamente, X representa o vetor das variáveis explicativas que caracterizam os trabalhadores e Z representa o vector das variáveis explicativas que caracterizam as empresas; α representa o vetor dos coeficientes associados às variáveis explicativas que caracterizam os trabalhadores e γ representa o vetor dos coeficientes associados às variáveis explicativas que caracterizam as empresas; ε_{it} representa o termo de erro que se assume “white noise” ($\varepsilon_i \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$).

O nosso modelo em painel, inspirado em Addison, Ozturk e Wang (2017), definido para um horizonte temporal amplo (1991-2017) e com uma base de dados rica em termos das características dos trabalhadores e empresas, é dado por:

$$\begin{aligned} \log(W_{ift}) &= \theta_f FEM_{ift} + X'_{ift} \delta_f + Z'_{if} B_f + v_{ift}, \\ \log(W_{imt}) &= \theta_m FEM_{ift} + X'_{imt} \delta_m + Z'_{im} B_m + v_{imt}, \\ v_{it} &= u_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \tag{2.2}$$

onde f e m indicam o género feminino e masculino, respetivamente, i e t os indivíduos e o tempo, respetivamente; $\log(W)$ representa o logaritmo do salário total mensal, em termos reais; FEM representa a percentagem das mulheres em cada uma das categorias profissionais, segundo a CPP 2010 a um dígito; X' as características observáveis que variam ao longo do tempo (variáveis que caraterizam o emprego e o posto de trabalho), e Z' o vetor das características observáveis das empresas e dos indivíduos que não variam ao longo do tempo; θ , δ , B são os coeficientes a estimar. O termo de erro, v_{it} , é constituído por u_i , que representa os efeitos específicos individuais não observados, constantes ao longo do tempo, e ε_{it} o termo de erro estocástico.

Serão construídos dois modelos: o Modelo 1, onde a variável feminização é considerada uma variável contínua; e o Modelo 2, onde a variável feminização é uma variável categórica, codificada em quatro categorias para cada quartil que representam a intensidade feminina nos postos de trabalho, nomeadamente, FEM < 25%, FEM entre 25 e 49%, FEM entre 50 e 60%, e FEM > 60%, sendo que o grupo de referência (ou categoria omitida) é FEM < 25%. Esta análise tem em vista verificar se a relação entre FEM e os salários é não-linear.

4.2. Índice de segregação de Duncan e Duncan (1955)

Para segregação ocupacional recorreremos ao índice de segregação das ocupações de Duncan e Duncan (1955), calculado através da fórmula $\frac{1}{2} \sum_j^N |m_j - f_j|$, onde m e f são as proporções (em percentagens) da força de trabalho masculina e feminina no posto de trabalho j , e N representa o número total de postos de trabalho. O índice de segregação de Duncan e Duncan (1955) fornece uma medida sintética, indicando a percentagem de mulheres (ou homens) que teriam de mudar de emprego de modo a que a distribuição das ocupações entre as mulheres e os homens ficasse igual. Se o índice assumir o valor 0, não há segregação; e 100 indica segregação completa.

4.3. Decomposição de Blinder-Oaxaca (1973)

O modelo tradicional de Blinder-Oaxaca (1973) – BO – decompõe o hiato salarial entre géneros em três parcelas: a que representa as diferenças nas características individuais (efeito das características); a que representa uma componente não explicada ou diferenças nos coeficientes das equações salariais (efeito dos coeficientes); e uma terceira que representa as diferenças nos resíduos (efeito dos resíduos). O efeito dos coeficientes (ou a componente não explicada) é muitas vezes considerado uma medida de discriminação, que se define como uma remuneração desigual para trabalhadores com as mesmas características observadas. Esta parcela pode incluir diferenças na produtividade que não são mensuradas. Algumas variáveis explicativas, como o sector de atividade ou as categorias profissionais, podem assim ser afetadas pela discriminação.

A decomposição de BO é utilizada, para estimar regressões salariais para indivíduos do sexo masculino (m) e feminino (f), usando os Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), para o indivíduo i no ano t (suprimimos i e t para simplificar a notação):

$$Y_m = X_m B_m + u_m \quad (2.3)$$

$$Y_f = X_f B_f + u_f,$$

onde, Y é o logaritmo dos salários, X é um vetor de variáveis explicativas, B é o vetor de coeficientes e u é um termo de erro; b_m e b_f são as estimativas OLS de B_m e B_f , respetivamente. Os valores médios são denotados com uma barra sobre a variável. Visto que, o modelo OLS com um termo constante produz resíduos com uma média igual zero ($\bar{u} = 0$ ou $E(u_{it}|X_{it}) = 0$), vem:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_m - \bar{Y}_f &= b_m \bar{X}_m - b_f \bar{X}_f + \bar{u}_m - \bar{u}_f \\ &= b_m \bar{X}_m - b_f \bar{X}_f + \bar{u}_m - \bar{u}_f + b_m \bar{X}_f - b_m \bar{X}_f \\ &= b_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_f (b_m - b_f) + (\bar{u}_m - \bar{u}_f) \\ &= b_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_f (b_m - b_f). \end{aligned} \quad (2.4)$$

O primeiro termo do lado direito traduz o impacto no hiato salarial das diferenças nas características observadas entre géneros, avaliada pelos coeficientes masculinos. O segundo termo é o efeito dos coeficientes ou a componente não explicada. O efeito dos resíduos desaparece porque a média dos resíduos é igual a zero, isto é, $\bar{u}_m - \bar{u}_f = 0$. Na decomposição de BO o efeito dos coeficientes representa a discriminação, permitindo captar as diferenças na distribuição das competências não observadas.

5. Resultados

A seguir, iremos apresentar os resultados, analisando o comportamento do género para cada categoria profissional, bem como os resultados das estimações em *cross section* e em painel, para o período compreendido entre 1991 e 2017.

5.1. Profissões masculinas e profissões femininas

Considerou-se o período mais antigo e mais recente da base de dados (1991 e 2017, respetivamente), bem como o comportamento do género nas profissões do topo e nas profissões ditas “Masculinas” e Femininas”.

A Tabela 17 representa a Classificação Portuguesa das Profissões a um dígito, segundo a Classificação Portuguesa das Profissões do ano 2010 (CPP 2010). A classificação para o ano 1991, Classificação Nacional da Profissões do ano 1985 (CNP85), foi adaptada à

CPP 2010. Podemos verificar que, em 1991, as categorias profissionais dominadas pelas mulheres eram: “5-Trabalhadores dos serviços pessoais, de proteção e segurança e vendedores” (51,03 %); e “7-Trabalhadores qualificados da indústria, construção e artífices” (55,33 %). Contudo, a diferença em relação aos homens era pequena. As restantes categorias eram todas dominadas pelos homens, sendo que a maior representação para os homens se encontrava nas categorias “8- Operadores de instalações e máquinas e trabalhadores da montagem” (83,48 %) e “1- Representantes do poder legislativo e de órgãos executivos, dirigentes, diretores e gestores executivos” (80,79%).

Em 2017, houve uma melhoria da representação das mulheres na categoria “2- Especialistas das atividades intelectuais e científicas” (54,24%), confirmando que, atualmente, as mulheres possuem um nível equiparado aos homens nas áreas intelectuais e científicas. Podemos também verificar que existia uma maior percentagem das mulheres nas categorias “4- Pessoal administrativo” (60,33%) e “5-Trabalhadores dos serviços pessoais, de proteção e segurança e vendedores” (64,53%), onde nós podemos encontrar as profissões mais “femininas” (ver Tabela 19).

Em 2017 havia uma maior percentagem dos homens nas categorias “6- Agricultores e trabalhadores qualificados da agricultura, da pesca e da floresta” (77,12%), “7- Trabalhadores qualificados da indústria, construção e artífices” (80,00%) e “8- Operadores de instalações e máquinas e trabalhadores da montagem” (68,31%), onde nós podemos encontrar as profissões ditas “mais masculinas” (ver Tabela 19). Havia também uma maior representação dos homens na categoria “3-Técnicos e profissões de nível intermédio” (58,47 %). Contudo, no que toca às categorias de topo, “1- Representantes do poder legislativo e de órgãos executivos, dirigentes, diretores e gestores executivos”, os homens continuaram com uma maior representação que as mulheres (80,79% em 1991, e 68,48 % em 2017), ainda que esta representação tenha diminuído de 1991 para 2017, o que comprova que de facto ainda existe uma menor representação das mulheres nas profissões de topo da hierarquia profissional (19,21% em 1991; e 31,52% em 2017).

Esta representação feminina confirma, naturalmente, os resultados apresentados por Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), em que mulheres não só se encontram empregadas em empresas e profissões de baixa qualificação como também se encontram mais concentradas nestas profissões, sendo que esta sobreocupação pode levar à queda dos salários nestas profissões.

Tabela 17: Profissões a um dígito por género, para os anos 1991 e 2017

ANO	1991			2017		
	Sexo		Total	Sexo		Total
	Homem	Mulher		Homem	Mulher	
1- Representantes do poder legislativo e de órgãos executivos, dirigentes, diretores e gestores executivos	24 293	5 776	30 069	164 829	75 877	240 706
	80,79	19,21	100,00	68,48	31,52	100,00
2- Especialistas das atividades intelectuais e científicas	39 797	26 301	66 098	140 915	167 045	307 960
	60,21	39,79	100,00	45,76	54,24	100,00
3-Técnicos e profissões de nível intermédio	N/D		N/D	163 884	116 404	280 288
				58,47	41,53	100,00
4- Pessoal administrativo	165 898	139 067	304 970	148 353	225 609	373 962
	54,40	45,60	100,00	39,67	60,33	100,00
5-Trabalhadores dos serviços pessoais, de proteção e segurança e vendedores	139 594	145 467	285 060	220 181	400 550	620 731
	48,97	51,03	100,00	35,47	64,53	100,00
6- Agricultores e trabalhadores qualificados da agricultura, da pesca e da floresta	23 460	11 547	35 007	27 721	8 224	35 945
	67,02	32,98	100,00	77,12	22,88	100,00
7- Trabalhadores qualificados da indústria, construção e artesãos	135 753	168 182	303 940	331 923	82 971	414 894
	44,67	55,33	100,00	80,00	20,00	100,00
8- Operadores de instalações e máquinas e trabalhadores da montagem	199 296	39 431	238 730	212 270	98 487	310 757
	83,48	16,52	100,00	68,31	31,69	100,00
9-Trabalhadores não qualificados	278 006	52 598	330 600	167 292	217 704	384 996
	84,09	15,91	100,00	43,45	56,55	100,00
Total	1 006 097	588369	1 594 466	1 577 368	1 392 871	2 970 239
	63,10	36,90	100,00	53,11	46,89	100,00

Nota: Classificação segundo a CPP 2010 a um dígito; a classificação para o ano 1991, CNP85, foi adaptada à CPP 2010; N/D – não disponível.

A Tabela 18 apresenta um extrato da CPP 2010 a 4 dígitos (variável prof_4d) para o ano 2017. Nesta tabela podemos ver algumas das subclasses da primeira categoria, que por sua vez, representa os cargos de topo ou de direção. Verifica-se que em relação aos cargos de topo ou de direção, as mulheres apresentavam em 2017 uma maior representação na categoria “1212- Diretor de recursos humanos” (67,95%). As restantes subcategorias apresentadas foram todas dominadas pelos homens. Convém realçar que esta tabela é apenas um extrato da classificação portuguesa das profissões a 4 dígitos para o ano 2017, contemplando um subtotal de 2 973 246 observações (1 578 836 para homens e 1 394 410 para mulheres), e que há ainda mais subclasses que não foram apresentadas na Tabela 18.

Esta pequena representação das mulheres nos cargos de topo ou nos cargos onde há uma maior remuneração confirma os resultados dos estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde se realça a

heterogeneidade dos cargos exercidos, que também desempenha um papel importante na variação dos salários, sendo que as mulheres sofrem uma penalização salarial significativa associada ao processo de classificação dos diferentes cargos, estando menos presentes em empresas e categorias profissionais com políticas de remuneração mais favoráveis.

Tabela 18: Profissões do Topo por género, para o ano 2017, categoria 1

Classificação Portuguesa de Profissões (CPP 2010 - 4 dígitos)	Sexo		Total
	Homem	Mulher	
1114- Dirigente de organizações de interesse especial	182	93	275
	66,18	33,82	100
1120-Director geral e gestor executivo, de empresas	30 358	11 526	41 884
	72,48	27,52	100
1211- Diretor financeiro	4 572	3,102	7 674
	59,58	40,42	100
1212- Diretor de recursos humanos	647	1 372	2 019
	32,05	67,95	100
1213-Directores de estratégia e planeamento	2 312	1 186	3 498
	66,09	33,91	100
1219- Outros diretores de serviços de negócios e de administração	10 679	5 788	16 467
	64,85	35,15	100
1221- Diretores de vendas e marketing	10 093	4 463	14 556
	69,34	30,66	100
1222- Diretores de publicidade e de relações públicas	638	580	1 218
	52,38	47,62	100
1223- Diretores de investigação e desenvolvimento	1 765	752	2 517
	70,12	29,88	100

Nota: Classificação segundo a CPP 2010 a 4 dígitos (variável prof_4d); esta tabela é apenas um extrato da CPP 2010 a 4 dígitos para o ano 2017, há ainda mais subclasses que não foram apresentadas nesta tabela.

Na Tabela 19 apresenta-se um extrato da CPP 2010 a 4 dígitos, onde podemos ver algumas das subclasses associadas à segunda, terceira, quinta e oitava categoria da variável prof_4d. Nesta desagregação, podemos encontrar algumas das profissões consideradas mais “femininas” e mais “masculinas” em Portugal, para o ano 2017. Na área da saúde havia uma maior percentagem de mulheres a representarem as subcategorias “2211- Médicos generalistas” (53,35 %) e “2212- Médicos especializados” (58,58 %). Por outro lado, podemos constatar que as subcategorias apresentadas para a classe dos enfermeiros foram sempre largamente dominadas por mulheres (mais de 80% eram mulheres): “2221- Enfermeiros e enfermeiros especialistas (exceto em saúde materna e obstetrícia)” (82,34%) e “2222- Enfermeiro especialista em saúde materna e obstétrica” (95,27%). Existia também

uma maior representação das mulheres para a subcategoria “2230- Especialista em medicina tradicional e alternativa” (57,39 %).

Para a terceira categoria podemos verificar que havia uma maior percentagem de mulheres do que homens nas profissões ligadas ao secretariado (mais de 80% eram mulheres): “3342-Secretário da área jurídica” (80,56%), “3343-Secretário administrativo e executivo” (84,99%) e “3344- Secretário da área da medicina” (89,13%). Pelo contrário, havia uma maior percentagem de homens na categoria “3341- Supervisor de pessoal administrativo” (59,29 %).

Em relação à quinta categoria, podemos verificar que havia uma maior representação das mulheres nas profissões: “5120-Cozinheiro” (65,92%), “5131- Empregado de mesa” (55,21 %) e “5132- Empregado de bar” (57,60 %). Verifica-se também uma representação esmagadora (superior a 85%) das mulheres nas profissões: “5141- Cabeleireiro e barbeiro” (87,63 %), “5142- Esteticistas e trabalhadores similares” (98,09%), “5151- Encarregado de limpeza e de trabalhos domésticos em escritórios, hotéis e outros estabelecimentos” (85,85%), “5152- Governante doméstico” (93,07%), “5311- Auxiliar de cuidados de crianças” (96,53%), e “5312- Auxiliar de professor” (90,15%). Contudo, existia uma maior representação dos homens para a profissão “5153- Porteiro de edifícios” (62,42%), assim como seria de esperar.

A oitava categoria representa as profissões consideradas mais “masculinas” (mais de 87% são homens nestas profissões) como “8111- Mineiros e trabalhadores das pedreiras” (99,02%), “8112- Operadores de instalações de processamento de minérios e rochas” (94,88%), “8113- Perfurador de poços, sondador e similares” (99,64%), e “8114- Operadores de máquinas para trabalhar cimento, pedra e outros minerais” (87,93%).

Verifica-se, pois, que existe uma feminização dos postos de trabalho em Portugal, isto é, uma aglomeração das mulheres em determinadas categorias profissionais, principalmente naquelas que são consideradas mais “femininas”.

Tabela 19- Algumas Profissões “Masculinas” e “Femininas”, ano 2017, categorias 2 a 8

Classificação Portuguesa de Profissões (CPP 2010 -4 dígitos)	Sexo		Total
	Homem	Mulher	
2211- Médicos generalistas	718	821	1 539
	46,65	53,35	100
2212- Médicos especializados	3 288	4 650	7 938
	41,42	58,58	100
2221- Enfermeiros e enfermeiros especialistas (exceto em saúde materna e obstétrica)	4 680	21 826	26 506
	17,66	82,34	100
2222- Enfermeiro especialista em saúde materna e obstétrica	8	161	169
	4,73	95,27	100
2230- Especialista em medicina tradicional e alternativa	121	163	284
	42,61	57,39	100
3341- Supervisor de pessoal administrativo	18 015	12 367	30 382
	59,29	40,71	100
3342-Secretário da área jurídica	196	812	1 008
	19,44	80,56	100
3343-Secretário administrativo e executivo	2 680	15 176	17 856
	15,01	84,99	100
3344- Secretário da área da medicina	59	484	543
	10,87	89,13	100
5120- Cozinheiro	14 363	27 781	42 144
	34,08	65,92	100
5131- Empregado de mesa	31 286	38 566	69 852
	44,79	55,21	100
5132- Empregado de bar	6 953	9 445	16 398
	42,40	57,60	100
5141- Cabeleireiro e barbeiro	1 280	9 070	10 350
	12,37	87,63	100
5142- Esteticistas e trabalhadores similares	100	5 127	5 227
	1,91	98,09	100
5151- Encarregado de limpeza e de trabalhos domésticos em escritórios, hotéis e outros estabelecimentos	1 135	6 886	8 021
	14,15	85,85	100
5152- Governante doméstico	23	309	332
	6,93	93,07	100
5153- Porteiro de edifícios	882	531	1 413
	62,42	37,58	100
5311- Auxiliar de cuidados de crianças	925	25 708	26 633
	3,47	96,53	100
5312- Auxiliar de professor	167	1 528	1 695
	9,85	90,15	100
8111- Mineiros e trabalhadores das pedreiras	2 533	25	2 558
	99,02	0,98	100
8112- Operadores de instalações de processamento de minérios e rochas	611	33	644
	94,88	5,12	100
8113- Perfurador de poços, sondador e similares	276	1	277
	99,64	0,36	100
8114- Operadores de máquinas para trabalhar cimento, pedra e outros minerais	2 899	398	3 297
	87,93	12,07	100

Nota: Classificação segundo a CPP 2010 a 4 dígitos (variável prof_4d); esta tabela é apenas um extrato da CPP 2010 a 4 dígitos para o ano 2017, há ainda mais subclasses que não foram apresentadas nesta tabela.

5.2. Análise em cross section

Nesta secção iremos apresentar os resultados da análise em *cross section*, passando pela evolução do salário médio, rácio salarial e o impacto da feminização sobre os salários em cada ano. Iremos também ampliar o nosso modelo de modo a analisar o impacto da feminização sobre os salários na presença de variáveis de controlo. A feminização dos postos de trabalho será analisada como uma variável contínua e também como uma variável discreta, e será feita uma análise da sensibilidade da feminização por especificação das variáveis de controlo e por grupos de trabalhadores. A análise em *cross section* será concluída com um exercício de decomposição do hiato salarial entre géneros por especificação e por ano.

5.2.1. Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género

Nesta secção iremos apresentar a evolução do salário médio, rácio salarial e a feminização tendo em conta o género e para cada ano. A Tabela 20 apresenta os resultados desta análise, onde podemos ver para cada ano e para cada género, a dimensão da amostra, o salário médio, a média da taxa de feminização, o rácio salarial, o índice de segregação de Duncan e Duncan (1955) e os coeficientes associados à feminização para mulheres e homens (θ_f e θ_m , respectivamente). Em todos os anos houve sempre uma maior representação dos homens.

Durante o período 1991-2017, o salário médio das mulheres foi sempre inferior ao salário médio dos homens, apesar de algumas melhorias. O rácio salarial (não ajustado ou sem variáveis de controlo), medido pelo quociente entre o salário médio das mulheres e dos homens, em cada ano, também indica que as mulheres receberam sempre menos que os homens, não obstante também alguma melhoria verificada ao longo do período em análise. Em 1991 o rácio salarial (não ajustado) era 0,7172, o que significa que as mulheres ganhavam aproximadamente 72% do salário dos homens. De 1991 para 2013 o rácio salarial (não ajustado) aumentou cerca de 8 pontos percentuais, sendo que as mulheres em 2013 ganhavam aproximadamente 80% do salário dos homens, aproximando-se do resultado de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde o hiato salarial (ajustado) entre homens e mulheres reduziu-se em 12 pontos percentuais de 1991 para 2013. Em 2017 as mulheres atingiam cerca de 82% do salário dos homens.

Podemos verificar ainda que a média da taxa de feminização para as mulheres (valores entre 43% e 53%) foi sempre maior que a média da taxa de feminização para os homens (valores entre 33% e 42%). A segregação profissional de Duncan variou entre os 25% e os 34%, durante o período 1991-2017, indicando assim que cerca de 25% a 34% das mulheres teriam que mudar de profissão de modo que a distribuição das profissões entre as mulheres e os homens fosse igual. Este indicador é muito menor do que no caso de Addison, Ozturk e Wang (2017), onde rondava os 50%.

Os coeficientes θ_f e θ_m representam a proporção das mulheres em em cada uma das categorias profissionais, ou a taxa de feminização para as mulheres e homens, respectivamente, provenientes da regressão do logaritmo do salário total real das mulhres e dos homens (em regressões separadas) em função apenas da feminização (sem outras variáveis de controlo). Verifica-se que o coeficiente de feminização da regressão para as mulheres, θ_f , é sempre negativo e significativo, indicando uma relação negativa forte entre a feminização e o salário das mulheres, tal como em Addison, Ozturk e Wang (2017), ou seja, uma diminuição dos salários das mulheres à medida que se aumenta a concentração das mulheres nas profissões. Por outro lado, verifica-se que o coeficiente de feminização para os homens, θ_m , é positivo e significativo, com valores entre 0,32 e 0,44 para o período 1991-1994. Durante o período 1995-2003, θ_m apresenta valores negativos e significativos, variando entre 0,08 e 0,60. Em 2004 θ_m não tem significância estatística e para o período 2005-2017, θ_m apresenta valores positivos e significativos, variando entre 0,024 e 0,132, indicando, portanto, uma relação positiva fraca entre a feminização e o salário dos homens, tal como em Addison, Ozturk e Wang (2017). A relação entre a feminização e o salário dos homens oscila mais ao longo do tempo, mas convém realçar que estamos a estimar a regressão salarial dos homens apenas em função da feminização, sem nenhuma outra variável de controlo e com o recurso ao método OLS, portanto, o modelo estimado pode não ser o mais adequado para captar a relação entre a feminização e o salário dos homens. No geral, há, pois, uma relação positiva entre a feminização e o salário dos homens, isto é, um aumento dos salários dos homens à medida que aumenta a concentração das mulheres nas profissões, apesar desta relação decrescer no tempo.

Tendo em conta os resultados da Tabela 20, podemos concluir que a relação entre a feminização e os salários pode estar a captar as diferenças no mercado pré-laboral e nos investimentos de trabalho em capital humano, podendo, igualmente, refletir a vinculação dos trabalhadores ao mercado de trabalho e as características específicas dos postos de trabalhos.

Tabela 20: Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género e por ano

Ano	Mulher			Homem			Rácio Salarial	Índice de Segregação de Duncan	θ_f	θ_m
	N	Salário Total Real Médio	FEM	N	Salário Total Real Médio	FEM				
1991	737 577	600,9542	0,4436	1 258 500	837,9327	0,3254	0,7172	0,3360	-0,1891**	0,3182**
1992	778 284	628,8801	0,4546	1 282 283	878,2357	0,3342	0,7161	0,3384	-0,1639**	0,3680**
1993	771 587	653,2659	0,4595	1 264 285	899,7249	0,3385	0,7261	0,3377	-0,1733**	0,3466**
1994	798 287	688,3785	0,4678	1 233 812	929,1340	0,3558	0,7409	0,3228	-0,1456**	0,4409**
1995	826 433	682,549	0,4346	1 255 438	932,9678	0,3662	0,7316	0,2463	-0,2134**	-0,6014**
1996	830 667	702,8073	0,4383	1 253 275	957,4761	0,3668	0,7340	0,2473	-0,2437**	-0,6046**
1997	887 355	707,3423	0,4509	1 295 826	966,4313	0,3707	0,7319	0,2611	-0,2743**	-0,5292**
1998	925 593	722,7482	0,4593	1 327 588	991,1348	0,3724	0,7292	0,2728	-0,2493**	-0,4532**
1999	988 461	733,4641	0,4685	1 385 353	1001,9320	0,3753	0,7320	0,2818	-0,2314**	-0,4013**
2000	1 033 015	759,6455	0,4748	1 433 208	1030,1860	0,3735	0,7374	0,2973	-0,1831**	-0,2839**
2002	1 089 587	795,8674	0,4816	1 530 856	1036,5500	0,3682	0,7678	0,3127	-0,1514**	-0,0929**
2003	1 118 283	792,6155	0,4868	1 532 846	1040,3390	0,3754	0,7619	0,3136	-0,1405**	-0,0853**
2004	1 146 471	799,4122	0,4878	1 564 040	1039,1310	0,3756	0,7693	0,3121	-0,0691**	0,0003
2005	1 262 701	806,1624	0,4957	1 682 721	1038,8160	0,3785	0,7760	0,3153	-0,0607**	0,0451**
2006	1 293 128	810,449	0,5023	1 692 305	1038,9310	0,3803	0,7801	0,3195	-0,0757**	0,0773**
2007	1 346 437	819,0203	0,5071	1 737 104	1046,4090	0,3821	0,7827	0,3212	-0,0629**	0,1095**
2008	1 390 588	838,0163	0,5125	1 760 921	1061,3130	0,3851	0,7896	0,3229	-0,0810**	0,1299**
2009	1 343 242	873,9605	0,5163	1 680 614	1100,5870	0,3866	0,7941	0,3267	-0,1287**	0,1319**
2010	1 267 728	902,3533	0,5163	1 562 469	1129,9790	0,3925	0,7986	0,3321	-0,2279**	0,1124**
2011	1 264 273	881,1132	0,5190	1 522 405	1102,5020	0,3995	0,7992	0,3257	-0,2111**	0,1011**
2012	1 210 057	867,3922	0,5251	1 400 026	1091,7360	0,4104	0,7945	0,3189	-0,2569**	0,0511**
2013	1 212 918	864,7625	0,5266	1 386 123	1084,7100	0,4143	0,7972	0,3137	-0,2758**	0,0295**
2014	1 251 809	869,2433	0,5253	1 425 130	1080,0390	0,4172	0,8048	0,3071	-0,2697**	0,0244**
2015	1 296 788	870,6107	0,5288	1 456 097	1082,0390	0,4197	0,8046	0,3069	-0,2383**	0,0415**
2016	1 343 006	880,2288	0,5268	1 508 770	1083,5220	0,4212	0,8124	0,3003	-0,1995**	0,0626**
2017	1 394 410	892,8336	0,5243	1 578 836	1087,2130	0,4201	0,8212	0,2967	-0,1985**	0,0807**

Notas: N representa o número de observações em cada ano; FEM representa a média da Feminização (proporção das mulheres em cada uma das profissões/categorias profissionais segundo a CPP 2010 a um dígito) em cada ano; Índice de Segregação de Duncan foi calculado usando o comando do STATA "duncan2" (duncan2 profissoes_1dígito_2 Genero); θ_f e θ_m representam o coeficiente da regressão do logaritmo do salário total real sobre a Feminização, sem nenhum outro controlo, para a regressão das mulheres e homens, respectivamente; o rácio salarial é dado pela seguinte fórmula: $Racio_Salarial_t = \frac{media(salario_total_real_Mulher)}{media(salario_total_real_Homem)}$; o salário total real é dado pela sua média em cada ano, para homens e mulheres; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente.

5.2.2 Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido

Nesta secção, iremos acrescentar variáveis de controlo aos modelos estimados na Tabela 20, nomeadamente, controlos para o capital humano, localização geográfica, características do sector de atividade, características dos postos de trabalho e regulamentação coletiva do trabalho, de modo a analisar como é que estas variáveis contribuem para a relação entre a feminização e os salários. Iremos construir dois modelos: o Modelo Padrão, onde introduzimos os controlos convencionais disponíveis na maioria das bases de dados; e o Modelo Expandido, onde iremos ampliar o Modelo Padrão, adicionando controlos para o sector de atividade e categorias profissionais. Pretende-se captar o grau em que as diferenças salariais compensam as *(dis)amenities* do trabalho, além de indicar possíveis barreiras à entrada que afetam as escolhas das profissões das mulheres. Por exemplo, há mais trabalhos a tempo parcial em postos de trabalho predominantemente femininos onde as mulheres estão sobre-representadas, o que sugere uma menor acumulação especializada de capital humano. Os investimentos em capital humano especializado (empresa, sector ou empregos específicos) estão geralmente associados a prémios salariais positivos.

No Modelo Padrão, a regressão do logaritmo do salário total real é estimada em função da feminização, idade, idade ao quadrado, antiguidade, antiguidade ao quadrado, educação, qualificação, regulamentação do trabalho, tipo de contrato de trabalho, nacionalidade, localização, atividade económica, volume de negócios, capital social e escalão da dimensão da empresa. O Modelo Expandido é constituído pelo Modelo Padrão, acrescido de controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão e a proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial) e controlos para o sector de atividade (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e a proporção dos trabalhadores cobertos pela regulamentação do trabalho, IRCT, ambos construídos a nível do sector de atividade). As categorias omitidas foram as mesmas que no Capítulo I.

Dado que a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho só estão disponíveis para o período 2000-2017, e a proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial só está disponível para o período 2010-2017, foram estimadas regressões para o período 2000-2017, de modo a incluir controlos para a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho, e regressões para o período 2010-2017, de modo a incluir a variável proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial.

A Tabela 21 permite comparar os resultados do Modelo Sem Controlos da Tabela 20 com o Modelo Padrão e Modelo Expandido para homens e mulheres, no horizonte temporal 1991-2017. Verifica-se que o Modelo Padrão para Mulheres apresenta valores negativos e significativos (exceto para o ano 2005 onde é positivo e significativo), indicando novamente uma relação negativa forte entre a feminização e o salário das mulheres neste período, mas decrescente ao longo do tempo. O Modelo Expandido para Mulheres, para o período 1991-1994, continua a apresentar valores negativos e significativos para θ_f , e maiores que o Modelo Padrão. Contudo, para o período 1995-1999, o Modelo Expandido para mulheres apresenta coeficientes positivos e significativos, sendo que no período 2000-2017, θ_f volta a ser negativo e significativo.

Por sua vez, o Modelo Padrão para os homens apresenta valores para θ_m sempre negativos e significativos, durante o período 1991-2017 (diferente do Modelo Sem Controlos onde θ_m apresentava uma tendência positiva e significativa), indicando uma relação negativa forte (valores entre 0,05 e 0,18) entre a feminização e o salário dos homens na presença de variáveis de controlo, tal como em Addison, Ozturk e Wang (2017). Portanto, as variáveis de controlo introduzidas permitiram que fosse captada uma relação negativa entre a feminização e o salário dos homens, o que não acontecia no modelo sem controlos. O Modelo Expandido para os homens também apresenta valores para θ_m sempre negativos e significativos (exceto para o ano 1994 onde é positivo e significativo e o ano 2008 onde não tem significância estatística), e quase sempre maiores que o Modelo Padrão.

De acordo com as estimativas para o Modelo Padrão, o salário médio é menos 0,71% [(0,524 – 0,420) *(-0,068)] para mulheres, e menos 1,9% [(0,524 – 0,420) *(-0,183)] para os homens, em trabalhos tipicamente femininos comparados com trabalhos tipicamente masculinos, para o ano 2017. De modo diferente, num mercado não segregado com uma presença de 0,47 das mulheres em todas as profissões, que por sua vez é o valor médio da feminização proveniente da combinação das amostras dos homens e mulheres em 2017, isto é, [(0,524 + 0,420) /2], iria aumentar o salário das mulheres em 0,37% [(0,470 – 0,524) *(-0,068)], em média, e diminuir o salário dos homens em 0,91% [(0,47 – 0,420) *(-0,183)]. De modo correspondente para o Modelo Expandido, iria aumentar o salário das mulheres em 0,88% [(0,47 – 0,524) *(-0,163)] e diminuir o salário dos homens em 1,23% [(0,47 – 0,420) *(-0,247)], o que corresponde a uma variação maior, quando comparado com o Modelo Padrão. Em todo o caso, não chega a 1% de diferença salarial. Digamos que a feminização não explica nada de muito dramático. Contudo, nem todo o efeito da

feminização pode ser explicado por diferenças a nível dos atributos dos postos de trabalho e do sector de atividade, que são as variáveis acrescentadas no Modelo Expandido e onde se verificou uma variação maior.

Para o período 2000-2017, podemos verificar através da Tabela B.1 (Anexo B), onde introduzimos a nacionalidade e tipo de contrato de trabalho no Modelo Padrão e no Modelo Expandido, que as regressões para as mulheres e para os homens apresentam um comportamento semelhante ao período 1991-2017. Contudo para o período 2010-2017, onde introduzimos a nacionalidade e tipo de contrato de trabalho no Modelo Padrão e no Modelo Expandido, e a proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial no Modelo Expandido, podemos verificar através da Tabela B.2 (Anexo B) que o Modelo Padrão para as mulheres apresenta um comportamento semelhante ao período 1991-2017, mas o Modelo Expandido para as mulheres apresenta agora valores positivos e significativos (exceto o ano 2017 onde é negativo e significativo) para θ_f , o que pode ser explicado pela elevada correlação entre a feminização e a proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial (controlo introduzido no Modelo Expandido), um vez que estas duas variáveis foram criadas com base na CPP 2010 a um dígito (profissoes_1digito_2). Para os homens, o Modelo Padrão e o Modelo Expandido apresentam coeficientes negativos e significativos tal como no período 1991-2017, mas o Modelo Expandido agora apresenta coeficientes muito mais negativos (variam entre -0,24 e -0,499) em relação ao Modelo Expandido do período 1991-2017. O resultado do Modelo Expandido para os homens também pode estar a ser afectado pela elevada correlação entre a feminização e a proporção dos trabalhadores em profissões a tempo parcial.

Tabela 21: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 1991-2017

ANO	Mulheres (θ_f)				Homens (θ_m)			
	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido
1991	737 577	-0,1891** [0,0040]	-0,2589** [0,0035]	-0,3016** [0,0129]	1 258 500	0,3182** [0,0029]	-0,0651** [0,0028]	-0,1426** [0,0063]
1992	778 284	-0,1639** [0,0041]	-0,2663** [0,0036]	-0,3074** [0,0115]	1 282 283	0,3680** [0,0029]	-0,0703** [0,0029]	-0,1764** [0,0067]
1993	771 587	-0,1733** [0,0042]	-0,2739** [0,0038]	-0,2807** [0,0136]	1 264 285	0,3466** [0,0030]	-0,0509** [0,0030]	-0,0916** [0,0073]
1994	798 287	-0,1456** [0,0044]	-0,3105** [0,0039]	-0,40005** [0,0132]	1 233 812	0,4409** [0,0031]	-0,0489** [0,0031]	0,0372** [0,0076]
1995	826 433	-0,2134** [0,0047]	-0,0526** [0,0078]	0,1470** [0,0153]	1 255 438	-0,6014** [0,0043]	-0,1233** [0,0040]	-0,0756** [0,0076]
1996	830 667	-0,2437** [0,0047]	0,0207** [0,0077]	0,0820** [0,0143]	1 253 275	-0,6046** [0,0042]	-0,1426** [0,0039]	-0,1109** [0,0070]
1997	887 355	-0,2743** [0,0040]	-0,1038** [0,0070]	0,0241** [0,0135]	1 295 826	-0,5292** [0,0037]	-0,1663** [0,0036]	-0,2392** [0,0070]
1998	925 593	-0,2493** [0,0038]	-0,0189** [0,0065]	0,1301** [0,0123]	1 327 588	-0,4532** [0,0035]	-0,1279** [0,0034]	-0,1441** [0,0066]
1999	988 461	-0,2314** [0,0034]	-0,0079 [0,0059]	0,0711** [0,0116]	1 385 353	-0,40129** [0,0032]	-0,1236** [0,0032]	-0,2127** [0,0065]
2000	1 033 015	-0,1831** [0,0032]	-0,0125* [0,0064]	-0,0445** [0,0116]	1 433 208	-0,2839** [0,00312]	-0,1197** [0,0031]	-0,1645** [0,0069]
2002	1 089 587	-0,1514** [0,0029]	-0,0946** [0,0062]	-0,1432** [0,0098]	1 530 856	-0,0929** [0,0028]	-0,1181** [0,0029]	-0,0606** [0,0065]
2003	1 118 283	-0,1405** [0,0029]	-0,1006** [0,0056]	-0,0618** [0,0116]	1 532 846	-0,0853** [0,0028]	-0,1189** [0,0029]	-0,1221** [0,0077]
2004	1 146 471	-0,0691** [0,0028]	-0,1059** [0,0057]	-0,0295** [0,0113]	1 564 040	0,0003 [0,0027]	-0,1158** [0,0028]	-0,1429** [0,0075]

Tabela 21: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 1991-2017, cont.

Ano	Mulheres (θ_f)				Homens (θ_m)			
	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido
2005	1 262 701	-0,0607** [0,0027]	-0,1407** [0,0057]	0,0392** [0,0112]	1 682 721	0,0451** [0,0025]	-0,1214** [0,0027]	-0,1211** [0,0075]
2006	1 293 128	-0,0757** [0,0026]	-0,1378** [0,0058]	-0,2401** [0,0113]	1 692 305	0,0773** [0,0025]	-0,1241** [0,0026]	-0,1626** [0,0079]
2007	1 346 437	-0,0629** [0,0025]	-0,0706** [0,0057]	-0,0898** [0,0109]	1 737 104	0,1095** [0,0024]	-0,1223** [0,0026]	-0,1271** [0,0079]
2008	1 390 588	-0,0810** [0,0025]	-0,0622** [0,0055]	-0,0358** [0,0105]	1 760 921	0,1299** [0,0023]	-0,1096** [0,0025]	-0,0088 [0,0078]
2009	1 343 242	-0,1287** [0,0026]	-0,0769** [0,0053]	-0,0327** [0,0099]	1 680 614	0,1319** [0,0023]	-0,1177** [0,0025]	-0,0371** [0,0081]
2010	1 267 728	-0,2279** [0,0030]	-0,0290** [0,0029]	-0,0962** [0,0098]	1 562 469	0,1124** [0,0023]	-0,1514** [0,0024]	-0,1505** [0,0077]
2011	1 264 273	-0,2112** [0,0031]	-0,0367** [0,0029]	-0,0742** [0,0097]	1 522 405	0,1011** [0,0024]	-0,1563** [0,0024]	-0,0394** [0,0078]
2012	1 210 057	-0,2569** [0,0032]	-0,0459** [0,0029]	-0,0552** [0,0094]	1 400 026	0,0511** [0,0025]	-0,1757** [0,0025]	-0,1091** [0,0079]
2013	1 212 918	-0,2758** [0,0032]	-0,0612** [0,0030]	-0,0581** [0,0095]	1 386 123	0,0295** [0,0026]	-0,1715** [0,0026]	-0,0688** [0,0085]
2014	1 251 809	-0,2697** [0,0032]	-0,0577** [0,0031]	-0,0447** [0,0091]	1 425 130	0,0244** [0,0025]	-0,1733** [0,0026]	-0,0548** [0,0087]
2015	1 296 788	-0,2383** [0,0031]	-0,0428** [0,0031]	-0,0499** [0,0089]	1 456 097	0,0415** [0,0025]	-0,1692** [0,0026]	-0,1587** [0,0081]
2016	1 343 006	-0,1995** [0,0030]	-0,0545** [0,0031]	-0,1038** [0,0092]	1 508 770	0,0626** [0,0024]	-0,1705** [0,0026]	-0,2636** [0,0085]
2017	1 394 410	-0,1985** [0,0029]	-0,0679** [0,0031]	-0,1629** [0,0094]	1 578 836	0,0807** [0,0023]	-0,1825** [0,0025]	-0,2465** [0,0086]

Nota: Modelo Sem Controlos- regressão de $L_salario_total_real$ em função apenas de Feminização; Modelo Padrão- regressão de $L_salario_total_real$ em função de Feminização, idade, idade ao quadrado, antiguidade, antiguidade ao quadrado, educação, qualificação, regulamentação do trabalho, localização, atividade económica, volume de negócios, capital social e escalão da dimensão da empresa; Modelo Expandido - modelo padrão acrescido dos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão) e controlos para indústria (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção dos trabalhadores cobertos por irect); as categorias das profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão e Expandido devido a colinearidade com Feminização; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

5.2.3. Feminização como uma variável contínua versus. Feminização como uma variável discreta

Nesta secção iremos investigar a linearidade da relação entre os salários e a feminização dos postos de trabalho, considerando, alternativamente, a feminização como uma variável contínua e discreta. Uma vez que as profissões extremamente “femininas” normalmente são pouco qualificadas e mal remuneradas, a média não condicionada para os homens pode não captar o efeito negativo da feminização nas restantes partes da distribuição salarial. Iremos, portanto, verificar se existe uma não-linearidade nos Modelos Padrão e Expandido.

Na Tabela 22 a feminização será tratada, em primeira instância, como uma variável contínua (Modelo 1), à semelhança da Tabela 21, embora agora será estimada com dados agrupados (modelo *pooled*) e não através de regressões anuais separadas. De seguida, a feminização será especificada como uma variável categórica (Modelo 2), com *dummies* para cada quartil. A categoria omitida compreende os trabalhos predominantemente masculinos ou $FEM < 25\%$. Dado que a feminização varia entre 0,1591 e 0,6958 (ver Tabela 16), a última categoria será $FEM > 60\%$ e não $FEM \geq 75\%$ como fizeram os autores Addison, Ozturk e Wang (2017).

Esta estratégia de estimação tem em consideração dois factos importantes: primeiro, a distribuição da feminização entre os dois grupos difere acentuadamente (por exemplo, a média da feminização para as mulheres ronda os 50%, enquanto que para os homens ronda os 30%); e segundo, as profissões predominantemente masculinas e predominantemente femininas apresentam ambos salários baixos. Podemos, portanto, esperar que a relação entre feminização e salários seja não-linear para ambos os sexos. É evidente, no entanto, que, embora a relação seja em forma de U para o Modelo Sem controlos, com os modelos completos (Modelo Padrão e Expandido), a relação parece ser linear.

A Tabela 22 indica que para as mulheres no Modelo 1, onde a feminização é uma variável contínua, os valores de θ_f são sempre negativos e significativos, para o Modelo Sem Controlos, Modelo Padrão e Modelo Expandido, sendo que o Modelo Expandido apresenta os maiores valores para θ_f . No Modelo 2 (onde a feminização é uma variável discreta), para as mulheres, verificamos que a penalização salarial ocorre nos níveis mais elevados da distribuição da feminização, isto é, nos percentis 50-60 e maior que 60%. À medida que progredimos nos percentis da feminização (FEM 25-49, FEM 50-60 e FEM >60)

a penalização salarial vai aumentando, sendo que esta penalização é mais evidente no Modelo Expandido, onde os valores de θ_f são sempre negativos e significativos nos percentis 50-60 e maior que 60%. Para os homens, no Modelo 1, verificamos que os valores de θ_m são sempre negativos e significativos, exceto para Modelo Sem Controlos, onde é positivo e significativo, sendo que o Modelo Expandido também apresenta os maiores valores para θ_m . No Modelo 2 para os homens verificamos também que à medida em que progredimos na distribuição da feminização, a penalização salarial vai aumentando, principalmente para o Modelo Padrão e o Modelo Expandido, visto que θ_m é negativo e significativo nos percentis 50-60 e maior que 60%, nestes dois modelos. O Modelo sem Controlos para os homens apresenta o mesmo comportamento que o Modelo sem Controlos para as mulheres (Modelo 2).

Tabela 22: Feminização como uma variável contínua versus. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 1991-2017

Especificação	Modelo 1	Modelo 2		
	FEMINIZAÇÃO	FEM 25-49	FEM 50-60	FEM > 60
Mulheres				
Sem Controlos	-0,0493** [0,0006]	0,3038** [0,0003]	0,1859** [0,0003]	0,1322* [0,0003]
Padrão	-0,0159** [0,0006]	0,0323** [0,0003]	-0,0109** [0,0003]	0,0175** [0,0003]
Expandido	-0,1875** [0,0020]	0,0249** [0,0008]	-0,0359** [0,0009]	-0,0183** [0,0009]
N	28 808 685			
Homens				
Sem Controlos	0,0760** [0,0005]	0,2525** [0,0002]	0,1166** [0,0003]	0,0343** [0,0002]
Padrão	-0,1326** [0,0005]	0,0399** [0,0002]	-0,0419** [0,0003]	-0,0326* [0,0002]
Expandido	-0,1863** [0,0013]	0,0674** [0,0006]	-0,0192** [0,0006]	-0,0244** [0,0006]
N	38 010 831			

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão devido a colinearidade; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; a categoria omitida compreende trabalhos predominantemente masculinos ou FEM < 25%;

Para o período 2000-2017, Tabela B.3 (Anexo B), verificamos que o Modelo 1 e o Modelo 2, para homens e mulheres, têm o mesmo comportamento que o Modelo 1 e Modelo 2 do período 1991-2017. Portanto, a introdução da nacionalidade dos trabalhadores e o tipo de contrato de trabalho não alterou o comportamento destes modelos. Para o período 2010-2017, Tabela B.4 (Anexo B), o Modelo 1 para as mulheres e para os homens apresenta o mesmo comportamento que o Modelo 1 para o período 1991-2017. Quanto ao Modelo 2 para as mulheres, verifica-se agora que θ_f apresenta valores sempre positivos e significativos, e no Modelo 2 para os homens a penalização salarial para níveis superiores da feminização é agora mais evidente no Modelo Padrão.

Com esta análise conclui-se, portanto, que em todos os modelos, as penalizações salariais mais severas estão associadas a níveis mais altos de feminização para ambos os géneros.

5.2.4. Análise de sensibilidade do efeito salarial da Feminização por especificação das variáveis de controlo

De modo a estabelecer quais características que mais contribuem para a relação entre a feminização dos postos de trabalho e os salários, nesta secção, iremos examinar a sensibilidade da feminização de acordo com diferentes especificações das variáveis de controlo.

A partir da Tabela 23 podemos verificar quais as variáveis que mais contribuem para a relação entre a feminização dos postos de trabalho e os salários, com dados agrupados (modelo *pooled*) para o período 1991-2017. Podemos constatar que o Modelo sem Controlos para as mulheres apresenta um valor negativo e significativo para θ_f , indicando uma relação negativa fraca entre a feminização dos postos de trabalho e os salários das mulheres, sendo que para os homens θ_m é positivo e significativo. Estes resultados estão de acordo com Addison, Ozturk e Wang (2017). Contudo, com o recurso ao Modelo Base (contém apenas características individuais como a Feminização, Idade, Idade ao quadrado, Antiguidade, Antiguidade ao Quadrado, Educação, Qualificação e Regulamentação do trabalho) verifica-se que θ_f passa a ser positivo e significativo para as mulheres e negativo e significativo para os homens, indicando assim uma relação negativa fraca entre a feminização dos postos de trabalho e os salários dos homens. A introdução de *dummies* para o sector de atividade no Modelo Base faz com que θ_f continue positivo e significativo para as mulheres, e diminuí o

valor negativo (em termos absolutos) e significativo de θ_m para os homens, indicando assim que o sector de atividade tem uma influência maior sobre a relação entre a feminização e os salários dos homens. Contudo a introdução de *dummies* para as categorias profissionais faz com que θ_f se torne negativo e significativo e θ_m perde a significância estatística, indicando, portanto, que, as profissões possuem uma maior influência sobre a relação entre a feminização e os salários das mulheres, um efeito semelhante ao encontrado por Addison, Ozturk e Wang (2017).

A estimação do Modelo Padrão (Modelo Base + 18 *dummies* para o sector + 8 *dummies* para as profissões) faz com que θ_f seja negativo e significativo, e θ_m positivo e significativo. Contudo, quando se adiciona a “Média da antiguidade em cada profissão” ao Modelo Padrão, θ_f e θ_m tornam-se negativos e significativos, indicando uma relação negativa fraca entre a feminização e os salários para ambos os géneros. Por outro lado, quando se adiciona o controlo “proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão”, a relação entre a feminização e os salários torna-se extremamente negativa quer para as mulheres quer para os homens. A introdução dos controlos para o sector de atividade, “proporção de trabalhadores em grandes indústrias + proporção de trabalhadores cobertos por irct” faz com que θ_f e θ_m tornem-se positivos e significativos. Por fim, a estimação do Modelo Expandido sem o controlo “a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão” faz com que θ_f seja negativo e significativo e θ_m positivo e significativo, e a inclusão deste controlo faz com que a relação entre a feminização e os salários se torna extremamente negativa para ambos os géneros.

Para o período 2000-2017, onde introduzimos a nacionalidade dos trabalhadores e o tipo de contrato de trabalho, podemos verificar através da Tabela B.5 (Anexo B) que o Modelo sem Controlos, o Modelo Base e o Modelo Base com *dummies* para a indústria, apresentam o mesmo comportamento que o período 1991-2017, mas com valores maiores para θ_f e θ_m . O Modelo base com *dummies* para os postos de trabalho e o Modelo Padrão, agora apresentam valores negativos e significativos, e muito elevados para θ_f e θ_m . Para o período 2000-2017, a estimação do Modelo Padrão com o controlo “Média da antiguidade em cada profissão” faz com que os valores de θ_f e θ_m sejam muito negativos e significativos, intensificando a relação negativa entre a feminização e os salários para ambos os géneros. Na mesma linha, a introdução do controlo “proporção de trabalhadores a tempo parcial em profissão” intensifica a relação negativa entre a feminização e os salários dos homens e

mulheres para o período 2000-2017. Contudo, verifica-se agora que introdução dos controlos para o sector de atividade, “proporção de trabalhadores em grandes indústrias + proporção de trabalhadores cobertos por IRCT” no Modelo Padrão, faz com que θ_f e θ_m tornem-se muito negativos e significativos, o que não acontecia no período 1991-2017, onde eram positivos e significativos. Por fim, o Modelo Expandido, com e sem “a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão” indica uma relação extremamente negativa e significativa entre a feminização e os salários dos homens e mulheres, o que pode ser explicado pela elevada correlação entre a feminização e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão.

Em suma, estes resultados indicam que, a introdução de controlos para os postos de trabalho e para o sector de atividade, faz com que uma parcela considerável da relação negativa entre a feminização e os salários seja atribuída a diferenças nos requisitos das competências dos postos de trabalho e requisitos do emprego. Este resultado verifica-se em ambos os géneros.

Tabela 23: Análise de sensibilidade do efeito da Feminização nos salários, dados agrupados, 1991-2017

Especificação	Mulheres	Homens
1. Sem Controlos	-0,0493**	0,0760**
2. Modelo Base (apenas características individuais)	0,0410**	-0,0979**
3. Modelo Base + 18 <i>dummies</i> para sector (Atividade Económica)	0,0028**	-0,0749**
4. Modelo Base + 8 <i>dummies</i> para profissões	-0,1053**	0,0001
5. Modelo Padrão (Modelo Base + 18 <i>dummies</i> para sector + 8 <i>dummies</i> para profissões)	-0,0164**	0,0339**
6. Modelo Padrão + Média da antiguidade em cada posto de trabalho	-0,0279**	-0,0375**
7. Modelo Padrão + proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão	-1,9692**	-1,8463**
8. Modelo Padrão + Média da antiguidade em cada profissão + proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão	-1,1625**	-0,6805**
9. Modelo Padrão + proporção de trabalhadores em grandes sectores + proporção de trabalhadores cobertos por IRCT	0,1074**	0,1968**
10. Modelo Expandido (Modelo Padrão + todas as características do trabalho exceto proporção de trabalhadores a tempo parcial)	-0,1132**	0,0168**
11. Modelo Expandido (Modelo Padrão + todas as características do trabalho)	-1,7042**	-1,0673**
N	28 808 685	38 010 831

Notas: Modelo sem Controlos - regressão de $L_salario_total_real$ em função apenas de Feminização; Modelo Base- inclui a Feminização, Idade, Idade ao quadrado, Antiguidade, Antiguidade ao quadrado, Educação, Qualificação, e Regulamentação do trabalho; Modelo Padrão- inclui o Modelo Base mais as 18 categorias da atividade económica e mais as 8 categorias das profissões a um dígito. Modelo Expandido- inclui o Modelo Padrão acrescido dos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão) e controlos para indústria (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção dos trabalhadores cobertos por irct); **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os valores apresentados correspondem aos coeficientes θ_f e θ_m .

5.2.5. Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores

Nesta secção, os Modelos Padrão e Expandido serão estimados por diferentes grupos de trabalhadores, controlando certas características individuais dos trabalhadores como a idade, a educação, a regulamentação do trabalho, o regime da duração do trabalho, as categorias profissionais, a qualificação, a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho. Este exercício permite-nos entender os diferentes efeitos da composição dos postos de trabalho por género sobre os salários, permitindo-nos também moldar o desenho de políticas.

Na da Tabela 24 podemos observar os resultados da análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, com dados agrupados para o período 1991-2017. Verificamos que a idade possui um maior impacto sobre a relação entre a feminização e o salário das mulheres e dos homens no Modelo Expandido (quando comparado com o Modelo Padrão), sendo que o efeito é mais negativo para os trabalhadores com a idade entre 30-39 anos, como, por exemplo, em Addison, Ozturk e Wang (2017). Este resultado está de acordo com o argumento do “heritage effect”, onde a relação entre a idade e proporção das mulheres nas profissões é em forma de U invertido, isto é, vai crescendo ao longo do escalão etário, atinge um pico e depois decresce novamente. Os indivíduos podem estar escolhendo empregos femininos quando precisam de flexibilidade por razões de maternidade, ou então para cuidar de parentes idosos. Estas responsabilidades acabam por reduzir a produtividade. A ocorrência destes eventos provavelmente sobrepõe-se aos anos médios de carreira, quando investimentos profissionais, como formação ou mais horas de trabalho, podem gerar os maiores retornos salariais.

Quanto ao nível de educação, verifica-se que a partir do “ensino_pos_secundario” a relação negativa entre a feminização e os salários dos homens e mulheres intensifica-se cada vez mais, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido, sendo que para as mulheres o efeito negativo é maior para as trabalhadoras com o grau de licenciatura e mestrado; para os homens o efeito negativo é maior para os trabalhadores com o grau de mestrado e doutoramento. Portanto, verifica-se que a penalização salarial decorrente da feminização dos postos de trabalho vai aumentando à medida que progredimos para níveis mais elevados do ensino, sendo ainda maior nos níveis superiores do ensino. Contudo, as mulheres podem estar a substituir um maior retorno salarial por uma maior flexibilidade em

termos dos horários de trabalho e as obrigações familiares, o que é mais facilitado nas profissões feminizadas.

Em relação à contratação colectiva, verifica-se que quer para o Modelo Padrão quer para o Modelo Expandido, o efeito negativo da feminização sobre os salários dos homens e mulheres tende a ser maior para os trabalhadores não cobertos por qualquer IRCT. Quanto ao regime de duração do trabalho podemos verificar que para as mulheres, a relação negativa entre a feminização e os salários é maior para as trabalhadoras a tempo parcial no Modelo Padrão, e no Modelo expandido esta relação negativa é maior para as trabalhadoras a tempo completo. Para os homens, a relação negativa entre a feminização e os salários é maior para os trabalhadores a tempo parcial, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido. Portanto, no geral, a penalização é maior para os trabalhadores que trabalham a tempo parcial do que a tempo inteiro.

Considerando os postos de trabalho, a penalização salarial é maior para as profissões de topo e da base da hierarquia profissional, para ambos os géneros, sendo inclusive maior nas profissões de topo para as mulheres. Quanto ao nível de qualificação, verifica-se que quer para os homens quer para as mulheres, a penalização é maior para os trabalhadores com a qualificação de “quadros superiores”, tanto no Modelo padrão como no Modelo Expandido.

Podemos verificar ainda que, no geral, a penalização salarial é maior para os trabalhadores com nacionalidade estrangeira do que nacionalidade portuguesa. Por fim, quanto ao tipo de contrato de trabalho, podemos verificar também que, no geral, a penalização é maior para os trabalhadores com contrato a termo do que sem termo, tal como em Addison, Ozturk e Wang (2017).

Em relação ao período 2000-2017, onde introduzimos a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho na especificação do Modelo Padrão e Modelo Expandido, podemos verificar através da Tabela B.6 (Anexo B) que a idade, o nível de educação, a regulamentação do trabalho, o regime da duração do trabalho, a qualificação, a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho apresentam o mesmo comportamento que o período 1991-2017. Contudo, para as categorias profissionais, agora verifica-se que para as mulheres a penalização é maior para as trabalhadoras com o cargo de “rep_poder_lege_org_exec_dirig” no Modelo Padrão, o que pode estar refletindo diferenças estruturais ou um elevado grau de segregação neste grupo de profissões, e no Modelo Expandido a penalização é maior para as

mulheres com o cargo de “trab_srv_pess_prot_segu_vend”. Para os homens a penalização é também maior para os homens com o cargo de “rep_poder_lege_org_exec_dirig” no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido a penalização é maior para “trab_ao_qualificados”. Portanto, a penalização continua sendo maior para as profissões de topo e da base da hierarquia profissional.

Para o período 2010-2017, onde introduzimos a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho na especificação do Modelo Padrão e Modelo Expandido, e a proporção dos trabalhadores a tempo parcial em cada profissão no Modelo Expandido, verificamos através da Tabela B.7 (Anexo B) que a idade, o regime da duração do trabalho e a qualificação, apresentam o mesmo comportamento que o período 1991-2017. Contudo, para o nível de educação verifica-se agora que a penalização é maior para as mulheres e para os homens com o grau de “mestrado”, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido. Quanto à regulamentação do trabalho agora verifica-se que a penalização para as mulheres é maior para a categoria “ACT (Acordo Coletivo de Trabalho)”, tanto no Modelo padrão como no Modelo Expandido, e para os homens a penalização é também maior para “ACT” no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido é maior para “irct_trab_ao_cobertos”. Em relação às categorias profissionais, verifica-se que há uma maior penalização para as mulheres a desempenharem o cargo de “espec_ativ_intel_cientificas” no Modelo Padrão e no Modelo Expandido, e para os homens a penalização é maior para o cargo de “rep_poder_lege_org_exec_dirig” no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido a penalização é maior para “oper_insta_maqui_trab_monta”. Quanto à nacionalidade a penalização é maior para as mulheres e homens com nacionalidade estrangeira, no Modelo Padrão, e maior para os homens com nacionalidade portuguesa no Modelo Expandido. Por fim, quanto ao tipo de contrato de trabalho, verifica-se que a penalização é maior para os homens e mulheres com contrato de trabalho sem termo, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido, embora, no caso do modelo expandido o coeficiente seja positivo para as mulheres

Tabela 24: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, 1991-2017

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Todos os trabalhadores	28 808 685	-0,0159**	-0,1875**	38 010 831	-0,1326**	-0,1863**
Idade:						
16-29	7 803 988	-0,0818**	-0,1625**	8 972 376	-0,1357**	-0,1829**
30-39	8 946 595	-0,0693**	-0,3047**	10 874 318	-0,1767**	-0,2696**
40-49	6 879 962	0,0272**	-0,1468**	9 400 660	-0,1101**	-0,1790**
50-59	3 756 627	0,0863**	-0,0999**	6 274 255	-0,0487**	-0,0454**
60 +	1 421 513	0,0673**	0,0029	2 489 222	-0,0825**	-0,0439**
Educação:						
inferior_ensino_basic	476 006	-0,0707**	-0,1206**	720 937	-0,0276**	-0,0481**
ensino_basic	17 670 621	0,0659 **	0,0759**	26 461 942	-0,0443**	-0,0239**
ensino_secundario	6 230 021	-0,2041**	-0,3448**	6 491 089	-0,2555**	-0,4313**
ensino_pos_secundario	76 139	-0,3461**	-0,8784**	88 033	-0,2511**	-0,8116**
bacharelato	568 405	-0,4835**	-0,8253**	594 858	-0,5921**	-0,8889**
licenciatura	3 110 906	-0,8053**	-1,0459**	2 753 590	-0,9688**	-1,2213**
mestrado	184 470	-0,7528**	-1,1402**	188 336	-0,9814**	-1,3839**
doutoramento	28 669	-0,4361**	-,9335**	33 646	-0,8231**	-1,6593**
Regulamentação do trabalho:						
CCT	22 234 314	0,0077**	-0,1026**	28 777 031	-0,1268**	-0,2962**
ACT	1 006 725	-0,3372**	-0,5929**	1 255 188	-0,3415**	-0,6035**
AE	785 779	-0,0737**	-0,2491**	2 000 774	-0,0232**	-0,0539**
PRT	2 007 869	-0,1030**	-0,4684**	2 047 802	-0,1993**	-0,7573**
irct_trab_nao_cobertos	2 773 998	-0,3596**	-0,5548**	3 930 036	-0,4258**	-0,7356**
Regime duração do trabalho:						
trab_tempo_completo	8 905 543	-0,0470**	-0,2160**	10 475 766	-0,1652**	-0,2136**
trab_tempo_parcial	897 427	-0,2178**	-0,1160**	402 023	-0,4210**	-0,3514**

Tabela 24: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, 1991-2017, cont.

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Postos de trabalho:						
rep_poder_lege_org_exec_dirig	1 594 836	0,8124**	2,2859**	3 891 450	1,9265**	3,1331**
espec_ativ_intel_cientificas	2 065 092	-0,9533**	-0,5386**	2 048 760	-0,6043**	-0,0784*
tecn_prof_niv_intermedio	2 038 888	-0,3983**	-0,1932**	3438 244	0,0968**	0,3678**
pessoal_administrativo	5 279 279	0,7872**	1,3070**	3 771 171	1,0656**	1,0598**
trab_srv_pess_prot_segu_vend	7 043 553	0,8677**	0,38972**	3 856 877	0,4643**	0,4774**
agric_trab_qualif_agri_pes_flo	334 923	-0,7695**	0,2742	665 164	-0,2545**	-0,0220
trab_qual_indus_constr_arti	3 525 749	-0,4936**	-0,6280**	8 829 705	-0,5309**	-0,4988**
oper_insta_maqui_trab_monta	1 705 380	0,4483**	-0,4276**	5 349 493	0,2252**	-0,5584**
trab_nao_qualificados	4 179 416	0,3686**	0,1432**	4 572 875	0,32002**	-0,1142**
Qualificação:						
quadros_superiores	2 373 041	-0,8453**	-1,5063**	4 454 789	-1,1485**	-1,6210**
quadros_medios	1 248 333	-0,3189**	-0,6924**	1 821 773	-0,3589**	-0,8524**
encarregados_contramestres	768 921	-0,2482**	-0,3987**	1 949 884	-0,2822**	-0,2599**
prof_alt_qualif	1 898 702	-0,3488**	-0,6569**	2 312 177	-0,1249**	-0,1567**
prof_qualif	9 581 348	0,0934**	-0,0508**	15 919 183	-0,0503**	-0,0981**
prof_semi_qualif	6 594 855	-0,0372**	-0,0106**	4 810 007	-0,1041**	0,0282**
prof_nao_qualif	3 827 528	0,1559**	0,2382**	3 582 877	0,0361**	0,0359**
Nacionalidade:						
trab_portugues	20 433 558	-0,0152**	-0,2258**	25 239 440	-0,1625**	-0,2327**
trab_estrangeiro	830 883	-0,0945**	-0,1071**	1 215 031	-0,2139**	-0,2909**
Tipo de Contrato:						
contrato_sem_termo	14 425 907	-0,0138**	-0,2313**	17 258 448	-0,1577**	-0,2217**
contrato_a_termo	5 392 801	-0,0454**	-0,0816**	6 298 511	-0,1797**	-0,2788**

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

5.2.6. Decomposição do hiato salarial com o modelo de Blinder-Oaxaca

Nesta secção, iremos fazer a decomposição do hiato salarial entre homens e mulheres por diferentes especificações das variáveis de controlo, por ano, com e sem a inclusão da feminização, através do recurso à decomposição de Blinder-Oaxaca (1973).

A Tabela 25 apresenta os resultados da decomposição da diferença salarial entre géneros para o período 1991-2017. Tanto no Modelo Padrão sem Feminização como no Modelo Padrão com Feminização verifica-se que de 1991 para 2017 houve uma diminuição do hiato salarial ao longo deste período, tal como de resto nos estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), sendo que os valores do hiato total em 1991 (cerca de 30%) e em 2013 (cerca de 20%) confirmam os valores apresentados nestes dois estudos. Em 1991 as mulheres ganhavam menos 30,6% no Modelo Padrão sem Feminização e menos 30,04% no Modelo Padrão com Feminização. Já em 2017, as mulheres ganhavam menos 16,86% e menos 16,85% no modelo sem e com Feminização, respectivamente, um ganho de 13,74 p.p no modelo sem feminização e 13,19 p.p. no modelo com feminização para as mulheres.

Durante o período analisado verificou-se um valor significativo (quase sempre acima dos 18%, exceto para o período 2010-2017 onde ronda os 15%) para a parcela do hiato salarial não explicado, quer para o Modelo Padrão sem Feminização quer para o Modelo Padrão com Feminização, sendo que esta parcela não explicada é sempre maior que a parcela explicada, um resultado semelhante ao obtido por Addison, Ozturk e Wang (2017), Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde as características não observadas dos indivíduos foram responsáveis por uma parcela considerável do hiato salarial. Esta parcela não explicada do hiato salarial diminuiu ligeiramente o seu valor com a introdução da variável feminização. Quer no Modelo Padrão sem Feminização quer no Modelo Padrão com Feminização, verificou-se que a parcela do hiato explicado assumiu sempre um valor reduzido, aumentando ligeiramente o seu valor com a introdução da variável feminização (exceto para o período 1995-2000).

Os resultados da análise da decomposição salarial para o Modelo Padrão com e sem a feminização, no geral, estão de acordo com os resultados do estudo de Addison, Ozturk e Wang (2017). Contudo, constata-se que a parcela do hiato salarial explicada pela feminização é muito pequena para todos os anos (menos de 2%). No modelo de Addison, Ozturk e Wang (2017) a feminização também tem um pequeno contributo na explicação do

hiato salarial entre géneros, variando entre 10-12% no Modelo Padrão e entre 4-6% no Modelo Expandido. Esta reduzida contribuição da feminização para o hiato salarial está também de acordo com os resultados encontrados nos estudos de Macpherson e Hirsch (1995), Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde estes autores defendem que o nível de segregação da categoria profissional, tendo em conta o género, está associado a salários mais baixos, mas não parece ter impacto significativo no hiato salarial observado dentro de cada categoria profissional, isto é, as categorias profissionais levam a salários mais baixos, mas não a hiatos salariais mais elevados.

Em relação ao Modelo Expandido, verificamos que para o período 1991-2017 a evolução do hiato total, bem como a componente explicada e não explicada do hiato total, apresentam um comportamento semelhante ao do Modelo Padrão com feminização para o mesmo período, com uma tendência também decrescente ao longo do tempo, traduzindo-se num ganho de apenas 12,54 p.p para as mulheres (0,3008-0,1754), menor em relação a Modelo Padrão com Feminização (13,19 p.p.). Portanto, a introdução de controlos para as profissões e para o sector da atividade não alterou muito o comportamento do hiato salarial ao longo dos anos. A parcela do hiato salarial explicada pela feminização é, em alguns anos, menor no Modelo Expandido quando comparado com o Modelo Padrão, tornando-se negativa nos anos 1995, 2008 e 2009. A média da antiguidade por profissão não apresenta também muita influência sobre o hiato salarial total, não chegando a atingir os 2% ao longo do período analisado.

Para o período 2000-2017, podemos verificar através da Tabela B.8 (Anexo B) que o Modelo Padrão sem Feminização, o Modelo Padrão com Feminização e o Modelo Expandido, apresentam o mesmo comportamento que o período 1991-2017. Em relação ao período 2010-2017, verificamos através da Tabela B.9 (Anexo B) que o Modelo Padrão com e sem a Feminização e o Modelo Expandido, apresentam também o mesmo comportamento que o período 1991-2017. Por outro lado, a variável “proporção dos trabalhadores a tempo parcial em cada profissão” têm pouca influência sobre o hiato salarial entre géneros, perdendo mesmo o a sua importância na explicação do hiato salarial.

Ao longo do tempo, verifica-se que há uma diminuição da importância dos atributos observados dos trabalhadores e das empresas, e um aumento da relevância dos atributos não observados na explicação da diferença salarial entre géneros. Este resultado pode ser devido

a importância crescente das diferenças individuais e de gostos não observados na produtividade, ou pode refletir a discriminação ou atributos de trabalho não observados, mas correlacionados com a feminização. Na secção 5.3, iremos modelar a heterogeneidade individual não observada, recorrendo à análise longitudinal e tendo em vista explorar diretamente a relevância da explicação da produtividade não observada.

Tabela 25: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 1991-2017

Especificação	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Modelo Padrão sem Feminização										
1a. Hiato não Explicado	0,1811	0,1889	0,1855	0,1700	0,1672	0,1734	0,1759	0,1833	0,1843	0,1847
1b. Hiato Total explicado	0,1249	0,1240	0,1222	0,1120	0,1145	0,1147	0,1104	0,1154	0,1049	0,0982
1c. Hiato total	0,3060	0,3129	0,3077	0,2820	0,2817	0,2881	0,2863	0,2987	0,2892	0,2830
Modelo Padrão com Feminização										
2a. Hiato não Explicado	0,1703	0,1770	0,1752	0,1597	0,1658	0,1702	0,1710	0,1803	0,1818	0,1834
2b. Hiato Total explicado	0,1301	0,1312	0,1276	0,1213	0,1082	0,1092	0,1077	0,1103	0,1000	0,0923
2c. Hiato total	0,3004	0,3082	0,3028	0,2810	0,2741	0,2795	0,2787	0,2906	0,2818	0,2758
Hiato Explicado por Feminização	0,0124	0,0129	0,0118	0,0127	0,0018	0,0031	0,0065	0,0044	0,0039	0,0031
Modelo Expandido										
3a. Hiato não Explicado	0,1739	0,1806	0,1785	0,1619	0,1686	0,1730	0,1748	0,1833	0,1841	0,1852
3b. Hiato Total explicado	0,1269	0,1279	0,1245	0,1191	0,1056	0,1067	0,1044	0,1071	0,0969	0,0902
3c. Hiato total	0,3008	0,3085	0,3030	0,2811	0,2743	0,2797	0,2792	0,2904	0,2810	0,2754
3d. Hiato Explicado por Feminização	0,0163	0,0178	0,0110	0,0042	-0,0014	0,0007	0,0080	0,0027	0,0077	0,0058
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho										
Média da antiguidade por profissão	-0,0038	0,0005	0,0069	0,0086	0,0083	0,0090	0,0128	0,0146	0,0151	0,0146
3h. Hiato Explicado por características selecionadas do sector										
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	<i>omitted</i>									
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	<i>omitted</i>									

Tabela 25: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 1991-2017, cont.

Especificação	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Modelo Padrão sem Feminização										
1a. Hiato não Explicado	0,1822	0,1859	0,1850	0,1799	0,1803	0,1837	0,1796	0,1702	0,1634	0,1582
1b. Hiato Total explicado	0,0676	0,0614	0,0517	0,0516	0,0458	0,0427	0,0356	0,0365	0,0303	0,0303
1c. Hiato total	0,2498	0,2473	0,2367	0,2315	0,2261	0,2264	0,2152	0,2066	0,1937	0,1885
Modelo Padrão com Feminização										
2a. Hiato não Explicado	0,1792	0,1834	0,1836	0,1780	0,1772	0,1807	0,1769	0,1669	0,1572	0,1519
2b. Hiato Total explicado	0,0675	0,0625	0,0528	0,0533	0,0488	0,0457	0,0382	0,0397	0,0365	0,0366
2c. Hiato total	0,2467	0,2459	0,2364	0,2313	0,2260	0,2264	0,2152	0,2066	0,1938	0,1885
Hiato Explicado por Feminização	0,0045	0,0037	0,0024	0,0032	0,0051	0,0050	0,0045	0,0056	0,0104	0,0107
Modelo Expandido										
3a. Hiato não Explicado	0,1823	0,1867	0,1877	0,1849	0,1840	0,1880	0,1846	0,1736	0,1616	0,1566
3b. Hiato Total explicado	0,0656	0,0597	0,0493	0,0474	0,0428	0,0408	0,0347	0,0333	0,0357	0,0361
3c. Hiato total	0,2479	0,2464	0,2369	0,2323	0,2268	0,2289	0,2193	0,2069	0,1973	0,1927
3d. Hiato Explicado por Feminização	0,0038	0,0005	0,0032	0,0005	0,0122	0,0070	-0,0017	-0,0004	0,0074	0,0011
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho										
Média da antiguidade por profissão	0,0144	0,0156	0,0158	0,0162	0,0155	0,0156	0,0159	0,0160	0,0105	0,0115
3h. Hiato Explicado por características selecionadas do sector										
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	<i>omitted</i>									
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	<i>omitted</i>									

Tabela 25: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 1991-2017, cont.

Especificação	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Modelo Padrão sem Feminização						
1a. Hiato não Explicado	0,1574	0,1592	0,1554	0,1510	0,1552	0,1511
1b. Hiato Total explicado	0,0336	0,0361	0,0339	0,0371	0,0237	0,0176
1c. Hiato total	0,1909	0,1953	0,1894	0,1882	0,1788	0,1686
Modelo Padrão com Feminização						
2a. Hiato não Explicado	0,1504	0,1520	0,1484	0,1518	0,1485	0,1437
2b. Hiato Total explicado	0,0406	0,0433	0,0409	0,0364	0,0302	0,0248
2c. Hiato total	0,1910	0,1952	0,1893	0,1882	0,1787	0,1685
Hiato Explicado por Feminização	0,0118	0,0120	0,0118	0,0111	0,0113	0,0123
Modelo Expandido						
3a. Hiato não Explicado	0,1552	0,1573	0,1530	0,1576	0,1533	0,1487
3b. Hiato Total explicado	0,0410	0,0438	0,0417	0,0368	0,0315	0,0267
3c. Hiato total	0,1962	0,2011	0,1947	0,1944	0,1849	0,1754
3d. Hiato Explicado por Feminização	0,0038	0,0027	0,0017	0,0066	0,0113	0,0118
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho						
Média da antiguidade por profissão	0,0117	0,0122	0,0109	0,0096	0,0089	0,0087
3h. Hiato Explicado por características selecionadas do sector						
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	<i>omitted</i>	<i>Omitted</i>	<i>omitted</i>	<i>Omitted</i>	<i>omitted</i>	<i>omitted</i>
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	<i>omitted</i>	<i>Omitted</i>	<i>omitted</i>	<i>Omitted</i>	<i>omitted</i>	<i>omitted</i>

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as decomposições seguem o modelo de Blinder-Oaxaca, e são executadas usando o comando *oaxaca* no Stata com a opção *pooled*, isto é, uma decomposição dupla usando os coeficientes do modelo *pooled* (para ambos os géneros) como coeficientes de referência.

5.3. Análise longitudinal

Nesta secção abordamos o papel das competências e preferências não observadas, explorando a natureza longitudinal da base de dados. Iremos apresentar os resultados da análise com dados em painel, recorrendo aos modelos *Pooled OLS*, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos. Por fim, iremos fazer a análise da robustez dos coeficientes estimados para a Feminização.

5.3.1. Regressões com o modelo *Pooled OLS*, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos

A Tabela 26 apresenta os resultados das estimações com dados em painel, isto é, os resultados das estimações dos modelos *Pooled OLS*, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos. Primeiramente, apresenta-se as estimativas do modelo simples OLS. Para o Modelo *Pooled OLS*, podemos verificar que a relação negativa entre a feminização e os salários dos homens e mulheres é mais intensa no Modelo Expandido do que no Modelo Padrão (os controlos para as profissões e o sector de actividade introduzidos no Modelo Expandido continuam a captar melhor a relação negativa que existe entre a feminização e o salário dos homens e mulheres), sendo mais negativa para os homens, apesar do Modelo Expandido para as Mulheres apresentar um coeficiente ligeiramente superior ao do Modelo Expandido para os Homens.

Para o modelo com a variação dos salários ou Modelo em Primeiras Diferenças, verificamos que quer para as mulheres quer para os homens, os coeficientes estimados são muito inferiores em relação aos coeficientes do Modelo OLS, tanto no Modelo Expandido como no Modelo Padrão (apesar dos coeficientes para os homens serem positivos e significativos). Isto indica que os resultados do modelo com a variação dos salários não espelham os resultados do Modelo *Pooled OLS*, e, portanto, a heterogeneidade não observada tem uma contribuição para além da explicação oferecida pelos atributos mensuráveis do capital humano e atributos das profissões, e, neste caso, a feminização capta a discriminação e o efeito *crowding* sobre os salários.

Quanto ao Modelo de Efeito Fixos para as mulheres, podemos verificar que no Modelo Padrão a relação entre a feminização e o salário das mulheres é positiva e fraca, mas no Modelo Expandido esta relação é negativa e forte (mais uma vez, realça-se o papel dos controlos para as profissões e sector de actividade, introduzidos no Modelo Expandido,

captando a relação negativa entre a feminização e os salários). Para os homens, a relação entre a feminização e o salário é sempre negativa, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido, sendo mais intensa neste último modelo. Portanto, θ_f e θ_m continuam muito elevados no Modelo Expandido com efeitos fixos.

Tabela 26: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 1991-2017

Período: 1991-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
Pooled/OLS	-0,0159** [0,0013]	-0,1875** [0,0041]	-0,1326** [0,0012]	-0,1863** [0,0028]
Primeiras Diferenças	-0,0031** [0,0003]	-0,0105** [0,0010]	0,0031** [0,0003]	0,0041** [0,0007]
Efeitos Fixos	0,0127** [0,0010]	-0,2091** [0,0033]	-0,0714** [0,0011]	-0,2167** [0,0027]
N° de Observações	28 808 685		38 010 831	
N° de Indivíduos	5 350 957		7 145 122	

Nota: Os Modelos Padrão e Expandido estão definidos na Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Nos modelos de dados em painel, observamos coeficientes mais baixos para a Feminização, especialmente no Modelo Padrão. No geral, as estimativas dos modelos com dados em painel indicam que grande parte da correlação negativa entre salários e a feminização pode ser explicada por fatores não observados, que estão negativamente correlacionadas com os salários, mas positivamente correlacionadas com a feminização, o que não é captado nos modelos OLS. Isto pode indicar que as diferenças entre preferências e gostos, e possivelmente a produtividade não observada do trabalhador, desempenham um papel central na explicação dos efeitos da feminização sobre os salários.

Na Tabela 27 introduzimos as profissões/categorias profissionais de acordo com a CPP 2010 a um dígito (variável *profissoes_1digito_2*), como variáveis de controlo nos Modelos Padrão e Expandido (nos modelos de dados em painel, a introdução das categorias profissionais não faz desaparecer o coeficiente da feminização, causado pela colinearidade). Neste caso, os coeficientes diferem-se muito dos coeficientes da Tabela 26 (os coeficientes agora são inferiores em todos os modelos, OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, para homens e mulheres). A elevada correlação entre a feminização e a variável

profissoes_1digito_2 explica grande parte destes resultados, uma vez que a feminização foi calculada com base nas categorias profissionais da variável *profissoes_1digito_2*.

A análise dos modelos com dados em painel indica-nos que o modelo de efeitos fixos é o modelo mais adequado, assim como podemos ver nos resultados dos testes: Efeitos Fixos versus *Pooled OLS* (rejeita-se o modelo *pooled* a favor de efeitos fixos, $p\text{-value}=0$), Efeitos Aleatórios versus *Pooled OLS* (rejeita-se o modelo *pooled* a favor de efeitos aleatórios, $p\text{-value}=0$) e Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios (rejeita-se os efeitos aleatórios a favor de efeitos fixos, $p\text{-value}=0$).

Tabela 27: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com *Profissoes_1digito_2*, 1991-2017

Período: 1991-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
Pooled/OLS	0,0026+ [0,0015]	-0,0244** [0,0052]	0,0132** [0,0015]	0,01168** [0,0044]
Primeiras Diferenças	-0,0448** [0,0011]	-0,0502** [0,0033]	-0,0161** [0,0008]	0,0037+ [0,0021]
Efeitos Fixos	0,1615** [0,0015]	0,0990** [0,0059]	0,0566** [0,0015]	-0,0488** [0,0047]
Nº de Observações	28 808 685		38 010 831	
Nº de Indivíduos	5 350 957		7 145 122	

Modelo Padrão			
Mulheres		Homens	
FE vs. Pooled	Prob > F = 0,0000	FE vs. Pooled	Prob > F = 0,0000
RE vs. Pooled	Prob > chibar2 = 0,0000	RE vs. Pooled	Prob > chibar2 = 0,0000
RE vs. FE	Prob>chi2 = 0,0000	RE vs. FE	Prob>chi2 = 0,0000
Modelo Expandido			
Mulheres		Homens	
FE vs. Pooled	Prob > F = 0,0000	FE vs. Pooled	Prob > F = 0,0000
RE vs. Pooled	Prob > chibar2=0,0000	RE vs. Pooled	Prob > chibar2 = 0,0000
RE vs. FE	Prob > chi2=0,0000	RE vs. FE	Prob>chi2 = 0,0000

Nota: Os Modelos Padrão e Expandido estão definidos na Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram incluídas; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1; RE- Efeitos Aleatórios; FE- Efeitos Fixos.

Para o período 2000-2017, podemos verificar através da Tabela B.10 (Anexo B) que quer para os homens quer para as mulheres, os coeficientes dos Modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, apresentam um comportamento semelhante ao período 1991-2017, onde os coeficientes dos modelos em Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, são inferiores aos coeficientes do Modelo OLS, destacando novamente o papel da

heterogeneidade não observada. Na Tabela B.11 (Anexo B), introduzimos os postos de trabalho como variáveis de controlo nos Modelos Padrão e Expandido, e neste caso, os coeficientes já não se diferem muito dos coeficientes da Tabela B.10, sendo que os coeficientes do Modelo OLS agora são muito maiores que os do Modelo em Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos. Portanto, a introdução dos postos de trabalho como variáveis de controlo, contribuíram para realçar ainda mais a relação negativa entre os salários e a feminização dos postos de trabalho.

Em relação ao período 2010-2017, verificamos através da Tabela B.12 (Anexo B) que os coeficientes deste período também apresentam um comportamento semelhante ao período 1991-2017, apesar do Modelo de Efeitos Fixos para as mulheres apresentar coeficientes maiores que o Modelo OLS (o que pode ser explicado pela elevada correlação entre a feminização e a variável “proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão”, uma vez que ambas foram construídas com base na variável *profissões_1digito_2*). Por outro lado, a introdução dos postos de trabalho como variáveis de controlo nos Modelos Padrão e Expandido, Tabela B.13 (Anexo B), faz disparar os valores dos coeficientes, principalmente no Modelo OLS, possivelmente devido à elevada correlação entre as categorias profissionais (*profissões_1digito_2*), a “proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão” e a feminização.

5.3.2. Análise da robustez dos coeficientes da Feminização

Na Tabela 24 tínhamos visto que o efeito negativo da relação entre a feminização e os salários é mais penalizador para os trabalhadores com idade entre 30-39 anos. Nesta secção iremos analisar a robustez dos coeficientes da feminização, recorrendo a 3 grupos de etários de envelhecimento dos trabalhadores, isto é, "grupo_idade_jovem" que compreende os indivíduos com idade entre 21-30 anos, o "grupo_idade_media" que compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos e "grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos.

Através da Tabela 28 podemos ver os resultados da análise da robustez dos coeficientes da feminização, com recurso ao Modelo em Primeiras Diferenças e dados agrupados para o período 1991-2017. Verifica-se que para as mulheres o efeito negativo da relação entre a feminização e os salários é maior para o "grupo_idade_media" no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido é maior para "grupo_idade_jovem". Para os homens, este

efeito é maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Expandido apesar de não ter significância estatística (no Modelo Padrão para os homens, a relação entre a feminização e o salário é positiva e fraca).

Tabela 28: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 1991-2017

1991-2017		Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	-0,0041** [0,0007]	-0,0165** [0,0021]	0,0019** [0,0006]	-0,0009 [0,0017]
Nº de Observações		8 827 874		10 827 333	
Nº de Indivíduos		2 460 803		3 068 435	
"grupo_idade_jovem"	FD	-0,0034** [0,0009]	-0,0173** [0,0033]	0,0025** [0,0008]	-0,0038 [0,0026]
Nº de Observações		7 859 810		8 954 002	
Nº de Indivíduos		2 659 302		3 078 848	
"grupo_idade_envelhecida"	FD	-0,0023** [0,0006]	-0,0006 [0,0021]	0,0038** [0,0007]	0,0094** [0,0016]
Nº de Observações		6 594 080		9 162 536	
Nº de Indivíduos		1 794 969		2 575 781	

Nota: Os modelos Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Na Tabela 29, introduzimos as categorias profissionais como variáveis de controlo nos Modelos Padrão e Expandido, e, podemos verificar que, para as mulheres a penalização é maior para o "grupo_idade_jovem", quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido. Para os homens, a penalização é maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Padrão, mas é maior para "grupo_idade_media" no Modelo Expandido.

Tabela 29: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissões_1digito2, 1991-2017

1991-2017		Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	-0,0386** [0,0016]	-0,0474** [0,0054]	-0,0161** [0,0014]	-0,0104** [0,0040]
N° de Observações		8 827	874	10 827	333
N° de Indivíduos		2 460	803	3 068	435
"grupo_idade_jovem"	FD	-0,0513** [0,0019]	-0,0684** [0,0084]	-0,02003** [0,0017]	-0,0076 [0,0061]
N° de Observações		7 859	810	8 954	002
N° de Indivíduos		2 659	302	3 078	848
" grupo_idade_envelhecida"	FD	-0,0378** [0,0016]	-0,0341** [0,0051]	-0,0101** [0,0014]	0,0213** [0,0035]
N° de Observações		6 594	080	9 162	536
N° de Indivíduos		1 794	969	2 575	781

Nota: Os modelos Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram incluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Em relação ao período 2000-2017, podemos verificar através da Tabela B.14 (Anexo B) que para as mulheres, a relação entre a feminização e os salários é positiva e fraca no Modelo Padrão, para todos os grupos etários, mas no Modelo Expandido, verifica-se uma maior penalização para "grupo_idade_media". Para os homens, a relação entre a feminização e os salários é sempre positiva e fraca para todos os grupos etários, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido. Com a introdução das categorias profissionais como variáveis de controlo nos Modelos Padrão e Expandido, verificamos através da Tabela B.15 (Anexo B) que para as mulheres a penalização é maior para " grupo_idade_envelhecida" no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido é maior para "grupo_idade_jovem" apesar de não ter significância estatística. Para os homens, a penalização é maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Padrão (mas não tem significância estatística), e no Modelo Expandido é maior para "grupo_idade_media".

Em relação ao período 2010-2017, a Tabela B.16 (Anexo B) indica-nos que para as mulheres a penalização é maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Expandido (no Modelo Padrão a penalização não tem significância estatística). Para os homens, a penalização é também maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Expandido (no Modelo

Padrão para os homens a relação entre a feminização e os salários é positiva e fraca). Com a introdução das categorias profissionais verificamos através da Tabela B.17 (Anexo B) que a penalização para as mulheres é maior para "grupo_idade_envelhecida" no Modelo Padrão, e no Modelo Expandido é maior para "grupo_idade_jovem". Para os homens a penalização é maior para "grupo_idade_jovem" no Modelo Expandido (no Modelo Padrão a relação entre a feminização e os salários é positiva e forte).

Estes resultados aparentemente contrariam o argumento do “heritage effect” mencionado na seção 5.2.5, onde o efeito negativo da relação entre a feminização e os salários era mais penalizador para os trabalhadores com a idade entre 30-39 anos (aqui a penalização é quase sempre maior para "grupo_idade_jovem", com indivíduos entre 21-30 anos. A nossa interpretação é que a discriminação, embora seja sem dúvida um fator importante para explicar a disparidade salarial, não é de forma alguma a única explicação para as diferenças salariais entre géneros. Considerações sobre o ciclo de vida, possivelmente operando através de atributos de trabalho e dos postos de trabalho (não observados), também desempenham um papel importante.

6. Conclusão

A análise contida neste capítulo permite concluir, em primeiro lugar, que houve uma melhoria da representação das mulheres nas áreas intelectuais e científicas. Contudo, nas categorias de topo, os homens continuam com maior representação, ainda que tenha diminuído entre 1991 e 2017.

Constatamos também que há uma efectiva feminização dos postos de trabalho em Portugal, com aglomeração das mulheres em determinadas categorias profissionais, principalmente em profissões ligadas à área da saúde (enfermeiras e médicas especialistas em ginecologia e obstetrícia), beleza (cabeleireiras e esteticistas), educação (auxiliar de professor e auxiliar de cuidados de crianças), apoio administrativo (secretárias), encarregados de limpeza (empregadas de limpeza e governantes domésticos), com uma representação superior a 90%.

Neste quadro, pôde observar-se que o salário médio das mulheres foi sempre inferior ao salário médio dos homens, enquanto que a taxa da feminização para as mulheres

foi sempre mais intensa que a taxa da feminização no caso dos homens; a segregação profissional de Duncan variou entre os 25 e os 34%, no período 1991-2017.

A análise em *cross section* indica uma relação negativamente forte entre a feminização e o salário das mulheres, para o Modelo sem Controlos; por outras palavras, há uma diminuição dos salários das mulheres à medida que aumenta a concentração das mulheres nas profissões. Por outro lado, com a introdução das variáveis de controlo, a relação negativa entre a feminização e o salário torna-se maior no caso dos homens. Embora a relação entre a feminização e os salários seja em forma de U para o Modelo sem Controlos, com a introdução de modelos com mais informação, Modelo Padrão e Expandido, o relacionamento torna-se linear. A introdução de controlos para as profissões e o sector de atividade faz com que uma parcela considerável da relação negativa entre feminização e salários seja atribuída a diferenças nos requisitos das competências dos postos de trabalho e requisitos do emprego.

Observa-se também que a idade possui um maior impacto sobre a relação entre feminização e salários, para os trabalhadores com a idade entre 30-39 anos, indicando assim, a possibilidade da existência do “heritage effect”. Outro aspecto importante é que a relação negativa entre feminização e salários se intensifica cada vez mais nos níveis superiores da escolaridade. A parcela do hiato salarial não explicada assume sempre um valor significativo durante o período 1991-2017, sendo que esta parcela é sempre maior que a parcela explicada, diminuindo ligeiramente o seu valor com a introdução da variável feminização. Por outro lado, a parcela do hiato explicado assume sempre um valor reduzido, aumentando ligeiramente o seu valor com a introdução da variável feminização.

Estes resultados indicam que grande parte da correlação negativa entre salários e a feminização de uma profissão pode ser explicada por fatores não observados. Isto pode sugerir também que as diferenças entre preferências e gostos, e, possivelmente a produtividade não observada dos trabalhadores, desempenham um papel determinante na explicação dos efeitos da feminização sobre os salários. Embora a discriminação seja sem dúvida um fator importante para explicar a disparidade salarial, não parece ser a única explicação para as diferenças salariais entre géneros.

Capítulo III - Análise das Competências Individuais não Observadas: Impacto sobre a Disparidade Salarial

1. Introdução

Um aspeto decisivo dentro do tema da feminização dos postos de trabalho, relaciona-se com a distribuição das profissões entre géneros e o seu impacto no hiato salarial. Neste sentido, a abordagem desenvolvida por Juhn, Murphy e Pierce (1991, 1993) torna-se muito relevante na medida em que permite distinguir o efeito de alterações na média das características observadas, do efeito de alterações nos coeficientes e do efeito de alterações nos resíduos (ou na parcela não explicada do hiato salarial). Trata-se, ainda, de uma metodologia que nos permite analisar a convergência salarial entre dois momentos (Juhn, Murphy e Pierce, 1991), bem como a decomposição salarial para um dado momento (Juhn, Murphy e Pierce, 1993).

No Capítulo II, fizemos a decomposição salarial com recurso ao modelo de Blinder-Oaxaca (1973), onde a parcela não explicada do hiato salarial foi analisada através do efeito dos coeficientes, dado que a estimação das regressões salariais com recurso ao método OLS produz um efeito dos resíduos nulo. Juhn, Murphy e Pierce, nos dois trabalhos acima indicados, propõem uma decomposição alternativa visando a determinação do efeito de competências não observadas através do efeito dos resíduos, ainda que o método OLS seja utilizado para estimar as regressões salariais, o que não é obviamente possível com a decomposição de Blinder-Oaxaca (1973). A principal atração da decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1991, 1993) – JMP – consiste, pois, em fornecer o efeito das competências não observadas sobre hiato salarial de forma explícita. A decomposição de JMP foi considerada uma inovação que mudou o curso dos estudos da diferença salarial e ganhou grande popularidade e aceitação.

Neste capítulo levantamos as seguintes questões: Qual é o impacto/consequência da feminização dos postos de trabalho sobre o hiato salarial entre homens e mulheres? Como avaliar o hiato salarial ao longo do tempo? Como explicar a evolução da parcela não explicada do hiato salarial? O principal foco deste capítulo consiste na análise das competências individuais não observadas, com base nos modelos de JMP.

Numa primeira etapa iremos analisar a convergência salarial entre o início (1991) e o final (2017) do período selecionado, com recurso à decomposição de Juhn, Murphy e

Pierce (1991). De seguida, iremos analisar o hiato salarial nas duas *cross-sections* de 1991 e 2017, incluindo também a análise de diferentes blocos de períodos ou uma média de períodos como referência, desta vez recorrendo ao modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993). Por fim, analisa-se a disparidade salarial entre homens e mulheres em diferentes percentis da distribuição salarial e também através da diferença interquartil, considerando apenas um único ano e também a média de um período como referência. A base de dados utilizada no Capítulo II mantém-se para este capítulo.

2. Revisão da literatura

A metodologia desenvolvida por JMP realça que a dispersão salarial pode oferecer uma explicação convincente para a diferença salarial entre homens e mulheres. A decomposição de JMP explica as diferenças salariais em termos de diferenças nas características das variáveis observadas (hiato previsto, determinado pelos preços observados e quantidades observadas) e em termos de diferenças nos resíduos ou a componente não observada (hiato residual ou hiato não observado, apurado a partir dos preços não observados e quantidades não observadas). O hiato residual é formado pelo desvio-padrão dos resíduos e resíduos normalizados. O desvio-padrão dos resíduos da equação salarial é considerado tanto na desigualdade salarial dentro grupo como também no preço das competências não observadas. Esta metodologia permite explicar as alterações nas desigualdades salariais com base na raça, género ou outro fator a ter em conta, em parte, devido a alterações na disparidade salarial, sendo considerada, como se referiu, uma inovação que mudou o curso dos estudos sobre as diferenças salariais. Trata-se de uma metodologia muito útil para estudar as alterações nas diferenças salariais ao longo do tempo, visto que pode ser implementada de uma forma simples através do estudo da equação básica da decomposição das diferenças salariais num dado momento (Juhn, Murphy e Pierce, 1993), como também ao longo do tempo (Juhn, Murphy e Pierce, 1991).

Yağanoğlu e Ercan (2009) –YE, recorrem à metodologia de JMP e à regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978), usando dados provenientes da “Macrch Current Population Survey (CPS)” / “US Bureau of Labor Statistics (BLS)”, de modo a analisar as alterações na desigualdade salarial nos EUA durante o período compreendido entre 1967 e 2005. YE compararam os resultados da aplicação do modelo de JMP e da regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978) de modo a verificar que técnica produziria os melhores resultados na análise das alterações no hiato salarial. Estes autores argumentam

que a decomposição proposta por JMP e a regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978) são duas importantes ferramentas na análise da desigualdade salarial, sendo que a técnica desenvolvida por JMP tem a vantagem de decompor as variações no salário em três componentes: preços observados, quantidades observadas e preços e quantidades não observadas (hiato residual). A regressão quantílica, por sua vez, tem a vantagem de apresentar uma imagem detalhada da distribuição salarial por diferentes quantis. YE chamam atenção para o facto de que convém verificar os resultados da regressão quantílica antes de concluir sobre os resultados da decomposição JMP, visto que se os coeficientes de regressão quantílica forem muito diferentes dos coeficientes da regressão OLS (onde se baseia o método JMP), os resultados dos dois métodos diferem bastante e a aplicação de JMP pode suscitar problemas.

Os resultados do estudo de YE, obtidos com base no método de JMP, sugerem que a desigualdade salarial nos EUA teve um forte aumento durante os anos 80 e continuou a aumentar após este período, embora a ritmo mais lento. Apesar da maior parte deste aumento ter ocorrido nos percentis abaixo da média da distribuição salarial até meados dos anos 80, a alteração nos anos seguintes veio quase exclusivamente da dispersão nos percentis superiores à média da distribuição salarial. Estes autores sublinham ainda que a análise com base no método JMP permitiu confirmar os resultados anteriores do modelo de JMP, em que a desigualdade “residual” (ou “within”) constituiu a grande parcela responsável pelo aumento da desigualdade salarial a partir dos anos 80. Os resultados também indicaram que poderia haver um aumento na magnitude relativa do efeito da quantidade observada sobre a desigualdade salarial total após a viragem do século. A análise feita por YE com recurso à regressão quantílica, por sua vez, confirmou os resultados do modelo, com a particularidade de o grau universitário contribuir mais para a desigualdade do que outros graus de ensino. Isto acontece porque ter um grau universitário afeta mais os salários do que graus de escolaridade inferiores, e também porque há uma dispersão salarial entre as pessoas com o grau universitário.

Para a análise da decomposição do hiato salarial entre géneros nos EUA, Cha e Weeden (2014) – CW – também recorrem ao método de JMP, com base em dados do CPS para o período entre 1979 e 2009 (a decomposição de JMP foi feita para os anos 1979, 1989, 1999 e 2007). Segundo este estudo, apesar das rápidas mudanças a nível da escolarização e experiência no mercado trabalho por parte das mulheres, a convergência salarial entre homens e mulheres diminuiu nos anos 90, tendo mesmo estagnado na década de 2000. CW

mostram que a convergência salarial durante o período 1979-2009 foi atenuada pelo aumento do “overwork”, definido como trabalho igual ou superior a 50 horas por semana, e pelo aumento da remuneração-hora do “overwork”. Uma vez que a proporção dos homens a exercerem o “overwork” foi maior que a proporção das mulheres, estas alterações acabaram por aumentar os salários dos homens em relação ao das mulheres, contribuindo assim para um aumento da diferença salarial entre géneros em cerca de 10%.

Os resultados do estudo de CW indicam que a diferença salarial entre géneros diminuiu 0,212 pontos logarítmicos, ou cerca de 19% entre 1979 e 2007, sendo que o aumento do “overwork” aumentou a diferença salarial entre géneros, com coeficientes positivos para a variável “overwork”, quer para o efeito de preço observado quer para o efeito da quantidade observada. Embora o efeito da quantidade observada e o efeito do preço observado para o “overwork” tenham ampliado o hiato salarial (ambos os efeitos estimados foram positivos), o efeito do preço observado teve um impacto muito mais forte do que o efeito da quantidade observada. O aumento do preço observado do “overwork” ampliou a diferença salarial em 0,02 pontos logarítmicos, cerca de 9,4% ($= 0,02 / 0,212$) do total da variação na diferença salarial. Em contraste, as alterações na quantidade observada do “overwork” aumentaram a diferença salarial entre géneros em 0,002 pontos logarítmicos (1% da variação total no hiato salarial). Os resultados deste estudo sugerem que o “overwork” teve um impacto proporcionalmente maior sobre a diferença salarial entre géneros do que os outros fatores (exceto idade e experiência potencial), quer considerando o efeito do preço observado quer considerando o efeito da quantidade observada.

Os resultados de CW ilustram, portanto, como as novas formas de organizar o trabalho podem perpetuar a desigualdade entre géneros. Estes autores defendem que os retornos salariais para o “overwork” podem ter aumentado devido a um efeito de composição simples: os retornos salariais médios (à hora) para o “overwork” podem ter aumentado simplesmente por causa de mudanças nos tipos de trabalhadores que exercem o “overwork” e nos tipos de ocupações onde o “overwork” é mais prevalente. CW realçam ainda que o efeito do “overwork” sobre a diferença salarial entre géneros esteve mais concentrado entre trabalhadores altamente qualificados, profissionais e gerentes, onde as longas jornadas de trabalho são mais comuns e a regulamentação do trabalho extra está profundamente enraizada nas práticas organizacionais (Kuhn e Lozano 2008). Com efeito, estes trabalhadores experimentaram o maior crescimento salarial nos últimos 35 anos (Weeden *et al.* 2007). Se o “overwork” aumentou desproporcionalmente entre as ocupações de nível

superior (profissional e administrativo/gerência), os retornos do salário médio a hora podem ter aumentado simplesmente devido a mudanças na composição entre os trabalhadores que exercem o “overwork”.

Um estudo interessante é o de Kim, Min e Choi (2015) – KMC. Estes autores também recorrem à decomposição de JMP de modo a analisar as alterações na dinâmica da diferença salarial a nível regional, entre as Áreas Metropolitanas de Seoul (SMA) e Outras Regiões da Coréia do Sul (NSMA), utilizando dados provenientes da “Korean Labor and Income Panel Study” para os anos de 2000, 2004 e 2008. A abordagem de KMC permite revelar as alterações na dinâmica da diferença salarial entre as regiões SMA e NSMA, fornecendo ao mesmo tempo informações claras sobre os fatores que afetam estas alterações.

O trabalho de KMC realça que a decomposição de JMP fornece um método para decompor as diferenças salariais numa perspectiva dinâmica, apresentando a decomposição salarial com componentes mais abrangentes que a abordagem de Blinder-Oaxaca. Segundo estes autores, ao alargar a decomposição de Blinder-Oaxaca, a decomposição de JMP facilita a análise das alterações nas características observadas e do efeito dos coeficientes, permitindo assim explicar o hiato salarial ao longo do tempo e calcular a diferença dinâmica nas características não observadas mantendo o uso das estimativas OLS.

KMC concluem que entre 2000 e 2004, as variações nas componentes observadas e não observadas estavam associadas a efeitos contrários/neutralizantes sobre diferença salarial a nível regional, isto é, as alterações nas componentes observadas (a soma das características do trabalho relacionadas com a produtividade e seus efeitos de preços) contribuíram para ampliar as diferenças salariais a nível regional, ao passo que as alterações nas componentes não observadas (a soma da quantidade não observada e o efeito do preço não observado) contribuíram para reduzir o hiato. De entre as componentes observadas, as ocupações/categorias profissionais foram os principais fatores que contribuíram para aumentar a diferença salarial entre géneros a nível regional durante o período 2000-2004. Contudo, entre 2004 e 2008, as componentes observadas e não observadas moveram-se na mesma direção, reduzindo assim as diferenças salariais a nível regional. As componentes observadas desempenharam um papel menos importante que as não observadas, explicando parcelas relativamente pequenas da redução do hiato salarial entre géneros a nível regional. Em contrapartida, uma limitação do método JMP é que não se pode identificar as variáveis económicas que estão a impulsionar as alterações nas componentes não observadas, visto

que o cálculo destes parâmetros é baseado nos resíduos estimados. KMC concluem ainda que nos últimos anos, entre 2004 e 2008, o nível de escolaridade e as ocupações estreitaram as diferenças salariais a nível regional, ao passo que as distribuições do sector de atividade a nível regional ampliaram as diferenças salariais.

Blau e Kahn (2006) – BK – recorrem aos dados provenientes do *Michigan Panel Study of Income Dynamics (PSID)* de modo a estudar a desaceleração da convergência dos salários entre homens e mulheres durante os anos 90, em comparação com os anos 80. A abordagem de BK teve como intuito avaliar as alterações na diferença salarial entre géneros ao longo do tempo, provenientes das alterações nas características observadas das mulheres em comparação com os homens, das alterações nos preços das características observadas, das alterações nas características não observadas (corrigido pelo impacto das alterações nos preços das características não observadas) e das alterações nos preços das características não observadas. BK realçam que a perceção básica da estrutura da decomposição de JMP é que como os preços se alteram ao longo do tempo de forma a beneficiar ou a prejudicar as mulheres, torna-se útil identificar o impacto de fatores específicos sobre o género, como as qualificações relativas das mulheres e a discriminação contra as mulheres, separadamente do impacto da estrutura do salário (ou alterações de preços que são comuns a ambos os géneros).

Os resultados do estudo de BK indicam que as alterações no capital humano não contribuíram para a desaceleração, uma vez que o capital humano relativo das mulheres melhorou comparativamente ao longo das duas décadas. As melhorias nas ocupações e a dessindicalização tiveram um efeito positivo maior sobre os salários relativos das mulheres na década de 80 do que na década de 90, explicando uma parte da desaceleração da convergência na década de 90. Contudo, o fator com a maior contribuição foi a redução muito mais rápida do “hiato não observado” nos anos 80. Os resultados sugerem que a lenta convergência do “hiato não observado” entre géneros nos anos 90 pode ter resultado das alterações na seletividade da força de trabalho, alterações nas diferenças entre géneros quanto às características não mensuradas e a discriminação no mercado de trabalho, e as alterações na procura. O rápido movimento para cima das mulheres na distribuição salarial dos homens ou a melhoria da posição relativa das mulheres no mercado de trabalho maior na década de 80 do que na década de 90, produziram o efeito da quantidade não observada, estreitando o hiato salarial entre géneros na escala de 0,128 - 0,180 pontos logarítmicos, em contraste com a menor redução de 0,006 - 0,007 pontos logarítmicos na década de 90.

Alterações favoráveis nas ocupações e na cobertura da negociação coletiva para mulheres na década de 80, ajudaram a explicar parte da rápida convergência durante este período. Por outro lado, as variações nos preços observados e não observados contribuíram para um maior aumento da disparidade salarial entre gêneros na década de 80 do que na década de 90. As variações nos preços não observados contribuíram, por sua vez, para desacelerar a convergência salarial na década de 80 em relação à década de 90.

Em estudo posterior, Blau e Kahn (2017) fazem uma adaptação do modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1991), de modo a analisar os efeitos da desigualdade salarial que resultam das diferenças no acesso aos postos de trabalho com base no gênero. Esta nova abordagem de Blau e Kahn é de extrema relevância para estudar as consequências/efeitos da feminização dos postos de trabalho sobre o hiato salarial entre gêneros, e também para analisar os efeitos das diferenças salariais ao longo do tempo, permitindo assim gerar estimativas do efeito da alteração na média das características observadas, do efeito da alteração nos coeficientes (taxas de remuneração) e do efeito da alteração na parcela do hiato não explicado. Blau e Kahn definem o efeito da alteração na média como a contribuição das alterações nas diferenças entre homens e mulheres tendo em conta as características mensuráveis do mercado de trabalho, sobre as alterações no hiato salarial entre homens e mulheres. Por exemplo, se as mulheres forem promovidas para um posto de trabalho com salários mais altos, isto reduzirá a diferença salarial entre gêneros. O efeito da alteração nos coeficientes reflete o impacto das alterações nos preços das características do mercado de trabalho, indexadas pelos coeficientes masculinos, sobre as alterações no hiato salarial entre homens e mulheres. Por exemplo, dado que as mulheres estão localizadas em postos de trabalho diferentes dos homens, um aumento dos salários dos postos de trabalho em que os homens possuem uma maior representação, possui um maior impacto sobre diferença salarial entre gêneros, e, portanto, aumenta a diferença salarial entre homens e mulheres. O efeito da alteração na parcela do hiato não explicado mede o impacto desse fator sobre as alterações na diferença salarial entre gêneros. Por exemplo, uma diminuição do hiato salarial não explicado leva a uma diminuição no hiato salarial entre gêneros. A soma dos três efeitos constitui a variação total observada no hiato salarial.

Blau e Kahn (2017) concluem que no modelo de “capital humano” (modelo inclui, entre outras, as variáveis educação, experiência, raça/etnia, região e residência na área metropolitana), a progressão apresentada pelas mulheres na educação e experiência, por exemplo, contribuíram para reduzir o hiato salarial entre gêneros na escala de 0,092 a 0,098

pontos logarítmicos, ou cerca de 38 a 40% do valor total da disparidade salarial observada entre homens e mulheres, entre 1980 e 2010. Portanto, as melhorias nas medidas tradicionais de capital humano foram muito importantes para explicar a diminuição na disparidade salarial entre géneros. Os resultados do modelo “completo” realçam o papel do sector de atividade, das ocupações e dos sindicatos. Com controlo para estas variáveis, a diferença salarial entre géneros diminuiu entre 0,064 e 0,066 pontos logarítmicos ou entre 26% e 27% do valor total da disparidade salarial entre géneros.

O estudo de Blau e Kahn (2017) indica que, no geral, para o período 1980-2010, as alterações no preço não tiveram um papel importante no modelo de “capital humano”, mas os movimentos adversos dos preços afetaram negativamente os ganhos das mulheres no modelo “completo”, quase inteiramente devido aos retornos crescentes dos postos de trabalho nas quais as mulheres estavam sub-representadas. Esta análise realça o facto das alterações nos preços do mercado de trabalho poderem afetar a progressão das mulheres, reduzindo a diferença salarial entre géneros.

3. Metodologia

O modelo tradicional de BO, tal como vimos no Capítulo II, decompõe o hiato salarial em duas parcelas: a que representa as diferenças nas características individuais (efeito das características); e a que representa uma componente não explicada ou as diferenças nos coeficientes das equações salariais (efeito dos coeficientes). No modelo de BO a diferença nos coeficientes podia ser devida a atributos não observados, o que nos permitia analisar a parcela do hiato salarial não explicado através do efeito dos coeficientes. O hiato não explicado, neste caso, poderia então incluir diferenças na produtividade que não são mensuradas, diferenças entre gostos, preferências e aptidões individuais.

JMP propõem uma decomposição alternativa que nos permite estudar o efeito de competências não observadas através do efeito dos resíduos, mesmo que o método OLS seja utilizado para estimar as regressões salariais. A decomposição de JMP produz um hiato dos resíduos (efeito dos resíduos) diferente de zero, ao contrário da decomposição de BO, especificado em termos do desvio-padrão dos resíduos e dos resíduos normalizados. A principal atração da decomposição de JMP consiste, pois, em produzir o efeito das competências não observadas sobre hiato salarial de forma explícita, o que não era possível com a decomposição de BO.

A decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1991), assume que os retornos para as características individuais são os mesmos para os homens (m) e mulheres (f), ($b_m = b_f$), e recorre à seguinte equação auxiliar para o logaritmo do salário dos homens:

$$Y_{mt} = X_{mt}\beta_t + u_{mt}, \quad (3.1)$$

onde X_{mt} é o vetor que contém as características observáveis dos homens no período t ; Y_{mt} representa o salário dos homens no período t ; β_t representa os coeficientes associados às características observáveis dos homens no período t ; u_{mt} representa o respectivo termo do erro, definido como $E(u_{mt}|X_{mt}) = 0$. A equação (3.1) representa, portanto, os salários dos homens dadas as suas características. A diferença salarial entre homens e mulheres no período t é dada por:

$$D_t = Y_{mt} - Y_{ft} = X_{mt}\beta_t + u_{mt} - (X_{ft}\beta_t + u_{ft}) = (X_{mt} - X_{ft})\beta_t - u_{ft} = \Delta X_t\beta_t - u_{ft}, \quad (3.2)$$

onde $\Delta X_t = (X_{mt} - X_{ft})$ e $u_{mt} = 0$. O termo $\Delta X_t\beta_t$ é o hiato previsto entre homens e mulheres e $-u_{ft}$ é o hiato residual. Utilizando esta fórmula, a convergência salarial entre homens e mulheres, considerando dois períodos, o período t e o período t' , é dada por:

$$\begin{aligned} D_{t'} - D_t &= \Delta X_{t'}\beta_{t'} - u_{ft'} - (\Delta X_t\beta_t - u_{ft}) \\ &= \Delta X_{t'}\beta_{t'} - \Delta X_t\beta_t - u_{ft'} + u_{ft} \\ &= \Delta X_{t'}\beta_{t'} - \Delta X_t\beta_t + \Delta X_{t'}\beta_t - \Delta X_{t'}\beta_t - u_{ft'} + u_{ft} \\ &= (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_t + \Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \beta_t) - (u_{ft'} - u_{ft}), \end{aligned} \quad (3.3)$$

que decompõe a convergência salarial numa parcela que representa as alterações nas quantidades/características observadas avaliadas a um preço/coeficiente fixo, $(\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_t$; noutra que representa o efeito dos preços/coeficientes, $\Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \beta_t)$; e, por fim, outra que representa as alterações no hiato residual, $-(u_{ft'} - u_{ft})$. JMP também consideram a média de todos os anos como uma referência, em vez de considerar apenas o período t para medir estes efeitos. Neste caso, a decomposição salarial vem dada por:

$$D_{t'} - \bar{D} = (\Delta X_{t'} - \Delta \bar{X})\beta + \Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \bar{\beta}) - (u_{ft'} - \bar{u}_f), \quad (3.4)$$

onde \bar{D} , $\bar{\beta}$, $\Delta \bar{X}$ e \bar{u}_f são obtidos usando os dados para o conjunto de todos os anos.

Na decomposição do JMP o hiato residual está relacionado com a distribuição das competências não observadas. Assim sendo, a decomposição de JMP produz um hiato dos resíduos especificado em termos do desvio-padrão dos resíduos e dos resíduos normalizados, de modo a fornecer o efeito das competências não observadas sobre hiato salarial de forma explícita, assim como se segue:

$$Y_{mt} = X_{mt}\beta_t + \sigma_t\theta_{mt}, \quad (3.5)$$

onde θ_{mt} representa os resíduos normalizados (com média igual a 0 e variância igual a 1) e σ_t é o desvio-padrão dos salários, dentro do grupo, no período t . As alterações ao longo do tempo da variável σ_t refletem alterações da desigualdade dentro do grupo. Neste caso, o hiato salarial entre homens e mulheres é dado por:

$$D_t = Y_{mt} - Y_{ft} = X_{mt}\beta_t + \sigma_t\theta_{mt} - (X_{ft}\beta_t + \sigma_t\theta_{ft}) = \Delta X_t\beta_t + \sigma_t\Delta\theta_t, \quad (3.6)$$

onde $\Delta X_t = (X_{mt} - X_{ft})$; e $\Delta\theta_t = (\theta_{mt} - \theta_{ft})$ representa as diferenças na média dos resíduos normalizados para homens e mulheres. A convergência salarial entre homens e mulheres entre o período t e o período t' , é dada por:

$$\begin{aligned} D_{t'} - D_t &= \Delta X_{t'}\beta_{t'} - \Delta X_t\beta_t + \sigma_{t'}\Delta\theta_{t'} - \sigma_t\Delta\theta_t \\ &= \Delta X_{t'}\beta_{t'} - \Delta X_t\beta_t + \Delta X_{t'}\beta_t - \Delta X_t\beta_t + \sigma_{t'}\Delta\theta_{t'} - \sigma_t\Delta\theta_t + \sigma_t\Delta\theta_{t'} - \sigma_t\Delta\theta_{t'} \\ &= (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_t + \Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \beta_t) + (\Delta\theta_{t'} - \Delta\theta_t)\sigma_t + \Delta\theta_{t'}(\sigma_{t'} - \sigma_t). \end{aligned} \quad (3.7)$$

Nesta decomposição, JMP decompõem as alterações nas características não observadas de forma idêntica à decomposição usada para as características observadas (ver equação 3.3). Os dois primeiros termos desta equação são idênticos aos dois primeiros termos da decomposição considerando as características observadas, isto é, o efeito das alterações nas quantidades/características observadas avaliadas a um preço/coeficiente fixo, $(\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\beta_t$, e o efeito dos preços/coeficientes, $\Delta X_{t'}(\beta_{t'} - \beta_t)$. O terceiro termo, $(\Delta\theta_{t'} - \Delta\theta_t)\sigma_t$, é designado por efeito da quantidade/característica não observada e capta as alterações nas posições relativas dos homens e das mulheres, isto é, o movimento para cima ou para baixo das mulheres, tomando como referência a distribuição salarial dos homens, incluindo o efeito de uma melhoria nas características não observadas das mulheres e/ou uma redução na extensão da discriminação contra as mulheres. O quarto termo, $\Delta\theta_{t'}(\sigma_{t'} - \sigma_t)$

σ_t), é designado de efeito do preço não observado e indica o efeito das alterações da desigualdade (salarial), isto é, mede as alterações no hiato salarial entre géneros proveniente das alterações na distribuição dos resíduos dos salários homens, sob o pressuposto de que o peso das mulheres nesta distribuição permaneceu constante. Dado que o termo $\Delta\theta_{t'}$ é negativo, isto significa que as mulheres ganham, em média, menos que o salário médio, e o quarto termo implica que um aumento da componente que representa a desigualdade (salarial) irá aumentar o hiato salarial entre homens e mulheres, mesmo que as mulheres mantenham as suas posições na distribuição salarial dos homens ($\Delta\theta_t - \Delta\theta_{t'} = 0$). Portanto, esta componente mede as alterações na penalização para as mulheres por estarem abaixo da média na distribuição dos resíduos dos homens. O efeito do preço não observado e o efeito da quantidade/característica não observada, juntamente, estimam a contribuição das variações do preço não observado e a composição das alterações nas variáveis não observadas sobre as alterações no hiato salarial. A soma do efeito da quantidade/característica não observada e do efeito do preço não observado é igual à alteração no “hiato não explicado” ou hiato residual, que é normalmente considerado uma estimativa de discriminação na decomposição convencional, mas também pode refletir diferenças na produtividade não observada entre homens e mulheres.

O termo $(\Delta\theta_{t'} - \Delta\theta_t)\sigma_t$ mede as alterações na média dos resíduos das mulheres, usando a distribuição salarial dos homens no período t , devido a alterações nas posições das mulheres na distribuição salarial dos homens. Empiricamente esta decomposição pode ser implementada atribuindo a cada mulher, em cada ano, um número do percentil correspondente à sua posição na distribuição dos resíduos dos homens para aquele ano. Para cada indivíduo no período t' , podemos calcular qual seria o resíduo dos salários no período t dado a sua posição na distribuição salarial. O termo $(\Delta\theta_{t'} - \Delta\theta_t)\sigma_t$, é, portanto, a diferença entre a média destes resíduos imputados e a média atual dos resíduos para as mulheres no período t . Dado que estas duas decomposições usam a mesma distribuição dos resíduos para o período t , este termo apenas capta os movimentos das mulheres ao longo da distribuição dos resíduos dos homens. O último termo pode ser calculado de forma análoga. Neste caso, comparamos os mesmos indivíduos do período t' e permitimos apenas a variação da distribuição dos resíduos dos homens. Atribuimos também percentis da distribuição dos homens para cada mulher no período t' , calculamos a distribuição de resíduos que as mulheres teriam no período t , dada a posição na distribuição dos homens, e subtraímos os resíduos atuais do período t' . Dado que a localização dos percentis das mulheres permanece

fixa neste cálculo, a alteração neste índice apenas reflete alterações na desigualdade dos resíduos para os homens.

O modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993) recorre à equação salarial simples, isto é:

$$Y_{it} = X_{it} \beta_t + u_{it}, \quad (3.8)$$

onde Y_{it} representa o logaritmo do salário do indivíduo i no ano t , X_{it} o vetor de características individuais (incluindo, por exemplo, a experiência e a educação) e u_{it} os resíduos que, neste caso, são constituídos por dois componentes: o percentil de um indivíduo na distribuição residual, θ_{it} , e a função distribuição dos resíduos da equação salarial, $F_t(\cdot)$. Por definição da função de distribuição cumulativa, temos:

$$u_{it} = F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}), \quad (3.9)$$

onde $F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})$ é a distribuição residual cumulativa inversa para trabalhadores com características X_{it} no ano t .

Com base nesta estrutura, as alterações na desigualdade salarial provêm de três fontes: alterações na distribuição das características individuais observadas (ou seja, alterações na distribuição de X), alterações nos preços observados (ou seja, alterações em β) e alterações na distribuição dos resíduos. Se definirmos $\bar{\beta}$ como os preços médios das características observadas ao longo de todo o período e $\bar{F}_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})$ como a distribuição cumulativa média, podemos decompor a diferença salarial em componentes correspondentes, como se segue:

$$Y_{it} = X_{it} \bar{\beta} + X_{it} (\beta_t - \bar{\beta}) + \bar{F}_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) + [F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) - \bar{F}_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})]. \quad (3.10)$$

O primeiro termo capta o efeito de alterações na distribuição das características observadas a preços fixos; o segundo termo capta os efeitos das alterações nos preços das características observadas com X fixo; e o terceiro os efeitos das alterações na distribuição dos resíduos salariais. Através desta estrutura simples, podemos reconstruir a distribuição dos salários com qualquer subconjunto de componentes mantidos fixos. Por exemplo, com preços observados fixos e uma distribuição residual fixa, os salários seriam determinados da seguinte forma:

$$Y_{it}^1 = X_{it} \bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it}|X_{it}). \quad (3.11)$$

Na prática, podemos estimar como esta distribuição (3.10) teria mudado ao longo do tempo, prevendo salários para todos os trabalhadores da amostra no ano t usando os coeficientes médios, $\bar{\beta}$, e computando um resíduo para cada trabalhador com base no seu percentil atual na distribuição residual no ano t e a distribuição cumulativa média ao longo de toda amostra. A principal vantagem desta especificação sobre a variância padrão deste modelo é que nos permite observar como as alterações na composição afetaram toda a distribuição salarial e não apenas a variância. Podemos determinar como as alterações na distribuição das características observadas afetaram outras medidas de desigualdade, como a diferença interquartil ou a diferença entre o percentil 90 e o percentil 10, ou como os efeitos foram diferentes para a desigualdade acima e abaixo da média.

Fazendo os preços e quantidades observados variarem ao longo do tempo, podemos gerar salários da seguinte forma:

$$Y_{it}^2 = X_{it} \beta_t + \bar{F}^{-1}(\theta_{it}|X_{it}). \quad (3.12)$$

Neste caso, estimamos salários para cada trabalhador, no ano t , dadas suas características observadas e a equação salarial estimada para o ano t , e, novamente, atribuímos um resíduo com base na distribuição cumulativa para todos os anos. Finalmente, se permitirmos que os preços e quantidades observadas e a distribuição dos resíduos se alterem ao longo do tempo, obtemos:

$$Y_{it}^3 = X_{it} \beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it}) = X_{it} \beta_t + u_{it} = Y_{it}, \quad (3.13)$$

que replica a distribuição actual dos salários, uma vez que $u_{it} = F_t^{-1}(\theta_{it}|X_{it})$, por definição da distribuição cumulativa de salários. A técnica básica será calcular a distribuição de Y_{it}^1 , Y_{it}^2 , e Y_{it}^3 para cada ano, e atribuir a alteração ao longo do tempo na desigualdade da distribuição Y_{it}^1 às alterações nas quantidades observadas. De seguida, atribuímos qualquer alteração adicional na desigualdade em Y_{it}^2 às alterações nos preços observados, e, finalmente, atribuímos quaisquer alterações adicionais na desigualdade Y_{it}^3 , para além daquelas encontradas em Y_{it}^2 , às alterações na distribuição das características não observadas (ou seja, alterações nos preços e quantidades não observados).

4. Resultados

Esta secção apresenta os resultados da decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1991) para o início e final do nosso horizonte temporal, ou seja, a convergência, ou divergência, salarial entre o ano 1991 e 2017, usando para o efeito o comando *jmpierce2* do STATA. Iremos também apresentar a decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1993) para o ano 1991 e para o ano 2017, em separado, e também para bloco de períodos, 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, usando o comando *jmpierce*. Esta divisão dos períodos em blocos tem em vista a utilização de diferentes subconjuntos de variáveis: nacionalidade (disponível entre 2000 e 2017); tipo de contrato de trabalho (disponível entre 2000 e 2017); e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão (disponível entre 2010 e 2017). Esta divisão também permite uma análise de robustez. Apresenta-se, igualmente, a decomposição do modelo Juhn, Murphy e Pierce (1993) para diferentes percentis da distribuição salarial, incluindo a diferença interquartil.

4.1. Convergência salarial entre 1991 e 2017

A análise nesta secção será feita com o Modelo Padrão e com o Modelo Expandido, definidos no Capítulo II, recorrendo ao modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1991) e ao comando do STATA *jmpierce2*. Os respectivos resultados encontram-se nas Tabela 30 e 31.

A variação total no hiato salarial é dada pela variável D , com $D = E + U$. É, pois, a soma das variações no hiato previsto (E) com as variações no hiato residual ou não previsto/observado (U). O hiato previsto (E) é constituído pelas variações nas quantidades observadas (Q - efeito quantidade) e nos preços observados (P - efeito preço); por sua vez, o hiato residual ou não previsto (U) é constituído pelas variações nas quantidades e preços não observados.

Verifica-se que para o Modelo Padrão, Tabela 30, entre 1991 e 2017 houve uma variação no hiato salarial total (D) de -0,1321 [-0,0722 + (-0,0599)] pontos logarítmicos, isto é, o hiato salarial entre géneros diminuiu 0,1321 pontos logarítmicos durante este período. Este resultado está muito próximo do ganho salarial (13,19 p.p.) que se verificou para as mulheres entre 1991 e 2017 na decomposição de BO, considerando o Modelo Padrão com Feminização, no Capítulo II (Tabela 25). Podemos verificar ainda que, entre 1991 e 2017, a variação no hiato previsto ou a variação na componente observada (E) foi de -0,0722 pontos

logarítmicos, isto é, a variação no hiato previsto contribuiu para diminuir a variação no hiato salarial total em cerca de 0,0722 pontos logaritmos ou em 54,62% (-0,0722/-0,1321). Dentro do hiato previsto podemos verificar que o efeito quantidade (Q) é negativo (-0,1512), contribuindo assim para diminuir o hiato salarial total, e o efeito preço (P) é positivo (0,0243), contribuindo, em contrapartida, para aumentar o hiato salarial total. O efeito quantidade apresenta, portanto, um maior impacto (em termos absolutos) sobre o hiato salarial total, quando comparado com o efeito preço.

Por sua vez, a variação no hiato residual ou a variação na componente não observada foi de -0,0599 pontos logarítmicos; ou seja, o hiato não previsto diminuiu a variação no hiato salarial total em cerca de 0,0599 pontos logarítmicos ou em 45,38% (-0,0599/-0,1321), apresentando-se com um menor impacto sobre o hiato total em relação ao hiato previsto (54,62%). Para o hiato residual ou não observado, o efeito de quantidade não observada é negativo (-0,0705) e o efeito preço não observado é positivo (0,0213), sendo que o efeito de quantidade não observada também apresenta um maior impacto (em termos absolutos), tal como no caso do hiato previsto. O hiato total (D), bem como as suas componentes (E + U), apresentam um comportamento semelhante ao obtido no estudo de Blau e Kahn (2017), onde o hiato total também sofreu uma diminuição durante o período analisado e o hiato previsto e não previsto apresentaram também valores negativos.

Quanto às alterações no hiato previsto, e, considerando o efeito de quantidade ou média das características observadas (Q), verificamos que a variação na feminização diminuiu o hiato salarial total em cerca de 0,0004 pontos logaritmos ou contribuiu para diminuir cerca de 0,309% (-0,0004/-0,1321) da variação total no hiato salarial entre géneros. Portanto, o impacto da feminização foi muito reduzido. Esta reduzida contribuição da feminização para o hiato salarial assemelha-se aos resultados encontrados no Capítulo II, onde utilizamos a decomposição de BO, e nos estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde estes autores defendem que as diferenças nas categorias profissionais levam a salários mais baixos, mas não a hiatos salariais mais elevados. Quando comparam a afetação dos trabalhadores pelas empresas com a afetação dos trabalhadores pelas categorias profissionais, Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), concluem que o hiato salarial a nível das categorias profissionais exhibe uma menor dispersão, principalmente no ano 2013. Concluem igualmente que o hiato salarial determinado ao nível da categoria profissional não é influenciado pelo grau de segregação entre géneros, isto é, enquanto que as empresas mais

segregadas tendem a exibir maiores desigualdades salariais entre géneros, as categorias profissionais levam a salários mais baixos, mas não a mais elevados hiatos salariais. Por outras palavras, o nível de segregação, com base no género, por categoria profissional está decisivamente associado a salários mais baixos, mas não parece ter impacto significativo sobre o hiato salarial observado dentro de cada categoria profissional. Uma explicação possível para este resultado é a sobreocupação feminina de algumas profissões.

As variações na idade e na antiguidade diminuíram o hiato salarial total em cerca de 0,0143 e 0,0035 pontos logarítmicos, respetivamente, ou contribuíram para diminuição do hiato total em cerca de 10,81% e 2,63%, respetivamente, entre 1991 e 2017. As melhorias a nível de educação e qualificação dos trabalhadores diminuíram o hiato total em cerca de 0,028 e 0,039 pontos logarítmicos, respetivamente, ou em 21,18% e 30,25%, respetivamente. Por sua vez, os instrumentos da regulamentação coletiva do trabalho (IRCT) diminuíram o hiato total em cerca de 0,0046 pontos logarítmicos ou em 3,49%, enquanto, o volume de negócios das empresas aumentou o hiato total em cerca de 0,0029%. A dimensão das empresas, o capital social das empresas, a localização das empresas e a atividade económica das empresas, no seu conjunto, diminuíram o hiato total em cerca de 0,0604 pontos logarítmicos (46% do hiato total). Como em Blau e Kahn (2017), convém realçar que a educação (21,18%), a qualificação (30,25%) e atividade económica (21,36%), foram as variáveis que mais contribuíram para a diminuição no hiato salarial total durante o período 1991-2017.

Quanto ao efeito de preço das variáveis observadas, podemos verificar que as alterações no preço da feminização, idade, antiguidade, educação, regulamentação coletiva do trabalho, volume de negócios das empresas e capital social da empresa contribuíram para aumentar o hiato salarial total entre 1991 e 2017, apresentando coeficientes positivos. Contudo, alterações no preço da qualificação dos trabalhadores, da dimensão das empresas, da localização das empresas e da atividade económica das empresas contribuíram para diminuir o hiato total no mesmo período. Como o efeito de quantidade apresenta um maior impacto que o efeito de preço, os valores positivos do efeito de preço acabaram compensados pelos valores negativos do efeito de quantidade.

Os resultados da análise da convergência salarial entre o ano 1991 e 2017, para o Modelo Padrão, são muito semelhantes aos resultados do “modelo de capital humano” do estudo de Blau e Kahn (2017), destacando o papel das medidas tradicionais de capital

humano (principalmente as melhorias quanto ao nível de educação e qualificação dos trabalhadores) e do sector de atividade, que foram muito importantes para explicar grande parte da diminuição na disparidade salarial entre géneros durante este período.

Em relação ao Modelo Expandido podemos verificar através da Tabela 31 que este modelo também indica uma diminuição do hiato salarial total (D), entre 1991 e 2017, na ordem de -0,1257 pontos logarítmicos, valor não muito diferente do Modelo Padrão (-0,1321), e da decomposição de BO na Tabela 25 (-0,1254) para o mesmo período, mas indicando uma redução ligeiramente menor no hiato total quando comparado com o Modelo Padrão. No geral, o comportamento da componente observada e não observada do hiato salarial foi muito semelhante ao do Modelo Padrão, verificando-se pequenas diferenças a nível dos valores. A variação no hiato previsto (E) foi de -0,0672 pontos logarítmicos, contribuindo para diminuir a variação no hiato salarial total em cerca de 53,4972%. Por sua vez, a variação no hiato residual ou a variação na componente não observada (U) foi de -0,0585 pontos logarítmicos, ou melhor, o hiato não previsto diminuiu a variação no hiato salarial total em cerca de 46,5028%, entre 1991 e 2017. Quer para o hiato previsto quer para o hiato residual ou não previsto, o efeito de quantidade (Q) é negativo e o efeito de preço (P) é positivo, sendo que o efeito negativo da quantidade supera o efeito positivo do preço, tal como aconteceu no Modelo Padrão. A educação e a qualificação continuam a apresentar um papel importante na explicação da diminuição da disparidade salarial durante este período.

A diminuição do hiato salarial reflete o progresso salarial das mulheres durante este período, maioritariamente impulsionada pelo hiato previsto (contribuindo com mais de 50%), sobretudo devido a melhorias das qualificações e nível de educação das mulheres, e não somente à redução da componente não explicada do hiato salarial (componente associada à discriminação sexual) que contribuiu com mais de 40% para a variação no hiato salarial total. Este resultado acompanha os resultados dos estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), onde as características não observadas dos indivíduos foram responsáveis por 60 % da variação no hiato salarial total, não obstante destes autores terem usado uma metodologia diferente da nossa.

Tabela 30: Convergência salarial entre o ano 1991 e o ano 2017, Modelo Padrão

				Porcentagem no Hiato Total (E)	Porcentagem no Hiato Total (Q)	Porcentagem no Hiato Total (P)
Decomposição das diferenças no hiato previsto (E):	E	Q	P	E	Q	P
Total	-0,0722	-0,1512	0,0243	54,6180	114,3950	-18,3599
FEMINIZAÇÃO	0,0114	-0,0004	0,0125	-8,6250	0,3094	-9,4904
Idade + idade_sq	-0,0115	-0,0143	0,0120	8,6896	10,8113	-9,0598
Antiguidade + antiguidade_sq	-0,0049	-0,0035	0,0080	3,6988	2,6271	-6,0392
Educação	-0,0267	-0,0280	0,0011	20,1721	21,1769	-0,8319
Qualificação	-0,0427	-0,0390	-0,0113	32,2829	30,2489	8,5346
IRCT	0,0014	-0,0046	0,0165	-1,0396	3,4993	-12,5112
Volume de negócios	0,0077	0,0000	0,0078	-5,8642	-0,0029	-5,8880
Dimensão da empresa	-0,0084	-0,0122	-0,0165	6,3441	9,2234	12,4634
Capital social	-0,0141	-0,0084	0,0002	10,6796	6,3432	-0,1620
Localização	-0,0112	-0,0116	-0,0031	8,4931	8,7940	2,3253
Atividade econômica	-0,0305	-0,0282	-0,0030	23,0931	21,3647	2,2995
Todas as variáveis	-0,1294	-0,1512	0,0243	97,9247	114,3952	-18,3597
Decomposição de diferenças no hiato residual (U):	U	Q	P	U	Q	P
Total	-0,0599	-0,0705	0,0213	45,3820	53,3293	-16,1185
Diferença nos componentes do hiato total (D):	D	E	U	D	E	U
Total	-0,1321	-0,0722	-0,0599	100,0000	54,6180	45,3820
Hiato Salarial Total (D = E + U)	-0,1321					

Nota: D = variação total no hiato salarial; E = diferença no hiato previsto; U = diferença no hiato residual; Q = efeito de quantidade; P = efeito de preço; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce2” (decomposição para 2 períodos); as variáveis categóricas: educação, qualificação, irct, volume de negócios, dimensão da empresa, capital social, localização e a atividade econômica incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais dos capítulos I e II (e possuem também as mesmas categorias omitidas); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; em 1991 o nº de observações para as mulheres era de 737 577 e para os homens 1 258 500; e, em 2017 o nº de observações para as mulheres era de 1 394 410 e para os homens 1 578 836.

Tabela 31: Convergência salarial entre o ano 1991 e o ano 2017, Modelo Expandido

				Percentagem no Hiato Total (E)	Percentagem no Hiato Total (Q)	Percentagem no Hiato Total (P)
Decomposição das diferenças no hiato previsto (E):	E	Q	P	E	Q	P
Total	-0,0672	-0,1275	0,0106	53,4972	101,4508	-8,4356
FEMINIZAÇÃO	0,0012	-0,0002	0,0014	-0,9389	0,1644	-1,1290
Idade + idade_sq	-0,0126	-0,0149	0,0098	10,0152	11,8746	-7,8287
Antiguidade + antiguidade_sq	-0,0045	-0,0031	0,0079	3,5498	2,4907	-6,2714
Educação	-0,0250	-0,0251	0,0015	19,8962	19,9353	-1,2023
Qualificação	-0,0397	-0,0345	-0,0125	31,6046	27,4754	9,9710
IRCT	0,0016	-0,0024	0,0174	-1,2755	1,8863	-13,8045
Volume de negócios	0,0093	0,0005	0,0081	-7,4203	-0,3745	-6,4820
Dimensão da empresa	-0,0097	-0,0113	-0,0160	7,6947	8,9726	12,7042
Capital social	-0,0100	-0,0057	0,0011	7,9780	4,5715	-0,8776
Localização	-0,0113	-0,0115	-0,0029	8,9792	9,1535	2,3116
Atividade económica	0,0237	-0,0289	-0,0041	-18,8635	22,9786	3,2225
media_antiguidade_por_profissoes	0,0097	0,0071	-0,0012	-7,7226	-5,6522	0,9504
prop_trab_empr_1000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
prop_trab_irtc_cobertos	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Todas as variáveis	-0,0672	-0,1301	0,0106	53,4970	103,4762	-8,4359
Decomposição de diferenças no hiato residual (U):	U	Q	P	U	Q	P
Total	-0,0585	-0,0680	0,0191	46,5028	54,0884	-15,1568
Diferença nos componentes do hiato total (D):	D	E	U	D	E	U
Total	-0,1257	-0,0672	-0,0585	100,0000	53,4972	46,5028
Hiato Salarial Total (D = E + U)	-0,1257					

4.2. Decomposição salarial para o ano 1991 e o ano 2017, em separado

Nesta secção iremos apresentar a decomposição do modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993) para o ano 1991 e para o ano 2017, em separado, considerando o Modelo Padrão e o Modelo Expandido. Esta análise tem em vista analisar o comportamento da disparidade salarial entre géneros no início da nossa série temporal e vinte e seis anos mais tarde.

A Tabela 32 apresenta a decomposição salarial para o Modelo Padrão recorrendo ao modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993), para os anos 1991 e 2017 (em separados), tendo como referência a regressão salarial dos homens. Para o ano 1991, o hiato salarial total observado é representado pela variável T, que por sua vez corresponde à soma das diferenças nas quantidades observadas (Q), nos preços observados (P) e nas quantidades e preços não observados ou hiato não observado (U). Podemos verificar que em 1991 a diferença salarial entre homens e mulheres era de 0,3004 (isto é, as mulheres recebiam menos 30% do que os homens). Este valor não difere muito do valor da diferença salarial com BO para o ano 1991 da Tabela 25 do Capítulo II, e de Cardoso, Portugal e Guimarães (2016) e Cardoso, Portugal, Guimarães e Raposo (2016) que se situava em 33%.

Podemos ainda verificar que as diferenças nas quantidades observadas (Q) das variáveis explicativas contribuíram com cerca de 0,1229 pontos logarítmicos (ou 40,9252% = $(0,1229/0,3004)$) da diferença salarial total entre géneros no ano 1991. Por outro lado, as diferenças nos preços observados (P) das variáveis explicativas, explicaram cerca de 0,1775 pontos logarítmicos ou 59,0719% ($0,1775/0,3004$) do hiato salarial total no mesmo período. As alterações nos preços observados tiveram um maior contributo na explicação do hiato salarial total do que as alterações nas quantidades observadas, em 1991. Contudo, a componente não observada (U) ou o hiato não explicado (preço e quantidade não observados) teve uma contribuição quase nula na explicação da diferença salarial total em 1991, na ordem dos 0,00296% (na decomposição de BO o hiato não explicado teve sempre uma maior contribuição na explicação do hiato salarial total do que o hiato explicado).

A feminização explicou cerca de 0,0046 pontos logarítmicos ou 1,5431% (valor muito próximo da decomposição de BO) da diferença salarial total entre géneros, indicando novamente a pequena contribuição da concentração das mulheres nas categorias profissionais na explicação do hiato salarial, tal como, por exemplo, em Macpherson e Hirsch (1995), Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e

Raposo (2016). A idade e a antiguidade, no seu conjunto, explicaram cerca de 3,8631% do hiato salarial total e a regulamentação do trabalho perdeu a sua importância. A educação e qualificação, conjuntamente, explicaram cerca de 18,4595% do hiato total, sendo que a qualificação foi a variável que mais contribuiu para explicar o hiato total em 1991 (resultados semelhantes aos de Blau e Kahn, 2017). O volume de negócios, a dimensão da empresa, o capital social, a localização e a atividade económica das empresas, no seu conjunto, explicaram cerca de 17,4325% da diferença salarial entre géneros no ano 1991.

A decomposição salarial para o ano de 2017, considerando o Modelo Padrão, é também dada pela Tabela 32. Pode observar-se que em 2017, o hiato salarial total se situa em 0,1683 (valor muito próximo da decomposição de BO para o ano 2017, Tabela 25), ou uma diferença salarial de 16,83% favorável aos homens. Em todo o caso, uma redução substancial em relação a 1991, onde o hiato se situava em 30%. As diferenças nos preços observados (70,7076%) também apresentam um maior contributo que as diferenças nas quantidades observadas (29,2899%), sendo que o hiato não explicado apresenta novamente um contributo muito reduzido neste modelo. A feminização destaca-se com um maior contributo, em comparação com ano de 1991 (10,9173% versus 1,5431%), sendo que a atividade económica (21,9541%) é a variável que mais contribuiu para explicar o hiato salarial total neste período.

Quanto ao Modelo Expandido para o ano 1991, podemos verificar a partir da Tabela 33 que o hiato salarial total observado foi de 0,3008, isto é, a diferença salarial entre homens e mulheres (30,08%) para o ano 1991 não sofreu alterações com a introdução de controlos para as profissões e sector de actividade, já que no Modelo padrão a diferença salarial rondava os 30,04%. As diferenças nos preços observados continuam com uma maior contribuição que as diferenças nas quantidades observadas, sendo que o hiato não explicado continua com um pequeno contributo, tal como no Modelo Padrão para o mesmo período. A feminização apresenta um maior contributo (2,3793% versus 1,5431%) na explicação do hiato total, quando comparado como o Modelo Padrão para o ano 1991, sendo que a qualificação dos trabalhadores continua sendo a variável que mais contribuiu para explicar o hiato salarial total neste período. Por outro lado, a média da antiguidade nas profissões (controlo para as profissões) não contribuiu muito para explicar o hiato salarial total, tendo mesmo perdido a sua importância (-0,8627%). As variáveis “prop_trab_empr_1000” e “prop_trab_irect_cobertos” (controlos para o sector de atividade) foram omitidas devido a colinearidade.

A decomposição salarial para o Modelo Expandido, considerando o ano 2017, encontra-se também descrita na Tabela 33. O hiato salarial total para este modelo foi de 0,1751, isto é, as mulheres ganharam, em média, menos 17,51% que os homens, valor próximo do Modelo Padrão (16,83%) para o ano 2017 e da decomposição de BO para o mesmo período (Tabela 25). A feminização apresenta um menor contributo em comparação com o Modelo Padrão para o ano 2017 (5,8741% versus 10,9173%), sendo que as restantes variáveis explicativas apresentam o mesmo comportamento que o Modelo Padrão para o ano 2017. A “media_antiguidade_por_profissoes” agora apresenta um contributo mais evidente, explicando cerca de 4,2673% do hiato salarial total (em 1991 não contribuiu para explicar o hiato). As variáveis “prop_trab_empr_1000” e “prop_trab_irtc_cobertos” foram omitidas devido a colinearidade.

A Tabela C.1 (Anexo C) apresenta a decomposição para o Modelo Padrão para o ano 2017, controlando a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho. Neste caso, as variáveis explicativas continuam com o mesmo comportamento que a Tabela 32, e podemos verificar que, o tipo de contrato de trabalho perde a sua importância na explicação do hiato total (-0,3880%) e a nacionalidade tem um pequeno contributo (0,0238%). Em relação ao Modelo Expandido para o ano 2017, Tabela C.1, controlando a nacionalidade, o tipo de contrato de trabalho e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão, verifica-se que as variáveis explicativas continuam com o mesmo comportamento que a Tabela 33, e podemos verificar que o tipo de contrato de trabalho continua a não contribuir para explicar hiato salarial total (-0,2273%), e a nacionalidade continua com um pequeno contributo (0,0045%). Por outro lado, a contribuição da variável “media_antiguidade_por_profissoes” (10,1453%) é maior quando comparado com o valor da Tabela 33 (4,2673%) e a feminização apresenta um contributo muito elevado (16,4662%) quando comparado com a Tabela 33 (o que pode ser explicado pela elevada correlação entre a feminização e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão).

Tabela 32: Decomposição salarial para o ano 1991 e 2017, Modelo Padrão

ANO	1991				2017			
	Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:	Média	Porcentagem no Hiato Total			Média	Porcentagem no Hiato Total	
FEMINIZAÇÃO	0,0046	1,5431			0,0184	10,9173		
Idade + idade_sq	0,0087	2,9122			0,0012	0,7337		
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0029	0,9509			-0,0013	-0,7444		
Educação	0,0006	0,1911			0,0044	2,5995		
Qualificação	0,0549	18,2684			0,0086	5,1333		
IRCT	-0,0011	-0,3731			-0,0001	-0,0475		
Volume de negócios	0,0050	1,6676			0,0128	7,5894		
Dimensão da empresa	0,0098	3,2472			0,0010	0,6184		
Capital social	0,0191	6,3605			0,0050	2,9987		
Localização	0,0108	3,5800			-0,0006	-0,3590		
Atividade económica	0,0077	2,5772			0,0369	21,9541		
Todas as variáveis: Total (Q)	0,1229	40,9252			0,0865	51,3935		
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,000008881				0,0000042			
Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,3004	0,1229	0,1775	0,0000089	0,1683	0,0493	0,1190	0,0000042
Porcentagem no Hiato Total	100	40,9252	59,0719	0,00296	100	29,2899	70,7076	0,0025

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para o ano t); as variáveis categóricas: educação, qualificação, irct, volume de negócios, dimensão da empresa, capital social, localização e atividade económica incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais dos capítulos I e II (possuem também as mesmas categorias omitidas); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; em 1991 o nº de observações para as mulheres era de 737 577 e para os homens 1 258 500; e, em 2017 o nº de observações para as mulheres era de 1 394 410 e para os homens 1 578 836.

Tabela 33: Decomposição salarial para o ano 1991 e 2017, Modelo Expandido

ANO	1991				2017				
	Média	Percentagem no Hiato Total			Percentagem no Hiato Total				
Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:									
FEMINIZAÇÃO	0,0072	2,3793			0,0103	5,8741			
Idade + idade_sq	0,0095	3,1474			0,0007	0,3834			
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0024	0,8102			-0,0012	-0,6882			
Educação	0,0006	0,2123			0,0021	1,1740			
Qualificação	0,0534	17,7628			0,0104	5,9363			
IRCT	-0,0014	-0,4813			-0,0001	-0,0632			
Volume de negócios	0,0049	1,6207			0,0142	8,1287			
Dimensão da empresa	0,0094	3,1362			-0,0005	-0,2950			
Capital social	0,0196	6,5206			0,0096	5,4635			
Localização	0,0108	3,5917			-0,0006	-0,3546			
Atividade económica	0,0079	2,6344			0,0326	18,6281			
media_antiguidade_por_profissoes	-0,0026	-0,8627			0,0075	4,2673			
prop_trab_empr_1000	0,0000	0,0000			0,0000	0,0000			
prop_trab_irct_cobertos	0,0000	0,0000			0,0000	0,0000			
Todas as variáveis: Total (Q)	0,1217	40,4716			0,0848	48,4546			
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)		0,0000089				0,0000047			
Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)		T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,3008	0,1217	0,1790	0,0000089	0,0000089	0,1751	0,0533	0,1218	0,00000473
Percentagem no Hiato Total	100,0000	40,4716	59,5254	0,0030	0,0030	100,0000	30,4147	69,5826	0,00270

4.3. Decomposição salarial por bloco de períodos

Nesta secção iremos apresentar a decomposição do modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993) para diferentes blocos temporais: 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017. O objectivo é também poder controlar a nacionalidade (disponível em 2000-2017), o tipo de contrato de trabalho (disponível em 2000-2017) e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão (disponível em 2010-2017). Em cada um dos períodos considera-se a respetiva média.

A Tabela 34 apresenta a decomposição salarial utilizando o Modelo Padrão. Durante o período agregado 1991-2000, o hiato salarial total foi de 0,2817 ou 28,17% por ano, em média (este valor está muito próximo dos valores para os anos compreendidos entre 1991 e 2000 com a decomposição de BO, Tabela 25). As diferenças nos preços observados (59,5915%) apresentam um maior contributo que as diferenças nas quantidades observadas (40,4082%), sendo que o hiato não explicado apresenta um contributo muito reduzido (0,0003%). Para este período agregado, a feminização explica cerca de 1,9547% do hiato total, sendo que a qualificação dos trabalhadores (17,8608%) é a variável que mais contribuiu para o hiato salarial total durante o período.

Em relação ao Modelo Padrão para o período agregado 2000-2010, verifica-se que o hiato salarial total foi de 0,2270 por ano, em média (este valor assemelha-se aos valores apurados para período 2000-2010, usando a decomposição de BO, Tabela 25). As diferenças nos preços observados (64,7807%) continuam a apresentar um maior contributo que as diferenças nas quantidades observadas (35,2192%), sendo que o hiato não explicado apresenta também um contributo praticamente nulo (0,00014%). A feminização explicou cerca de 6,6751% do hiato total (maior que no período 1991-2000, onde foi de 1,9547%), sendo que a qualificação dos trabalhadores (14,7887%) continua sendo a variável que mais contribuiu para explicar o hiato salarial total. A atividade económica também apresentou um contributo importante (9,8043%).

Finalmente, no Modelo Padrão para o período agregado 2010-2017, verifica-se que, em média, o hiato salarial total foi de 0,1868, ou 18,68% por ano (este valor também acompanha os valores da decomposição de BO, Tabela 25, para os anos entre 2010 e 2017). As diferenças nos preços observados (66,3398%) continuam a apresentar um maior contributo que as diferenças nas quantidades observadas (33,6600%), sendo que o hiato não explicado se mantém quase nulo. Para este período agregado, a feminização destaca-se com

uma grande contribuição, explicando cerca de 10,2707% do hiato total (maior que no período 1991-2000 onde era apenas 1,9547% e maior que no período 2000-2010 onde era 6,6751%), sendo que a qualificação dos trabalhadores (9,306%) e a atividade económica (17,918%) são as variáveis que mais contribuíram para explicar o hiato salarial total.

A Tabela 35 apresenta a decomposição salarial para os períodos 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, considerando o Modelo Expandido. As variáveis explicativas continuam com o mesmo comportamento verificado na Tabela 34, considerando os respectivos blocos de períodos. A feminização apresenta um maior contributo no último bloco, isto é, para o período agregado 2010-2017 (6,7438%), quando comparado com os blocos 2000-2010 (1,0486%) e 1991-2000 (2,1934%). A qualificação e atividade económica continuam sendo as variáveis com a maior contribuição na explicação do hiato total. Podemos ainda verificar que a variável “media_antiguidade_por_profissoes” apresenta um maior contributo (3,6130%) para o período 2000-2010, e, por fim, a variável “prop_trab_irct_cobertos” destaca-se com um contributo positivo no último bloco.

A Tabela C.2 (Anexo C), apresenta a decomposição salarial para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017, considerando o Modelo Padrão e controlando a nacionalidade e o tipo de contrato. Para o período 2000-2010 as variáveis explicativas apresentam um comportamento muito semelhante ao Modelo Padrão da Tabela 34 onde não se controla a nacionalidade e o tipo de contrato de trabalho. Podemos verificar que o contrato de trabalho tem um pequeno contributo (0,1044%), e a nacionalidade não parece contribuir para explicar o hiato salarial (-0,0955%). Em relação ao período agregado 2010-2017, as variáveis explicativas também apresentam um comportamento muito semelhante ao Modelo Padrão da Tabela 34. Na Tabela C.3 (Anexo C) podemos ver a decomposição salarial para o Modelo Expandido para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017 e considerando também a inclusão da nacionalidade, o tipo de contrato de trabalho e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão. Os períodos 2000-2010 e 2010-2017 apresentam um comportamento semelhante ao Modelo Expandido da Tabela 35, sendo que a feminização (8,4367%) e a atividade económica (13,3503%) destacam-se com um contributo maior no período 2010-2017, sendo que o contrato de trabalho e a nacionalidade continuam a não explicar muito a diferença salarial entre géneros. A “media_antiguidade_por_profissoes” tem um maior contributo (3,6074%) no período 2000-2010.

Tabela 34: Decomposição salarial para os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão

Bloco de período	1991-2000				2000-2010				2010-2017			
Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:	Média	Porcentagem no Hiato Total			Média	Porcentagem no Hiato Total			Média	Porcentagem no Hiato Total		
FEMINIZAÇÃO	0,0055	1,9547			0,0152	6,6751			0,0192	10,2707		
Idade + idade_sq	0,0114	4,0488			0,0055	2,4370			0,0025	1,3135		
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0040	1,4051			0,0030	1,3347			0,0010	0,5589		
Educação	0,0056	1,9711			0,0066	2,9261			0,0016	0,8784		
Qualificação	0,0503	17,8608			0,0336	14,7887			0,0174	9,3064		
IRCT	0,0042	1,4949			0,0012	0,5163			0,0009	0,4866		
Volume de negócios	0,0072	2,5483			0,0079	3,4634			0,0128	6,8460		
Dimensão da empresa	-0,0039	-1,3859			-0,0004	-0,1550			0,0006	0,3248		
Capital social	0,0209	7,4246			0,0157	6,9032			0,0073	3,9294		
Localização	0,00604	2,1447			0,0002	0,0926			-0,0012	-0,6358		
Atividade económica	0,0101	3,5980			0,0223	9,8043			0,0335	17,9180		
Todas as variáveis: Total (Q)	0,1213	43,0649			0,1108	48,7865			0,0956	51,1970		
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,000001				0,00000032				0,00000038			
Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,2817	0,1138	0,1679	0,000001	0,2270	0,07996	0,1471	0,0000003	0,1868	0,0629	0,1239	0,0000004
Porcentagem no Hiato Total	100	40,4082	59,5915	0,0003	100	35,2192	64,7807	0,00014	100	33,6600	66,3398	0,00021

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); as variáveis categóricas: educação, qualificação, irct, volume de negócios, dimensão da empresa, capital social, localização e atividade económica incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais dos capítulos I e II (e possuem as mesmas categorias omitidas); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; para o período 1991-2000 o nº de observações para os homens era de 12 989 568 e para as mulheres 8 577 259; para o período 2000-2017 o nº de observações para os homens era de 26 454 471 e para as mulheres 21 264 441; e para o período 2010-2017 o nº de observações para os homens era de 11 839 856 e para as mulheres 10 240 989.

Tabela 35: Decomposição salarial os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Expandido

Bloco de período	1991-2000				2000-2010				2010-2017			
	Média	Percentagem no Hiato Total			Média	Percentagem no Hiato Total			Média	Percentagem no Hiato Total		
FEMINIZAÇÃO	0,0063	2,1934			0,0024	1,0486			0,0130	6,7438		
Idade + idade_sq	0,0256	8,9262			0,0041	1,7872			0,0016	0,8073		
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0080	2,8043			0,0024	1,0644			0,0009	0,4575		
Educação	0,0115	4,0287			0,0058	2,5337			0,0064	3,3269		
Qualificação	0,0576	20,1117			0,0352	15,3821			0,0204	10,6340		
IRCT	0,0165	5,7508			0,0034	1,4741			0,0015	0,7554		
Volume de negócios	0,0006	0,2218			0,0084	3,6684			0,0144	7,4826		
Dimensão da empresa	0,0000	0,0000			-0,0001	-0,0510			-0,0005	-0,2674		
Capital social	0,0285	9,9578			0,0160	6,9713			0,0120	6,2230		
Localização	0,0096	3,3602			0,0006	0,2707			-0,0011	-0,5740		
Atividade económica	0,0129	4,5032			0,0138	6,0199			0,0255	13,2440		
media_antiguidade_por_profissoes	0,0025	0,8631			0,0083	3,6130			0,0036	1,8933		
prop_trab_empr_1000	0,0000	0,0000			0,0000	0,0000			0,0000	0,0000		
prop_trab_irct_cobertos	-0,0235	-8,1975			-0,0007	-0,2925			0,0002	0,1070		
Todas as variaveis: Total (Q)	0,1561	54,5236			0,0996	43,4899			0,0977	50,8333		
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,00001				0,0000004				0,0000005			
Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,2864	0,1373	0,1490	0,00001	0,2291	0,0789	0,1503	0,0000004	0,1923	0,0668	0,1255	0,0000005
Percentagem no Hiato Total	100,000	47,9613	52,0364	0,0023	100,0000	34,4216	65,5782	0,0002	100,0000	34,7588	65,2410	0,0002

4.4. Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial

Apresentamos nesta secção a decomposição do modelo de Juhn, Murphy e Pierce (1993), considerando agora diferentes percentis da distribuição salarial e também a diferença interquartil, para o Modelo Padrão e o Modelo Expandido. Os percentis (p) a serem considerados são: p10 (base da distribuição salarial); p50 (centro da distribuição salarial, mediana); e p90 (topo da distribuição salarial). Iremos também analisar a diferença interquartil (d) para os trabalhadores acima da mediana ($d_{9050} = p_{90} - p_{50}$), abaixo da mediana ($d_{5010} = p_{50} - p_{10}$) e entre o topo e a base da distribuição salarial ($d_{9010} = p_{90} - p_{10}$).

4.4.1. Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial - Anos 1991 e 2017

A Tabela 36 indica os resultados da decomposição salarial para o Modelo Padrão e o Modelo Expandido, para os anos 1991 e 2017, considerando os percentis p10, p50 e p90. Para o ano 1991, podemos constatar, em primeiro lugar, que a diferença salarial entre géneros (T) é maior no centro ($p_{50} = 0,3640$) e no topo ($p_{90} = 0,3270$) da distribuição salarial do que na base ($p_{10} = 0,1440$). As diferenças nas quantidades observadas (Q) e as diferenças no hiato residual ou não observado (U) foram também maiores no centro e no topo (p50 e p90) do que na base da distribuição salarial (p10), tal como, de resto, em Blau e Kahn (2006). Em contrapartida, as diferenças nos preços observados (P) foram maiores na base e no centro do que no topo (p90), mas as diferenças são pequenas.

Quanto às diferenças nas quantidades observadas (Q) podemos verificar que na base da distribuição salarial (p10) as diferenças nas quantidades observadas explicaram cerca de 15,90% ($0,0229/0,1440$) do hiato salarial total. No centro da distribuição salarial as diferenças nas quantidades observadas explicaram cerca de 45,30% ($0,1649/0,3640$) do hiato total e 37,88% ($0,1239/0,3270$) no topo da distribuição salarial. Ou seja, as diferenças nas quantidades observadas conseguiram explicar mais as diferenças salariais no centro e no topo do que na base da distribuição salarial.

Quanto às diferenças nos preços observados (P), podemos verificar que na base (p10) as diferenças nos preços observados explicam cerca de 114,58% ($0,1650 / 0,1440$) do hiato total, 54,67% ($0,1990/0,3640$) no centro da distribuição e 45,26% ($0,1480/0,3270$) no topo da distribuição salarial. Verifica-se também que as diferenças no hiato residual ou

componente não observada (U - preço e quantidade não observados) têm uma proporção muito reduzida na explicação do hiato total quando comparado com as diferenças nas quantidades e preços observados, para todos os percentis. O hiato não observado explica uma maior parcela do hiato total no topo ($17,43\% = 0,0570/0,3270$) do que na base e no centro da distribuição salarial. Quanto à variável feminização podemos verificar que o impacto das diferenças na feminização é maior no centro (0,0076) e no topo (0,0069) do que na base (0,0065) da distribuição, mas explicam uma reduzida parcela do hiato salarial total.

Quanto ao Modelo Expandido para o ano 1991, verifica-se que a diferença salarial entre géneros continua com o mesmo comportamento que o Modelo Padrão para o mesmo período, isto é, maior no centro (0,364) e no topo (0,327) da distribuição salarial, sendo novamente maior no centro. As diferenças nas quantidades observadas, no hiato residual ou não observado e na feminização são também maiores no centro e no topo da distribuição do que na base. As diferenças nos preços observados, por sua vez, continuam maiores na base e no centro da distribuição, mas as diferenças são pequenas.

Em 2017 o Modelo Padrão teve um comportamento semelhante ao Modelo Padrão do ano 1991, com a diferença salarial entre géneros também maior no centro (0,182) e no topo (0,267) do que na base (0,078) da distribuição salarial. A diferença salarial maior no topo da distribuição salarial pode indicar a existência de *glass ceiling*, em que as mulheres enfrentam barreiras no acesso aos cargos do topo, tal como apontam os estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016). As diferenças nas quantidades observadas, nos preços observados, no hiato residual ou não observado e na feminização foram maiores no centro e topo da distribuição salarial, indicando assim que estas diferenças apresentam uma maior explicação para o hiato salarial no centro e no topo da distribuição. Em relação ao Modelo Expandido para o ano 2017 podemos verificar que, no geral, há um comportamento semelhante ao Modelo Padrão para o mesmo período, onde o hiato total é maior nos percentis p50 e p90 e as diferenças nas componentes observadas (quantidade e preço observados), no hiato residual e na feminização são também maiores nestes percentis.

Tabela 36: Decomposição salarial para percentis da distribuição, anos 1991 e 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido

1991										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Percentis	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
p10	0,1440	0,0229	0,1650	-0,0440	0,0065	0,1430	0,0210	0,1670	-0,0450	0,0088
p50	0,3640	0,1649	0,1990	0,0010	0,0076	0,3640	0,1640	0,1990	0,0010	0,0099
p90	0,3270	0,1239	0,1480	0,0570	0,0069	0,3270	0,1260	0,1450	0,0570	0,0091
2017										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Percentis	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
p10	0,0780	0,0500	0,0690	-0,0410	0,0170	0,0750	0,0500	0,0690	-0,0430	0,0098
p50	0,1820	0,0700	0,1170	-0,0050	0,0180	0,1860	0,0730	0,1200	-0,0060	0,0100
p90	0,2670	0,0560	0,1590	0,05340	0,0200	0,2640	0,0480	0,1620	0,0550	0,0114

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; FEM representa a feminização; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; em 1991 o n° de observações para as mulheres era de 737 577 e para os homens 1 258 500; e, em 2017 o n° de observações para as mulheres era de 1 394 410 e para os homens 1 578 836.

A Tabela 37 apresenta a decomposição salarial para as diferenças interquartis d9010, d9050 e d5010, considerando o Modelo Padrão e o Modelo Expandido, para 1991 e 2017. Considerando o Modelo Padrão, para 1991, verifica-se que o hiato salarial total (T) é maior para as diferenças interquartis d9010 (0,1830) e d5010 (0,2210) do que para o interquartil d9050 (-0,040), isto é, o hiato salarial total é maior para o interquartil que representa a diferença entre os indivíduos que se encontram no topo e na base da distribuição e para o interquartil que representa a diferença entre os indivíduos que se encontram no centro e na base. Este resultado, uma diferença interquartil maior para d9010 e d5010, é semelhante aos resultados do estudo de Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Yağanoğlu e Ercan (2009), indicando novamente a tendência para o hiato salarial ser maior no topo e no centro da distribuição quando comparado com a base. As diferenças nas quantidades observadas (Q) são maiores para o interquartil d9010 (0,1004) e d5010 (0,1420) do que para d9050 (-0,040), indicando assim que as diferenças nas quantidades observadas conseguem explicar uma maior proporção do hiato total nos interquartis d9010 e d5010 do que no d9050, sendo que o mesmo acontece para as diferenças nos preços observados (P). Quanto ao hiato residual ou não explicado (U) podemos verificar que quando se analisa a diferença salarial entre géneros a nível da diferença interquartil, o hiato não explicado apresenta valores quase sempre superiores às diferenças nos preços e quantidades observadas, indicando assim a importância das características/quantidades e preços não observados na desigualdade

salarial, visto que esta parcela representa a parte da desigualdade salarial que não pode ser explicada pelas características observadas. O comportamento do hiato não explicado, superior à quantidade e preço observados, confirma os resultados dos estudos de Juhn, Murphy e Pierce (1993) e Yağanoğlu e Ercan (2009). Por sua vez, as diferenças na feminização também são maiores nos interquartis d9010 e d5010 do que no interquartil d9050.

O Modelo Expandido para o ano 1991 mostra que o hiato salarial total é igualmente maior nos interquartis d9010 e d5010 do que no interquartil d9050. As diferenças nas quantidades observadas, nos preços observado, hiato não observado e na feminização também tendem a ser maiores nos interquartis d9010 e d5010. Quanto ao hiato residual ou não explicado, este apresenta valores quase sempre superiores às diferenças nas quantidades e preços observados, realçando novamente a importância desta parcela.

O Modelo Padrão para ano 2017 indica que o hiato salarial total é maior no interquartil d9010 (0,190) e d5010 (0,104) do que o interquartil d9050 (0,085), tal como no Modelo Padrão para o ano 1991. As variações nas quantidades e preços observados são maiores para os interquartis d9010 e d5010 do que para d9050. O hiato residual ou não explicado apresenta outra vez valores superiores em relação à componente observada (quantidade e preço observados), realçando a importância desta parcela na explicação do hiato total. A feminização explica agora uma maior proporção da desigualdade salarial nos interquartis d9010 e d9050 do que no interquartil d5010. Quanto ao Modelo Expandido para o ano 2017, o hiato salarial total é maior nos interquartis d9010 e d5010, sendo que as diferenças nas quantidades e preços observados e as diferenças na componente não observada são também maiores nos interquartis d9010 e d5010, tal como no Modelo Padrão para o ano 2017. A feminização continua a explicar uma maior proporção da desigualdade salarial nos interquartis d9010 e d9050.

Tabela 37: Decomposição salarial para diferenças interquartis, anos 1991 e 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido

1991										
Modelo Padrao						Modelo Expandido				
Dif. Interq.	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
d9010	0,1830	0,1004	-0,017	0,1000	0,0004	0,1840	0,1040	-0,0230	0,1020	0,0003
d9050	-0,0400	-0,040	-0,052	0,0560	-0,001	-0,036	-0,038	-0,0550	0,0560	-0,0008
d5010	0,2210	0,1420	0,0340	0,0450	0,0011	0,2210	0,1420	0,0320	0,0460	0,0011
2017										
Modelo Padrao						Modelo Expandido				
Dif. interq.	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
d9010	0,1900	0,0060	0,0892	0,0950	0,0030	0,1030	0,0530	-0,0100	0,0640	0,0025
d9050	0,0850	-0,010	0,0416	0,0580	0,0022	-0,100	-0,080	-0,0500	0,0270	0,0153
d5010	0,1040	0,0200	0,0475	0,0360	0,0008	0,2040	0,1360	0,03100	0,0380	-0,0128

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; FEM representa a feminização; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; d9050 = p90 - p50; d5010 = p50 - p10; e d9010 = p90 - p10; em 1991 o nº de observações para as mulheres era de 737 577 e para os homens 1 258 500; e, em 2017 o nº de observações para as mulheres era de 1 394 410 e para os homens 1 578 836.

4.4.2. Decomposição salarial para diferentes percentis da distribuição salarial - bloco de períodos: Análise de robustez

A Tabela 38 apresenta os resultados da decomposição salarial para o Modelo Padrão e o Modelo Expandido, para os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017. O Modelo Padrão para o período 1991-2000 apresenta um hiato salarial total maior nos p50 e p90, assim como para o Modelo Padrão para o ano 1991 apresentado na Tabela 36. As diferenças nas quantidades observadas e no hiato não observado são também maiores no centro e no topo da distribuição salarial. As diferenças nos preços observados já são maiores na base e no centro da distribuição, mas a diferença entre a base e o topo da distribuição é muito pequena. Em relação ao Modelo Expandido para o período agregado 1991-2000 podemos verificar que o hiato total continua maior nos percentis p50 e p90; e o mesmo acontece para a quantidade observada, para o hiato não observado e a feminização. O efeito preço observado apresenta um comportamento semelhante ao observado no Modelo Padrão para o mesmo período.

Quanto ao período agregado 2000-2010, verificamos que quer para o Modelo Padrão quer para o Modelo Expandido, o hiato total é maior no centro e no topo, sendo que as diferenças nas quantidades observadas, preços observados, hiato não observado e na

feminização também são maiores no centro e no topo da distribuição salarial. Por fim, no período agregado 2010-2017, podemos observar que o hiato total é maior no centro e no topo da distribuição salarial, sendo que o mesmo acontece para as diferenças nas quantidades observadas, preços observados, hiato não observado e na feminização, quer considerando o Modelo Padrão ou o Modelo Expandido, tal como se verificou para o ano 2017 apresentado na Tabela 36. Esta análise sugere a existência de *glass ceiling* em todos os blocos temporais analisados.

Tabela 38: Decomposição salarial para percentis da distribuição, períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido

1991-2000										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Percentis	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
p10	0,1480	0,0345	0,1590	-0,0450	0,0057	0,1485	0,0362	0,1591	-0,0467	0,0020
p50	0,3213	0,1465	0,1760	-0,0010	0,0051	0,3215	0,1444	0,1791	-0,0020	0,0020
p90	0,3199	0,1249	0,1520	0,0430	0,0060	0,3208	0,1279	0,1459	0,0470	0,0021
2000-2010										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Percentis	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
p10	0,1036	0,042	0,1130	-0,0510	0,0148	0,1057	0,0351	0,1232	-0,0527	0,0023
p50	0,2437	0,1004	0,1450	-0,0020	0,0152	0,2467	0,0977	0,1518	-0,0028	0,0024
p90	0,2789	0,0751	0,1640	0,0402	0,0157	0,2735	0,0792	0,1506	0,0437	0,0025
2010-2017										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Percentis	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
p10	0,0858	0,0545	0,0790	-0,0480	0,0182	0,0872	0,0532	0,0814	-0,0474	0,0126
p50	0,2021	0,0832	0,1220	-0,0030	0,0192	0,2062	0,0873	0,1233	-0,0044	0,0128
p90	0,2700	0,0608	0,1590	0,0502	0,0204	0,2664	0,0588	0,1569	0,0507	0,0139

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; para o período 1991-2000 o n° de observações para os homens era de 12 989 568 e para as mulheres 8 577 259; para o período 2000-2017 o n° de observações para os homens era de 26 454 471 e para as mulheres 21 264 441; e para o período 2010-2017 o n° de observações para os homens era de 11 839 856 e para as mulheres 10 240 989.

A Tabela 39 apresenta a decomposição salarial para os períodos 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, considerando a diferença interquartil para os Modelos Padrão e Expandido. O Modelo Padrão para o período 1991-2000 indica que o hiato total é maior no interquartil d9010 e d5010, o mesmo acontecendo com as diferenças nas quantidades e preços observados e para o hiato não explicado. As diferenças para a feminização tendem a ser maiores nos interquartis d9010 e d9050. O Modelo Expandido para o período 1991-2000 indica um comportamento semelhante ao Modelo Padrão para o mesmo período.

Nos modelos Padrão e Expandido para o período agregado 2000-2010, os interquartis d9010 e d5010 são aqueles onde o hiato total apresenta valores mais elevados, sendo que o mesmo acontece para as diferenças na componente observada do hiato, hiato não observado e na feminização. Por fim, para o período 2010-2017, quer considerando o Modelo Padrão quer considerando o Modelo Expandido, os interquartis d9010 e d5010 são aqueles onde o hiato total continua a apresentar um maior valor, bem como as diferenças na quantidade e preços observados. O hiato não observado e a feminização já são maiores nos interquartis d9010 e d9050, considerando também os dois modelos, mas as diferenças são pequenas em relação ao interquartil d5010.

Em todos os blocos analisados verificou-se uma tendência para o hiato salarial ser maior no interquartil d9010 e também para o interquartil d5010, indicando a desvantagem salarial dos indivíduos que se encontram na base da distribuição, quando comparados com os indivíduos do centro e do topo da distribuição salarial. Convém ainda realçar que, a análise das diferenças interquartis indica que o hiato não observado apresenta um contributo significativo na explicação do hiato total, quando comparado com o hiato previsto, destacando-se o papel desta parcela.

Tabela 39: Decomposição salarial para diferenças interquartis, para os períodos agregados 1991-2000, 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido

1991-2000										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Dif. Inter.	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
d9010	0,1719	0,0904	-0,0070	0,0880	0,0004	0,1723	0,0918	-0,0132	0,0937	0,0001
d9050	-0,001	-0,0220	-0,0240	0,0440	0,0009	-0,0007	-0,0165	-0,0332	0,0490	0,0003
d5010	0,1733	0,1120	0,0172	0,0440	-0,001	0,1730	0,1083	0,0200	0,0447	-0,0003
2000-2010										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Dif. Inter.	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
d9010	0,1753	0,0331	0,0507	0,0910	0,0009	0,1679	0,0441	0,0274	0,0964	0,0002
d9050	0,0334	-0,0260	0,0174	0,0420	0,0004	0,0269	-0,0185	-0,0012	0,0466	0,0001
d5010	0,1401	0,0585	0,0322	0,0490	0,0004	0,1410	0,0626	0,0286	0,0498	0,0001
2010-2017										
Modelo Padrão						Modelo Expandido				
Dif. Inter.	T	Q	P	U	FEM	T	Q	P	U	FEM
d9010	0,1841	0,0062	0,0795	0,0980	0,0022	0,1792	0,0056	0,0755	0,0981	0,0013
d9050	0,0679	-0,0220	0,0372	0,0530	0,0012	0,0603	-0,0285	0,0336	0,0552	0,0011
d5010	0,1163	0,0287	0,0424	0,0450	0,0010	0,1190	0,0341	0,0419	0,0429	0,0002

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); d9050 = p90 - p50; d5010 = p50 - p10; e d9010 = p90 - p10; para o período 1991-2000 o nº de observações para os homens era de 12 989 568 e para as mulheres 8 577 259; para o período

2000-2017 o nº de observações para os homens era de 26 454 471 e para as mulheres 21 264 441; e para o período 2010-2017 o nº de observações para os homens era de 11 839 856 e para as mulheres 10 240 989.

5. Conclusão

Entre 1991 e 2017 houve uma diminuição no hiato salarial entre géneros, com a componente observada (E) a revelar um maior contributo que a componente não observada (U) na explicação da diminuição. Esta diminuição traduziu-se num ganho de 13 p.p. para as mulheres, maior do que no caso onde não se inclui variáveis de controlo (10 p.p.). As variações na feminização, parecem, em geral, ter um contributo muito pequeno na explicação; contudo, quando se analisa a diferença salarial para um único ano ou para a média ao longo de um período, a feminização destaca-se com um contributo mais relevante na explicação da diferença salarial entre géneros, principalmente no último caso. Os resultados da análise da convergência salarial entre os anos 1991 e 2017 permitem destacar o papel das medidas tradicionais de capital humano (principalmente, as melhorias a nível de escolaridade e qualificação dos trabalhadores), para além do sector de atividade, que foram muito importantes para explicar a maior parte da diminuição na disparidade salarial com base no género.

A análise da diferença salarial para diferentes percentis da distribuição salarial indica que o hiato salarial entre géneros tem uma tendência para ser maior no centro e no topo da distribuição salarial (isto é, maior nos percentis 50 e 90 do que no percentil 10), o que sugere a presença de “glass ceiling”, ou seja, a possibilidade de as mulheres enfrentarem barreiras no acesso aos cargos de topo/direcção. Quando se considera a diferença interquartil, o hiato salarial entre géneros apresenta uma tendência para ser maior nos interquartis d9010 e d5010 do que no interquartil d9050. O hiato salarial total é assim maior para o interquartil que representa a diferença entre os indivíduos que se encontram no topo e na base da distribuição salarial e para o interquartil que representa a diferença entre os indivíduos que se encontram no centro e na base.

Em relação às competências não observadas, ou hiato não explicado, podemos concluir que quando se analisa a diferença salarial entre géneros a partir da diferença interquartil, o hiato residual apresenta valores quase sempre superiores às variações no hiato previsto (quantidades e preços observados), confirmando-se assim a importância das características e preços não observados na desigualdade salarial, visto que esta parcela

representa a parte da desigualdade que não pode ser explicada pelas características (e preços) observados. Neste caso, dado o peso da parcela não observada no hiato salarial total, os resultados parecem sugerir a presença de discriminação no mercado de trabalho português.

A maior novidade da implementação do método JMP foi permitir captar uma maior contribuição, que chega a ultrapassar os 10%, da feminização na explicação do hiato salarial total quando comparado com a decomposição de BO, onde não ultrapassava 2% do hiato (Capítulo II). Realce-se, no entanto, que metodologia de JMP permitiu captar a elevada contribuição da parcela do hiato não explicado no hiato total – já destacada nos estudos de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) e Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016), e na nossa decomposição segundo BO no Capítulo II – mas apenas quando se recorreu às diferenças interquartis.

Capítulo IV - Análise do Hiato Salarial ao Longo da Distribuição Salarial: Regressão Quantílica

1. Introdução

Uma questão associada à problemática da desigualdade salarial com base no género e que tem merecido crescente atenção pública é a reduzida percentagem das mulheres em posições de direção ou em cargos de topo da hierarquia profissional, particularmente nas empresas do PSI 20. Esta desigualdade nas posições de direção continua a ser o maior desafio não só em Portugal como também em todos os Estados-Membros da UE. Não obstante a recente progressão das mulheres no acesso à educação e à formação profissional, não houve ainda alterações suficientemente fortes no acesso às profissões de topo, tal como tínhamos visto na secção 5.1 do Capítulo II. A diferença salarial entre homens e mulheres não pode, pois, deixar de refletir esta disparidade ou desigualdade.

Neste âmbito os modelos apresentados por Blau e Kahn (2017) – BK, surgem como particularmente relevantes. Estes autores fazem uma adaptação do modelo desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013) – CFM – de modo a estudar o hiato salarial entre géneros ao longo da distribuição salarial. Este modelo revela-se fundamental para analisar como é que a participação das mulheres nos cargos de topo afeta a desigualdade salarial. Neste capítulo procuraremos, em especial, avaliar o comportamento do hiato salarial ao longo da distribuição salarial, e explicar a respectiva evolução da parcela do hiato salarial do chamado “hiato salarial não explicado”.

O recurso à abordagem de BK do modelo desenvolvido por CFM será fundamental para estudar a diferença salarial entre géneros por diferentes percentis da distribuição salarial, através do recurso a regressões quantílicas. A abordagem apresentada por BK decompõe o hiato salarial entre homens e mulheres, de um dado percentil, numa parte que representa a distribuição nas características individuais que são observadas e noutra que representa diferentes funções salariais, condicionadas nas características. Esta última parte corresponde ao hiato não explicado. Este método passa pelo cálculo da distribuição de características e pela distribuição salarial condicionada por género. O modelo original de CFM torna-se igualmente importante visto que nos fornece as bases para estimar a regressão da função distribuição e para implementar o estimador da regressão quantílica.

Neste capítulo iremos testar se o hiato salarial entre géneros é maior no topo da distribuição salarial; e se o hiato salarial se reduz de forma mais lenta no topo da distribuição do que nos outros percentis da distribuição salarial. Neste caso, os dados apontariam para a possibilidade da existência de “glass ceiling”, uma metáfora usada para representar uma barreira invisível que impede as mulheres de chegarem aos cargos de topo da hierarquia profissional. A abordagem de BK é crucial para estudar este fenómeno uma vez que possibilita a decomposição do hiato salarial entre géneros em percentis específicos da distribuição salarial. Pretende-se com esta metodologia contribuir para o aprofundamento do estudo da feminização do mercado de trabalho português, introduzindo a problemática de que homens e mulheres tendem a trabalhar em diferentes postos de trabalho, e também, por posto de trabalho, tendem a ser empregados em diferentes níveis da hierarquia. BK argumentam que é difícil determinar se a falta de mulheres no topo das profissões é simplesmente porque as mulheres são “recém-chegadas” e levam tempo a subir nas fileiras profissionais (“pipeline argument”), ou se isso representa barreiras especiais à progressão das mulheres (“glass ceiling”). Argumentam também que uma menor representação de mulheres em níveis mais altos poderia ser devido à discriminação ou a barreiras subtis enfrentadas pelas mulheres, ou, ainda, a um maior grau de conflito entre trabalho e família, que reduziria a sua produtividade e interesse em ocupar posições de nível hierárquico mais elevado.

No Capítulo III fizemos a decomposição salarial por diferentes percentis da distribuição salarial com o recurso à decomposição de Juhn, Murphy e Pierce (1993) – JMP. Este capítulo terá também uma importância acrescida sobre a conclusão da precisão dos resultados da decomposição de JMP do Capítulo III, visto que a literatura indica que convém verificar os resultados da regressão quantílica antes de retirar conclusões finais sobre os resultados da decomposição JMP (Yağanoğlu e Ercan, 2009, p.427). Yağanoğlu e Ercan (2009) – YE – defendem que a regressão quantílica tem a vantagem em apresentar uma imagem detalhada da distribuição salarial por diferentes quantis, e recorrem à metodologia de decomposição do hiato salarial de JMP e à regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978) de modo a gerar os quantis condicionados equivalentes aos criados pelo método JMP. YE usam dados provenientes da “March Current Population Survey (CPS)”, de modo analisar as alterações na desigualdade salarial nos EUA durante o período compreendido entre 1967 e 2005, e compararam os resultados da aplicação destas duas metodologias de decomposição salarial de modo a verificar qual a técnica que produz os melhores resultados

na análise das alterações no hiato salarial. Segundo estes autores, a disparidade entre os coeficientes da regressão quantílica e os coeficientes da regressão OLS, em que se baseia a decomposição de JMP, pode suscitar problemas. Pelo contrário, estes dois métodos podem apurar valores semelhantes se a distribuição condicionada dos salários não se alterar muito nos diferentes quantis da distribuição salarial.

Este capítulo encontra-se organizado em seis secções: na secção 2 é feita uma revisão da literatura; na secção 3 descrevemos a metodologia usada neste trabalho, apresentando a decomposição do hiato salarial de CFM, segundo a abordagem de Blau e Kahn (2017); na secção 4 apresentamos os resultados; e na secção 5 as conclusões.

2. Revisão da literatura

A questão da feminização dos postos de trabalho e a disparidade salarial entre géneros estão também presentes no desequilíbrio entre sexos em cargos de direção, um dos maiores desafios para o conjunto da União Europeia, uma vez que as mulheres ainda enfrentam várias barreiras às carreiras de topo, evidenciadas pela discrepância entre o elevado número de mulheres formadas e a sua sub-representação nos processos de tomada de decisão. Esta sub-representação das mulheres traduz-se num desperdício de recursos humanos altamente qualificados, que de outra forma poderia contribuir para a competitividade das empresas e para um maior crescimento económico.

O relatório “Global Wage Report 2018/19: What lies behind gender pay gaps” da OIT, realça que a participação das mulheres no mercado de trabalho tende a ser mais limitada do que a dos homens no que toca a oportunidades de emprego de topo. Uma das razões para este resultado é a distribuição desigual de horas de trabalho não remunerado no domicílio, dado que as mulheres executam a maioria das tarefas domésticas e a maior parte do trabalho não remunerado (como por exemplo, os cuidados com o lar em geral e os cuidados com os idosos e crianças). Esta carga desproporcional de trabalho doméstico não remunerado, acaba por ter um impacto negativo sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho.

Em Portugal existe um desequilíbrio no que toca à presença do género feminino nos cargos de direção no setor empresarial, que é ainda mais pronunciado em comparação com a média da UE-27. De acordo com os indicadores recolhidos pela ACEGIS (2014) junto da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (CMVM) e no *site* institucional de cada empresa listada no PSI 20, a percentagem de mulheres nas posições de gestão superior era

de apenas 6,5% em 2014, muito inferior ao que se verificava nos outros Estados-Membros, na ordem de 16% (dados de janeiro de 2014). Em 277 membros do Conselho de Administração de empresas do PSI 20, apenas 18 eram mulheres e nenhuma mulher ocupava o cargo de Presidente ou Diretor Presidente (ACEGIS, 2014: 10-12).

A baixa representação de mulheres em posições de direção tem sido identificada como um grande obstáculo à eliminação da disparidade salarial entre géneros, impossibilitando assim a plena igualdade salarial. Com efeito, apesar das mulheres constituírem atualmente quase a metade da força de trabalho no sector empresarial, verifica-se uma escassez de mulheres à medida em que subimos na hierarquia da distribuição das remunerações, como se documenta nos Capítulos I e II.

A quota obrigatória de género foi sugerida como uma medida para promover a progressão das mulheres em direção ao topo das profissões. A Noruega, em 2003, foi o primeiro país a aprovar uma lei que exigia uma representação mínima de 40% para cada género no conselho de administração das empresas cotadas em bolsa. Desde então, alguns países, como por exemplo, a Áustria, Bélgica, Dinamarca, França, Irlanda, Islândia, Itália, Alemanha, Holanda, Espanha e Portugal têm adotado normas com o mesmo teor. Na Estratégia Europa 2020, a Comissão Europeia recomenda um mínimo de 40% de mulheres no conselho de administração das empresas cotadas em toda a União Europeia.

Ainda sobre a quota obrigatória de género, podemos destacar o trabalho de Maida e Weber (2019) – MW – para o período compreendido entre 2008 e 2016, onde se avaliam os efeitos de curto prazo da lei italiana de 2011 que introduziu uma quota gradual e temporária de género para os conselhos de administração e auditores das empresas cotadas na Bolsa de Valores da Itália (*Italian Stock Exchange*). Em contraste com a Noruega, considerada um dos países com a maior igualdade entre géneros no mundo, a Itália é caracterizada por uma cultura de género altamente conservadora. De acordo com o *Global Gender Gap Report 2017*, que avalia 144 países, a Noruega ocupa o 2º lugar do *Global Gender Gap Index* (ver Capítulo I), enquanto a Itália está muito atrás na classificação, no 82º posto.

O trabalho de MW levanta uma questão pertinente: se destruímos o “teto de vidro” (*glass ceiling*) ao nível da administração, será que reduzimos também a discriminação entre géneros nos níveis mais baixos da hierarquia da empresa? Os resultados do estudo de MW indicam que as políticas de género são ineficazes para aumentar a representação feminina

nas principais posições administrativas (pelo menos no curto prazo). MW indicam ainda que há evidência de que as empresas analisadas promoveram uma das suas gerentes a *CEO* (*Chief Executive Officer*), contudo esta promoção não aumentou a representação das mulheres com os salários mais altos dentro da empresa. A análise da proporção das mulheres nos membros do conselho de administração no período que precede a legislação das quotas, revela que as novas nomeações para os cargos de *CEOs* ocorreram apenas em empresas que já cumpriam a quota de mulheres em 2012. Quando se analisa para um grupo mais amplo, com todos os trabalhadores do sexo feminino, ou quando se analisa a implementação de políticas favoráveis para as famílias, MW não encontram indícios de alterações na composição geral da força de trabalho por género. Os resultados do estudo de MW estão de acordo com os resultados do estudo de Bertrand *et al.* (2019), que também estudam a introdução da quota de género para membros do conselho administrativo de empresas norueguesas.

Utilizando a metodologia CMF, descrita à frente, Blau e Kahn (2017) – BK – indicam que em 2010 havia uma diferença salarial entre géneros relativamente grande no topo da distribuição salarial, sendo que esta diferença salarial diminuiu mais lentamente no topo da distribuição salarial do que nas outras partes da distribuição, durante o período 1980-2010. De modo a fornecer mais evidências sobre o fenómeno, "glass ceiling", estes autores decompõem o hiato não condicionado entre grupos (hiato salarial entre homens e mulheres) em percentis específicos da distribuição salarial, numa parcela que representa a distribuição das características observadas e noutra parcela que representa os coeficientes salariais ou componente não observada (hiato não explicado ou efeito dos coeficientes).

BK apresentam os resultados da decomposição do hiato salarial para os percentis 10, 50 e 90. Em cada percentil, ao longo do período analisado, as mulheres apresentaram melhorias significativas em relação aos homens, quer para o modelo de especificação do capital humano quer para o modelo de especificação completa, o que levou a um declínio de 0,09 a 0,10 pontos logarítmicos na diferença salarial entre género, em toda a distribuição. Por seu turno, a menor progressão das mulheres no topo da distribuição salarial deveu-se inteiramente a reduções muito maiores no "hiato não explicado" (efeitos dos coeficientes) nos percentis 10 e 50 do que no percentil 90. Na especificação do capital humano, o "hiato não explicado" diminuiu 0,18 a 0,20 pontos logarítmicos nos percentis 10 e 50, e reduziu apenas em 0,06 pontos logarítmicos no percentil 90. Na especificação completa, as reduções no "hiato não explicado" foram 0,16 a 0,18 pontos logarítmicos nos percentis 10 e 50, e apenas 0,05 pontos logarítmicos no percentil 90. Em 2010, o "hiato não explicado" foi maior

no percentil 90 do que no percentil 10 ou 50, quer para a especificação do capital humano quer para a especificação completa. Em contraste, em 1980, o “hiato não explicado” foi menor no percentil 90 do que no percentil 50, e o percentil 50 foi também maior que o percentil 10, quer para a especificação do capital humano quer para a especificação completa. Os efeitos dos coeficientes do estudo de BK sugerem assim a possibilidade da existência do “glass ceiling” entre as mulheres altamente qualificadas, embora estes efeitos possam também resultar de fatores não mensuráveis que fazem com que os homens altamente qualificados ganhem salários relativos mais elevados. Portanto, há mais factores que influenciam esta discrepância salarial no topo da distribuição salarial para além do “glass ceiling”.

Ainda em relação às diferenças salariais tendo em conta as posições de direção, Abendroth, Melzer e Kalev (2017) utilizam uma amostra de 5 022 trabalhadores em 94 postos de trabalho na Alemanha, recorrendo a modelos de efeitos fixos. Os resultados deste estudo sugerem que uma maior proporção de mulheres na administração reduz a diferença salarial entre géneros nas profissões com baixa qualificação, mas não para aquelas com alta qualificação. Os resultados indicam ainda que, embora a remuneração dos homens seja afetada positivamente na presença de um administrador do sexo masculino, as mulheres com um administrador do sexo feminino parecem não receber tal vantagem. Os autores também sugerem que as políticas de recursos humanos e as qualificações moderam a relação entre o poder do género e as desigualdades salariais. No entanto, integrar as mulheres em papéis de direção e supervisão não reduz automaticamente as desigualdades salariais porque o seu impacto depende do contexto organizacional.

Um contributo interessante é o de Hirsh e Cha (2017), onde é abordado o impacto das políticas e práticas exigidas pelos tribunais, nomeadamente no domínio de “reducing bias”, “organizational accountability and responsibility” e “raising rights awareness”, ligadas a casos jurídicos de alto perfil. Os autores usaram dados de aproximadamente 500 ações judiciais de discriminação no emprego resolvidas pelo Tribunal Federal dos EUA, entre 1996 e 2008, e estimaram o impacto das alterações destas políticas impostas pelos tribunais na presença de mulheres de raça branca, mulheres de raça negra e homens de raça negra em cargos de direção, recorrendo também a modelos de efeitos fixos. Um dos resultados é que as políticas destinadas a reduzir a discriminação salarial entre géneros ampliam as oportunidades para as mulheres de raça branca, mas não para outros grupos étnicos. Os autores também mostram que as oportunidades de cargos de direção para todos

os grupos se expandem quando as políticas são projetadas para aumentar a responsabilidade organizacional, estabelecendo planos específicos de recrutamento, contratação ou promoção e a criação de monitorização.

Castagnetti e Giorgetti (2019) – CG – também analisam as disparidades salariais entre homens e mulheres ao longo da distribuição salarial, nos setores público e privado da Itália, para o período compreendido entre 2005 e 2010. Estas autoras recorrem à regressão quantílica para estimar e decompor o hiato salarial entre géneros em diferentes pontos da distribuição salarial. CG recorrem ao procedimento proposto por Machado e Mata (2005), que generaliza a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) para a regressão quantílica, de modo a decompor o hiato salarial numa componente explicada e não explicada. A vantagem em decompor a regressão quantílica consiste em permitir estimar a componente não explicada do hiato salarial ao longo da distribuição salarial, isto é, em qualquer quantil da distribuição dos salários. Contudo, CG tiveram a necessidade de recorrer ao procedimento de estimação dos erros-padrão proposto por CFM, visto que Machado e Mata (2005), apesar de apresentarem estimadores para a regressão quantílica de modo a avaliar os efeitos da distribuição salarial, não fornecem a necessária teoria econométrica. O comportamento assintótico do estimador do termo de erro é estudado por CFM, que por sua vez, mostram a validade do método *exchangeable bootstrap* usado para obter a matriz de covariância assintótica.

Os resultados do estudo de CG revelam que quer no sector público quer no sector privado se verifica um nível elevado da diferença salarial entre géneros (menor no setor público) e um aumento continuado do hiato salarial ao longo da distribuição salarial. A análise da decomposição contrafactual sugere a ideia de um efeito de *sticky floor* (“ piso pegajoso”, que caracteriza um padrão de emprego discriminatório onde as mulheres são mantidas nos escalões mais baixos da hierarquia profissional, com baixa mobilidade) no setor privado e de um mecanismo de *glass ceiling* no setor público. Além das técnicas de decomposição padrão, estas autoras também apresentam um procedimento em duas etapas que se baseia numa nova abordagem para estimar os efeitos fixos das regressões quantílicas. A principal vantagem deste procedimento consiste em permitir estimar o efeito marginal do setor de emprego sobre os salários em diferentes pontos da distribuição salarial, ao mesmo tempo que se considera fatores observados e fatores não observados e invariantes no tempo. Controlando as características individuais observadas e não observadas dos trabalhadores, a principal conclusão deste estudo é que o hiato salarial entre géneros diminui

substancialmente nos dois setores, sendo que o *sticky floor effect* desaparece no setor privado enquanto o *glass ceiling effect* permanece no setor público.

A análise da decomposição do hiato salarial entre géneros feita por CG indica que uma parte significativa da diferença salarial entre géneros permanece não explicada quer para o setor privado quer para o sector público, quando se controlam as características individuais, nomeadamente, a educação, os atributos para as profissões e efeitos regionais específicos. Além disso, o peso da componente não observada na explicação da disparidade salarial é sempre maior no setor público do que no setor privado. Comparando o sector público e o sector privado, CG observam que entre os trabalhadores com salários elevados, a diferença salarial enfrentada pelas mulheres é completamente não explicada no setor público, ao passo que, é maioritariamente não explicada no setor privado. Por outras palavras, a componente da discriminação parece ser muito mais forte no setor público, ou melhor, as categorias profissionais do setor público com salários elevados na Itália, podem enfrentar mais discriminação (*glass ceilings*) do que as categorias com salários baixos (*sticky floors*).

Cardoso, Guimarães e Portugal (2016) – CGP – realçam que as empresas portuguesas que oferecem os salários mais elevados, contratam (ou retêm) mulheres com menor frequência do que os homens. Algumas explicações convencionais baseadas nas preferências dos empregadores, clientes ou colegas de trabalho podem justificar este comportamento por parte das empresas. Por outro lado, as expectativas de interrupções de carreira por parte das mulheres podem justificar parcialmente esta assimetria na decisão de contratação. CGP apontam ainda que as mulheres não só se encontram com mais frequência em empresas com salários mais baixos, como também a penalização salarial aumenta com a hierarquia salarial, dado que a diferença salarial entre géneros aumentou de -0,3% no 10.º percentil para -4,9% na mediana e para -11,4% no 90.º percentil. Os resultados deste estudo indicam ainda que não há qualquer indicação de que a diferença salarial entre homens e mulheres aumente significativamente ao longo da distribuição dos cargos exercidos ou da categoria profissional, visto que a análise para as categorias profissionais entre homens e mulheres indica uma diferença salarial de -1,9% para o 10.º percentil, -3,9% para a mediana e apenas -2,4% para o 90.º percentil. Não há assim indicação de *glass ceiling* ao longo da dimensão da categoria profissional, tendo em consideração a heterogeneidade das políticas salariais da empresa. Este resultado é consistente com o trabalho de Manning e Swaffield (2008), que concluiu que a distribuição das ocupações/categorias profissionais no Reino

Unido tem um papel reduzido na explicação do aumento da disparidade salarial durante os primeiros dez anos após a entrada no mercado de trabalho.

Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) – CGPR – exploram os mecanismos responsáveis pela dimensão do hiato salarial em Portugal através da execução de um conjunto de exercícios de decomposição da distribuição dos salários. Recorrem à metodologia de decomposição dos quantis de Machado e Mata (2005) com o objetivo de distinguir as alterações estruturais (efeito de coeficientes) das composicionais (efeito de características) na comparação da distribuição dos salários entre géneros, para os anos 1991 e 2013. A decomposição permitiu identificar as origens das diferenças na distribuição dos salários entre homens e mulheres, sendo que a análise, para 1991 e 2013, teve como o objetivo comparar a forma como as possíveis explicações para as diferenças encontradas evoluíram ao longo do intervalo. Por sua vez, a estimação de modelos de regressão com efeitos fixos de elevada dimensionalidade foi combinada com a decomposição de Gelbach (2016), de modo a identificar os desequilíbrios na afetação dos trabalhadores a empresas e categorias profissionais com regimes de remuneração heterogéneos, atualizando e aprofundando os resultados do estudo de Cardoso, Guimarães e Portugal (2016). A estimação de modelos de regressão de efeitos fixos de elevada dimensionalidade com recurso ao modelo de Portugal e Guimarães (2010) foi ainda generalizada à estimação de coeficientes de regressão de elevada dimensionalidade com o intuito de medir hiatos salariais ao nível da empresa e da categoria profissional.

De acordo com os resultados do estudo de CGPR, em 1991, os homens ganhavam mais que as mulheres e a sua vantagem salarial era maior para níveis de remuneração mais elevados (percentis maiores). Os homens ganhavam mais 42% (35,1 na escala logarítmica) do que as mulheres na mediana, e a diferença era de 51,7% (41,7 na escala logarítmica) no oitavo decil. As diferenças nos coeficientes foram mais influentes, dominando a diferença global na distribuição de salários em comparação com as diferenças na distribuição das variáveis. Na mediana, a diferença salarial foi de 11,5% (10,9 na escala logarítmica) devido a diferenças na composição das variáveis, e foi de 27,4% (24,2 na escala logarítmica) devido a diferenças nos coeficientes. Contudo, o efeito de composição foi maior no primeiro decil, mas o efeito estrutural tornou-se mais notória à medida que os níveis salariais aumentaram. Portanto, o efeito estrutural gerou um hiato maior nos salários mais altos (percentis maiores). CGPR indicam que, em 2013, o hiato persistia, sendo positivo e estatisticamente significativo, mas a sua magnitude foi reduzida. Os homens ganhavam na mediana mais

22,8% (20,5 na escala logarítmica) do que as mulheres, mas a diferença decresceu entre o maior e o menor decil. Em 2013 o efeito estrutural (em valor absoluto) dominou também o efeito de composição, em toda a distribuição. As mulheres, em 2013, não só eram mais semelhantes aos homens, como apresentavam até melhores características.

CGPR defendem que a disparidade salarial é persistentemente maior no topo da distribuição das qualificações e dos salários, e indicam que as fontes deste “*glass ceiling*” não são ainda totalmente conhecidas. Algumas das explicações plausíveis destacadas por Blau e Khan incluem diferenças de atributos psicológicos (por exemplo, o poder de negociação), que penalizam as mulheres no acesso ao topo da carreira profissional, diferenciais compensatórios para as características dos lugares de topo (por exemplo, jornadas de trabalho mais longas e com horários mais exigentes, e logo, mais bem remuneradas) e discriminação pura.

3. Metodologia

Nesta secção apresenta-se a abordagem de Blau e Kahn (2017) da metodologia desenvolvida por Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013) – CFM. De acordo com Blau e Kahn o hiato salarial entre géneros é decomposto em duas parcelas, uma atribuída aos *covariates* (variáveis explicativas) e outra parcela aos coeficientes salariais. Esta última parcela corresponde ao hiato salarial não explicado e é considerada uma medida de discriminação.

A abordagem de CFM apresentada por Blau e Kahn (2017) decompõe os hiatos não condicionados entre grupos (no nosso caso, hiatos salariais entre homens e mulheres) de um dado percentil numa parte que representa a distribuição de características observadas e noutra que representa as diferentes funções salariais, condicionadas nas características. Esta última parte corresponde ao hiato não explicado ou hiato residual. Este método passa pelo cálculo da distribuição de características e distribuição salarial condicionada por género. Assim, admitindo que o salário está representado por Y e que y é o logaritmo de um valor particular do salário (m representa os indivíduos do sexo masculino, f representa os indivíduos do sexo feminino e X representa o vetor de características que afetam os salários), tem-se:

$$\begin{aligned}
F_{Y[m,m]}(y) &= \int F_{Ym|Xm}(y|x)dF_{Xm}(x) \\
F_{Y[f,f]}(y) &= \int F_{Yf|Xf}(y|x)dF_{Xf}(x) \\
F_{Y[m,f]}(y) &= \int F_{Ym|Xm}(y|x)dF_{Xf}(x),
\end{aligned}
\tag{4.1}$$

onde $F_{Y[m,m]}$ representa a distribuição não condicionada do logaritmo dos salários, tendo em conta a função do salário dos homens e as características dos homens; $F_{Y[f,f]}$ é definida de forma análoga no caso das mulheres; e $F_{Y[m,f]}$ é a distribuição hipotética do salário (função distribuição contrafactual, não estando associada à distribuição de qualquer população observável, ou seja, a distribuição é construída integrando a distribuição de salários dos homens condicionado na distribuição de características das mulheres) que as mulheres receberiam se fossem recompensadas de acordo com a função salarial dos indivíduos do sexo masculino. $F_{Ym|Xm}$ refere-se à distribuição condicionada dos salários dos homens, dadas as suas características e F_{Xm} refere-se à distribuição das características dos homens. De forma análoga para os casos de $F_{Yf|Xf}$ e F_{Xf} .

De modo a decompor as diferenças entre as distribuições salariais não condicionadas dos homens e das mulheres, tem-se:

$$F_{Y[m,m]} - F_{Y[f,f]} = \{F_{Y[m,m]} - F_{Y[m,f]}\} + \{F_{Y[m,f]} - F_{Y[f,f]}\}.
\tag{4.2}$$

Nesta equação, o primeiro termo entre parênteses representa o efeito das diferentes distribuições de características pessoais (efeito de características), enquanto que o segundo termo representa o efeito da função salarial (efeito de coeficientes), sendo muitas vezes considerado uma medida de discriminação com base no género ou o hiato não observado. Para implementar esta decomposição, CFM sugerem o cálculo da distribuição empírica das variáveis explicativas X e o uso de regressões quantílicas para a distribuição salarial condicionada.

Blau e Kahn seguem os procedimentos da decomposição de CFM, estimando 100 regressões quantílicas lineares, de modo a implementar o estimador da regressão quantílica, e calculam os erros-padrão com recurso ao método *bootstrapping* com 100 repetições. A principal vantagem da regressão quantílica é que permite que as variáveis explicativas afetem a variável de interesse (a variável dependente), alterando não apenas a localização ou percentil na distribuição salarial, mas também toda a sua forma/estrutura.

Na abordagem de CFM é feita uma comparação entre o desempenho da regressão quantílica e o da regressão da função distribuição na estimação da função distribuição

condicionada e da função distribuição contrafactual em simulações de Monte Carlo. Os resultados do estudo de CFM indicam que a regressão quantílica apresenta um melhor desempenho que a regressão da função distribuição, quando a distribuição da variável dependente é contínua, mas apresenta um menor desempenho quando a distribuição da variável dependente é discreta. CFM utilizam uma *logistic link function* para estimar a regressão da função distribuição, e, de modo a implementar o estimador da regressão quantílica, estimam 500 regressões quantílicas lineares.

4. Resultados

Nesta secção iremos apresentar os resultados da decomposição salarial, com o recurso à aplicação do modelo de CFM, aplicada aos anos de 1991 e 2017. As decomposições vão ser feitas para o Modelo Padrão e Modelo Expandido, com o recurso ao comando do Stata *cdeco*, desenvolvido por CFM. Para aplicar o estimador da regressão quantílica foram estimadas 50 regressões quantílicas lineares, calculando os erros-padrão com recurso ao método *bootstrapping* com 50 repetições. CFM também disponibilizam o comando *cdeco_jmp* que permite gerar quantis condicionados equivalentes aos criados pelo método JMP, apresentando o hiato não observado numa parcela separada do efeito dos coeficientes, através do efeito dos resíduos. Iremos também apresentar os resultados da decomposição salarial usando o comando *cdeco_jmp* tendo em vista a comparação com os resultados do comando *cdeco*. A possibilidade de replicar a metodologia de JMP através do método CFM é uma outra vantagem do modelo de CFM, o que facilita a nossa comparação entre o método JMP e a regressão quantílica.

4.1. Resultados da decomposição salarial com o método CFM (comando *cdeco*)

A Tabela 40 apresenta a decomposição salarial de CFM, para o Modelo Padrão e o Modelo Expandido, recorrendo ao comando *cdeco*. Podemos verificar que em 1991, nos dois modelos, o efeito de características vai aumentando à medida que progredimos para os percentis mais altos da distribuição salarial, sendo claramente maior nos percentis 50 e 90 do que no percentil 10. O percentil 90 apresenta o maior valor para o efeito de características, sendo que os coeficientes são similares em ambos os modelos. Quanto ao efeito dos coeficientes (componente que representa o hiato não explicado), verificamos que em 1991 o efeito dos coeficientes vai aumentando à medida que avançamos no sentido dos percentis mais altos da distribuição salarial, sendo maior no percentil 50 do que nos percentis 90 e 10,

quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido. Estes resultados confirmam Blau e Kahn (2017).

Para o ano 2017, verificamos que o efeito de características é maior nos percentis 50 e 90 (sendo maior neste percentil) para o Modelo Padrão, enquanto no Modelo Expandido o efeito de características é maior nos percentis 10 e 50 (embora as diferenças sejam pequenas em relação ao p90). Quanto ao efeito de coeficientes verificamos que em 2017 o hiato salarial entre homens e mulheres continua a aumentar à medida que progredimos para os níveis mais altos da distribuição salarial, isto é, o hiato é maior nos percentis 50 e 90, sendo ainda maior no topo da distribuição salarial (percentil 90), em ambos os modelos. O valor dos coeficientes mantém-se.

De 1991 para 2017 o efeito de características e o efeito de coeficientes diminuíram em todos os percentis da distribuição salarial, mas a diminuição foi maior nos percentis 10 e 50 do que no percentil 90 (tendo o efeito de coeficientes ou hiato não explicado aumentado neste percentil e não diminuído). Ou seja, a menor progressão das mulheres no topo da distribuição salarial deveu-se sobretudo a reduções muito maiores no “hiato não explicado” nos percentis 10 e 50 do que no percentil 90. De 1991 para 2017, a componente não explicada (efeito dos coeficientes) teve uma maior diminuição nos percentis 10 e 50 do que no percentil 90 ou topo da distribuição salarial, quer para o Modelo Padrão quer para o Modelo Expandido. Ou melhor, no Modelo Padrão, o hiato não explicado diminuiu -0,0712 (0,0217 - 0,0929) pontos logarítmicos no percentil 10, -0,0852 (0,1336 - 0,2188) no percentil 50 e aumentou 0,0073 (0,2003 - 0,1931) no percentil 90. Para o caso do Modelo Expandido, o hiato não explicado diminuiu -0,0687 (0,0135 - 0,0822) no percentil 10, -0,0801 (0,1336 - 0,2137) no percentil 50 e aumentou 0,0049 (0,2023 - 0,1973) no percentil 90. Este comportamento do hiato salarial maior no topo da distribuição salarial, e reduzindo de forma mais lenta no topo da distribuição do que nas outras zonas da distribuição salarial durante o período analisado (1991-2017), sugere a possibilidade de existência de “glass ceiling”, tal como em Cardoso, Guimarães e Portugal (2016), Cardoso, Guimarães, Portugal e Raposo (2016) e Castagnetti e Giorgetti (2019), embora estes autores utilizem uma metodologia diferente de CFM, neste caso a decomposição de quantis de Machado e Mata (2005).

O hiato salarial total (soma do efeito de características e do efeito de coeficientes) reflete a evolução das suas componentes, sendo também maior nos percentis do topo da

distribuição salarial do que na base, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido, entre 1991 e 2017.

Tabela 40: Decomposição salarial com o modelo CFM, usando o comando *cdeco*, 1991 e 2017

Percentil	1991		2017	
	Especificação		Especificação	
	Modelo Padrão	Modelo Expandido	Modelo Padrão	Modelo Expandido
A. Efeito de Características				
Percentil 10	0,0636 [0,0007]	0,0777 [0,0007]	0,0416 [0,0006]	0,0485 [0,0006]
Percentil 50	0,1252 [0,0009]	0,1264 [0,0008]	0,0443 [0,0007]	0,0457 [0,0007]
Percentil 90	0,1668 [0,0014]	0,1650 [0,0017]	0,0481 [0,0013]	0,0437 [0,0014]
B. Efeito de Coeficientes				
Percentil 10	0,0929 [0,0012]	0,0822 [0,0019]	0,0217 [0,0009]	0,0135 [0,0009]
Percentil 50	0,2188 [0,0009]	0,2137 [0,0009]	0,1336 [0,0007]	0,1336 [0,0007]
Percentil 90	0,1931 [0,0016]	0,1973 [0,0016]	0,2003 [0,0017]	0,2023 [0,0022]
C. Soma do Efeito de Características e Efeito de Coeficientes				
Percentil 10	0,1565 [0,0011]	0,1599 [0,0017]	0,0633 [0,0007]	0,0621 [0,0007]
Percentil 50	0,3440 [0,0009]	0,3401 [0,0009]	0,1779 [0,0008]	0,1793 [0,0009]
Percentil 90	0,3599 [0,0016]	0,3623 [0,0021]	0,2485 [0,0019]	0,2460 [0,0028]

Nota: Modelo Padrão e Modelo Expandido estão definidos assim como no Capítulo II, Tabela 21; decomposição salarial com o comando do Stata “*cdeco*”, com recurso a regressões quantílicas lineares (foram estimadas 50 regressões quantílicas de modo a implementar o estimador da regressão quantílica) e calculando os erros-padrão com recurso ao método bootstrapping com 50 repetições.

A Tabela 41 apresenta a mesma decomposição, mas agora incluindo o tipo de contrato de trabalho, a nacionalidade e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão, apenas para o ano de 2017, dado que estas variáveis só estão disponíveis a partir de 2000. Verificamos que a introdução destas variáveis de controlo não alterou o comportamento observado na Tabela 40, com ligeiras diferenças, por exemplo, o efeito de características para o ano 2017, considerando o Modelo Expandido, agora é maior no percentil 10 e 90 (mas diferenças são pequenas).

Tabela 41: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando *cdeco* e controlando o tipo de contrato de trabalho, a nacionalidade e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão para o ano 2017

Percentil	1991		2017	
	Especificação		Especificação	
	Modelo Padrão	Modelo Expandido	Modelo Padrão	Modelo Expandido
A. Efeito de Características				
Percentil 10	0,0636 [0,0007]	0,0777 [0,0007]	0,0422 [0,0007]	0,0466 [0,0008]
Percentil 50	0,1252 [0,0009]	0,1264 [0,0008]	0,0444 [0,0007]	0,0427 [0,0007]
Percentil 90	0,1668 [0,0014]	0,1650 [0,0017]	0,0491 [0,0011]	0,0482 [0,0016]
B. Efeito de Coeficientes				
Percentil 10	0,0929 [0,0012]	0,0822 [0,0019]	0,0222 [0,0013]	0,0167 [0,0012]
Percentil 50	0,2188 [0,0009]	0,2137 [0,0009]	0,1340 [0,0004]	0,1357 [0,0008]
Percentil 90	0,1931 [0,0016]	0,1973 [0,0016]	0,2020 [0,0016]	0,2002 [0,0019]
C. Soma do Efeito de Características e Efeito de Coeficiente				
Percentil 10	0,1565 [0,0011]	0,1599 [0,0017]	0,0644 [0,0008]	0,0633 [0,0008]
Percentil 50	0,3440 [0,0009]	0,3401 [0,0009]	0,1784 [0,0008]	0,1784 [0,0012]
Percentil 90	0,3599 [0,0016]	0,3623 [0,0021]	0,2511 [0,0021]	0,2484 [0,0028]

4.2. Resultados da decomposição salarial com o método CFM (comando *cdeco_jmp*)

A Tabela 42 apresenta a decomposição salarial de CFM, considerando os anos de 1991 e 2017 e recorrendo desta feita ao comando *cdeco_jmp*. Este comando permite-nos analisar as competências não observadas ou o hiato não observado através do efeito dos resíduos, tal como no modelo de JMP, criando uma parcela separada para o efeito dos resíduos; no comando anterior (*cdeco*), o hiato não observado era analisado através do efeito de coeficientes. Podemos verificar que em 1991, o efeito de características apresenta um comportamento semelhante no Modelo Padrão e no Modelo Expandido, aumentado à medida que progredimos para os percentis mais altos da distribuição salarial, sendo maior no percentil 90. Os valores dos coeficientes também não se alteram muito nos dois modelos. O efeito de características apresenta um comportamento semelhante ao que se verificou com

o comando *cdeco* na Tabela 40. Quanto ao efeito dos coeficientes verificamos que este efeito é maior no percentil 50, quando comparado com os percentis 10 e 90, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido.

Em 2017 também se verifica que o efeito de características é maior nos percentis 50 e 90 (maior neste percentil) no Modelo Padrão, e é maior nos percentis 10 (maior neste percentil) e 50 no Modelo Expandido, tal como no caso *cdeco* da Tabela 40. Quanto ao efeito dos coeficientes, verificamos que este efeito aumenta à medida que progredimos para os percentis mais altos da distribuição salarial, sendo maior nos percentis 50 e 90 (maior no percentil 90), quer para o Modelo Padrão quer para o Modelo expandido, tal como ocorreu no caso *cdeco*.

Em relação ao efeito dos resíduos (componente que representa o hiato não explicado ou as competências não observadas) verificamos que quer para ano 1991 quer para o ano 2017, a desigualdade salarial aumenta à medida que avançamos na hierarquia salarial, sendo maior no topo da distribuição salarial, tanto no Modelo Padrão como no Modelo Expandido.

A análise do efeito dos resíduos indica que de 1991 para 2007 houve uma tendência para reduções muito maiores no “hiato não explicado” nos percentis 10 e 50 do que no percentil 90 (tendo o hiato aumentado neste percentil e não diminuído), quer para o Modelo Padrão quer para o Modelo Expandido, assim como ocorreu no comando *cdeco*, o que pode ter levado a uma desvantagem salarial mais pronunciada das mulheres no topo da distribuição salarial. De 1991 para 2017, considerando o Modelo Padrão, o hiato não explicado teve uma variação de 0,0534 [(-0,0369 - (-0,0903)] pontos logarítmicos no percentil 10 (passando de -0,0903 para -0,0369), -0,0082 (0,0139 - 0,0221) no percentil 50 e aumentou 0,0089 (0,0509 - 0,0420) no percentil 90. Para o Modelo Expandido, o hiato não explicado teve uma variação de 0,0516 [(-0,0359 - (-0,0875)] no percentil 10 (passando de -0,0875 para -0,0359), -0,0093 (0,0175 - 0,0268) no percentil 50 e aumentou 0,0056 (0,0535 - 0,0479) no percentil 90. Ou seja, o comando *cdeco_jmp* indica que, por um lado, o hiato salarial é maior no topo da distribuição e que, por outro lado, se reduz de forma mais lenta no topo da distribuição do que na base ou mesmo na mediana.

O hiato salarial total (soma do efeito de características, efeito de coeficientes e efeito de resíduos) reflete novamente a evolução das suas componentes, sendo cada vez maior à medida que progredimos na hierarquia salarial e tornando-se mais expressivo no

topo da distribuição, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Expandido, durante o período analisado.

Tabela 42: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando *cdeco_jmp*, 1991 e 2017

Percentil	1991		2017	
	Especificação		Especificação	
	Modelo Padrão	Modelo Expandido	Modelo Padrão	Modelo Expandido
A. Efeito de características				
Percentil 10	0,0636 [0,0009]	0,0777 [0,0007]	0,0416 [0,0005]	0,0485 [0,0004]
Percentil 50	0,1252 [0,0011]	0,1264 [0,0009]	0,0443 [0,0005]	0,0457 [0,0005]
Percentil 90	0,1668 [0,0013]	0,1650 [0,0010]	0,0481 [0,0012]	0,0437 [0,0006]
B. Efeito de coeficientes				
Percentil 10	0,1833 [0,0009]	0,1697 [0,0011]	0,0586 [0,0009]	0,0494 [0,0010]
Percentil 50	0,1968 [0,0009]	0,1868 [0,0009]	0,1197 [0,0006]	0,1161 [0,0009]
Percentil 90	0,1510 [0,0013]	0,1494 [0,0011]	0,1494 [0,0008]	0,1488 [0,0015]
C. Efeito dos resíduos				
Percentil 10	-0,0903 [0,0013]	-0,0875 [0,0013]	-0,0369 [0,0007]	-0,0359 [0,0010]
Percentil 50	0,0221 [0,0007]	0,0268 [0,0006]	0,0139 [0,0005]	0,0175 [0,0006]
Percentil 90	0,0420 [0,0012]	0,0479 [0,0012]	0,0509 [0,0011]	0,0535 [0,0011]
D. Soma do Efeito de características, coeficientes e resíduos				
Percentil 10	0,1565 [0,0013]	0,1599 [0,0013]	0,0633 [0,0006]	0,0621 [0,0007]
Percentil 50	0,3440 [0,0011]	0,3401 [0,0009]	0,1779 [0,0005]	0,1793 [0,0009]
Percentil 90	0,3599 [0,0017]	0,3623 [0,0017]	0,2485 [0,0016]	0,2460 [0,0015]

Nota: Modelo Padrão e Modelo Expandido estão definidos assim como no Capítulo II, Tabela 21; decomposição salarial com o comando do Stata “*cdeco_jmp*” com recurso a regressões quantílicas lineares (foram estimadas 50 regressões quantílicas de modo a implementar o estimador da regressão quantílica) e calculando os erros-padrão com recurso ao método bootstrapping com 50 repetições.

Com a introdução do tipo de contrato de trabalho, a nacionalidade e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão, no modelo *cdeco_jmp*, para o ano 2017, verificamos que não se alterou o comportamento das variáveis incluídas na Tabela 42, sendo

que a diferença mais notória é que o efeito de características para o ano 2017, considerando o Modelo Expandido, agora é maior no percentil 10 e 90 (maior no último percentil), sendo que na Tabela 42 era maior nos percentis 10 e 50.

5. Conclusão

Entre 1991 e 2017 o hiato salarial total foi maior no topo da distribuição, e reduziu-se de forma mais lenta no topo da distribuição do que nos outros percentis da distribuição salarial. Há assim indicação de “glass ceiling”, situação em que as mulheres enfrentam barreiras “invisíveis” no acesso aos cargos de topo no mercado de trabalho. A regressão quantílica veio, portanto, confirmar os resultados da decomposição de JMP, analisada no Capítulo III, agora recorrendo ao comando *cdeco_jmp*.

Contudo, a falta de mulheres no topo das profissões, de acordo com a hipótese “pipeline”, pode ser devida ao facto de as mulheres se apresentarem como “recém-chegadas” ao mercado de trabalho, e, por essa via, atrasadas na hierarquia profissional. Por outro lado, a menor representação de mulheres em níveis mais altos das profissões também pode ser atribuída à discriminação ou a barreiras subtis, como também refletir um maior grau de conflito entre trabalho e família, reduzindo assim a sua produtividade e interesse em posições de nível hierárquico mais elevado. É difícil determinar qual destes argumentos tem um maior peso na explicação da diferença salarial entre géneros. Contudo, com base nos resultados deste capítulo, que indicaram um aumento da disparidade salarial no topo da distribuição entre 1991 e 2017, e admitindo-se que as mulheres progrediram consideravelmente no que toca aos níveis de escolaridade, qualificação e representação no mercado de trabalho, parece-nos que a hipótese de “glass ceiling” pode assumir um papel dominante na explicação da disparidade salarial com base no género, por comparação com a hipótese “pipeline”.

Capítulo V- Comparação da Evolução da Desigualdade Salarial entre Portugal e Reino Unido: Base de Dados EU-SILC

Neste último capítulo vamos comparar a evolução salarial entre Portugal e o Reino Unido, recorrendo à metodologia apresentada nos capítulos II, III e IV. Para o efeito utilizou-se a base de dados EU-SILC, uma fonte europeia englobando trinta e cinco países (ver a Tabela 5 do Capítulo I). Para simples ilustração, optou-se por comparar Portugal e o Reino Unido. Foram assim construídas duas bases de dados, uma para Portugal e outra para o Reino Unido. A base de dados para Portugal engloba 197 099 observações e cobre o período entre 2004 e 2017; a base de dados para o Reino Unido contém 230 646 observações, e compreende o período entre 2005 e 2017.

A Tabela 43 replica a Tabela 20 do Capítulo II. Para o caso português, pode verificar-se, em primeiro lugar, que a remuneração total, em termos médios, está muito próxima dos valores dos QP, quer para os homens quer para as mulheres, sendo que os homens apresentam uma maior remuneração média. A taxa da feminização continua mais elevada na sub-amostra das mulheres, tal como nos QP, variando entre 56-59% no caso das mulheres e entre 45-47% no caso dos homens, valores mais altos para a taxa de feminização observada nos QP.

Os valores do rácio salarial estão muito próximos dos valores dos QP, sendo que o Duncan Index também indica que cerca de 28 a 33% das mulheres teriam de mudar de profissão de modo que a distribuição das profissões entre homens e mulheres ficasse igual. Em relação aos coeficientes de feminização podemos verificar que a base de dados EU-SILC continua a captar uma relação fortemente negativa entre a feminização e o salário das mulheres, e uma relação positiva entre a feminização e o salário dos homens, quando se estima os salários dos homens e mulheres apenas em função da feminização, sem nenhuma outra variável de controlo. Contudo, neste caso, a relação entre a feminização e o salário das mulheres é extramamente negativa, mesmo sem as variáveis de controlo.

No caso do Reino Unido, verificamos que a remuneração média mensal é maior para os homens do que para as mulheres, e de forma muito substancial (na maioria dos anos os homens recebem quase o dobro do salário das mulheres). A taxa da feminização é também maior no Reino Unido, variando entre 59% e 63%, na sub-amostra das mulheres. O rácio salarial não ajustado, ou sem variáveis de controlo, apresenta valores claramente inferiores em relação a Portugal, indicando assim que a diferença salarial entre géneros é maior no

Reino Unido do que em Portugal. Quanto ao Índice de Segregação de Duncan verificamos que este apresenta valores ligeiramente superiores aos apresentados para Portugal, variando entre 28% e 37%. Em relação aos coeficientes de feminização pode observar-se que para as mulheres a relação entre a feminização e os salários é extramente negativa. Contudo, verificamos também uma relação negativa muito forte entre a feminização e os salários dos homens, o que não acontecia para o Modelo sem Controlos no caso português, indicando que para o Reino Unido a penalização salarial para as mulheres e homens resultante da feminização dos postos de trabalho é muito mais evidente, mesmo na ausência das variáveis de controlo.

Tabela 43: Salário médio, rácio salarial e feminização tendo em conta o género e por ano, para Portugal e Reino Unido

Portugal										
Ano	Mulheres			Homens			Rácio Salarial	Índice de Segregação de Duncan	θ_f	θ_m
	N	Rum. Mensal Real	FEM	N	Rum. Mensal Real	FEM				
2004	6 242	833,2158	0,5565	5 448	1016,459	0,4577	0,8197	0,2823	-0,9534**	0,1257+
2005	5 689	822,8281	0,5646	5 017	1001,006	0,4541	0,8220	0,2946	-1,0429**	0,0852
2006	5 397	867,9376	0,5636	4 751	978,1964	0,4559	0,8351	0,2921	-0,8913**	0,1796*
2007	5 282	867,9376	0,5645	4 665	994,6996	0,4511	0,8726	0,3121	-0,7875**	0,1355+
2008	5 379	926,3485	0,5766	4 722	1080,572	0,4456	0,8573	0,3252	-1,0619**	0,0368
2009	5 878	922,7127	0,5757	5 223	1089,128	0,4482	0,8472	0,3209	-0,9643**	0,1689*
2010	6 094	940,6179	0,5803	5 286	1094,721	0,4604	0,8592	0,3103	-0,9433**	0,1349*
2011	6 664	907,959	0,5829	5 825	1060,536	0,4536	0,8561	0,3156	-1,2716**	0,1348*
2012	7 257	903,5123	0,5837	6 327	1101,505	0,4586	0,8203	0,3141	-1,0375**	0,0986
2013	7 522	961,2962	0,5853	6 487	1189,708	0,4619	0,8080	0,3102	-0,9364**	0,2112**
2014	7 881	966,5044	0,5841	6 820	1211,365	0,4646	0,7979	0,3091	-0,7910**	-0,0017
2015	10 055	968,8543	0,5856	8 647	1209,635	0,4664	0,8009	0,3132	-0,7716**	0,0682
2016	12 155	992,6233	0,5801	10 538	1219,18	0,4676	0,8142	0,3043	-0,7134**	0,1861**
2017	13 863	996,1379	0,5806	11 985	1189,87	0,4667	0,8372	0,3098	-0,7586**	0,2026**
Reino Unido										
Ano	Mulheres			Homens			Rácio Salarial	Índice de Segregação de Duncan	θ_f	θ_m
	N	Rum. Mensal Real	FEM	N	Rum. Mensal Real	FEM				
2005	10 503	2538,753	0,6231	9 612	3984,844	0,4065	0,6371	0,3739	-1,3186**	-0,5986**
2006	9 732	2416,644	0,6254	8 831	4032,453	0,4115	0,5993	0,3706	-1,4437**	-0,6119**
2007	9 142	2495,499	0,6259	8 338	4236,565	0,4117	0,5890	0,3696	-1,4952**	-0,5232**
2008	8 830	2196,283	0,6262	7 992	3543,709	0,4125	0,6198	0,3729	-1,4595**	-0,5236**
2009	8 197	1850,12	0,6281	7 433	3103,83	0,4115	0,5961	0,3722	-1,4700**	-0,5168**
2010	7 966	1940,777	0,6275	7 154	3191,771	0,4160	0,6081	0,3661	-1,5057**	-0,5748**
2011	7 922	1879,146	0,6227	7 212	3184,173	0,4186	0,5902	0,3619	-1,5267**	-0,5755**
2012	9 688	2213,906	0,6013	8 648	3466,631	0,4399	0,6386	0,3017	-1,7116**	-0,3149**
2013	9 717	1980,217	0,5994	8 692	3200,791	0,4387	0,6187	0,3028	-1,7266**	-0,3397**
2014	9 468	2193,551	0,5993	8 437	3495,485	0,4433	0,6275	0,2954	-1,8989**	-0,4527**
2015	8 789	2138,041	0,5947	7 928	3536,856	0,4383	0,6045	0,2867	-1,9772**	-0,3790**
2016	9 332	2187,392	0,5986	8 313	3469,129	0,4366	0,6305	0,3044	-1,9468**	-0,4331**
2017	11 877	1918,306	0,5860	10 893	3019,018	0,4355	0,6354	0,2797	-1,8959**	-0,5038**

Nota: N representa o número de observações em cada ano, para homens e mulheres; FEM representa a média da Feminização (proporção das mulheres em cada uma profissões/categorias profissionais segundo *ISCO-08 (COM)*) em cada ano; Índice de Segregação de Duncan foi calculado usando o comando do STATA "duncan2"; θ_f e θ_m representam os coeficientes da regressão do logaritmo do salário total real sobre a Feminização, sem nenhum outro controlo, para a regressão das mulheres e homens,

respectivamente; o rácio salarial é dado pela seguinte fórmula: $Racio_Salarial_t = \frac{media(Rem_Mensal_Real_Mulher)_t}{media(Rem_Mensal_Real_Homem)_t}$; A remuneração mensal real é dado pela sua média em cada ano, para homens e mulheres; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente.

Na Tabela 44, podemos verificar os resultados das estimações com o Modelo Sem Controlos e com o Modelo Padrão. Para o caso português, verificamos o mesmo comportamento que a Tabela 21 dos QP, e podemos constatar que a relação negativa entre a feminização e o salário das mulheres continua forte quer no Modelo Sem Controlos quer no Modelo Padrão, mas é menos intensa no Modelo Padrão, durante todo o período analisado, o que nos indica que as variáveis introduzidas no Modelo padrão conseguem explicar parte desta relação negativa. Em relação aos homens, podemos verificar que o Modelo padrão já consegue captar uma relação negativa entre a feminização e os salários dos homens, o que não era possível com o Modelo Sem Controlos, assim como tínhamos visto na análise com os QP. Para o Reino Unido, os resultados indicam que o Modelo Padrão continua a captar uma relação negativa forte entre a feminização e o salário dos homens e das mulheres (mas é muito menos intensa no Modelo Padrão do que no Modelo Sem Controlos, destacando o papel das variáveis explicativas introduzidas no Modelo Padrão), durante todo o período analisado, sendo que esta relação é mais negativa no caso das mulheres.

Tabela 44: Modelo Sem Controlos e Modelo Padrão, Portugal e Reino Unido, Base de Dados EU-SILC

Portugal							Reino Unido						
ANO	Mulheres θ_f			Homens θ_m			ANO	Mulheres θ_f			Homens θ_m		
	N	Sem Controlos	Padrão	N	Sem Controlos	Padrão		N	Sem Controlos	Padrão	N	Sem Controlos	Padrão
2004	6242	-0,9534** [0,1029]	-0,3904** [0,1054]	5448	0,1257+ [0,0665]	-0,0229 [0,0608]	2005	10503	-1,3186** [0,0653]	-0,3556** [0,0542]	9612	-0,5986** [0,0557]	-0,1903** [0,0668]
2005	5689	-1,0429** [0,0976]	-0,2759** [0,0966]	5017	0,0852 [0,0645]	-0,0774 [0,0608]	2006	9732	-1,4437** [0,0651]	-0,4709** [0,0484]	8831	-0,6119** [0,0566]	-0,1745** [0,0424]
2006	5397	-0,8913** [0,1042]	-0,3778** [0,1060]	4751	0,1796* [0,0663]	-0,0035 [0,0606]	2007	9142	-1,4952** [0,0654]	-0,4578** [0,0485]	8338	-0,5232** [0,0519]	-0,2382** [0,0446]
2007	5282	-0,7875** [0,1126]	-0,4752** [0,0959]	4665	0,1355+ [0,0691]	-0,1441* [0,0618]	2008	8830	-1,4595** [0,0717]	-0,3106** [0,0613]	7992	-0,5236** [0,0551]	-0,2009** [0,0472]
2008	5379	-1,0619** [0,1011]	-0,4324** [0,0851]	4665	0,0368 [0,0645]	-0,1387* [0,0579]	2009	8197	-1,47001** [0,0719]	-0,5535** [0,1084]	7433	-0,5168** [0,0553]	-0,4829** [0,1040]
2009	5878	-0,9643** [0,1005]	-0,3820** [0,0963]	5223	0,1689* [0,06001]	-0,0378 [0,0574]	2010	7966	-1,5057** [0,0736]	-0,4143** [0,0543321]	7154	-0,5748** [0,0635]	-0,2008** [0,0532]
2010	6094	-0,9433** [0,0877]	-0,4827** [0,0846]	5286	0,1349* [0,0595]	-0,1337* [0,0591]	2011	7922	-1,5267** [0,0777]	-0,3734** [0,0562752]	7212	-0,5755** [0,0621]	-0,1782** [0,0481]
2011	6664	-1,2716** [0,0973]	-0,5289** [0,0783]	5825	0,1348* [0,0551]	-0,0862 [0,0862]	2012	9688	-1,7116** [0,0922]	-0,6291** [0,0725]	8648	-0,3149** [0,0554]	-0,1627** [0,0497]

Tabela 44: Modelo Sem Controlo e Modelo Padrão, Portugal e Reino Unido, Base de Dados EU-SILC, cont.

Portugal						Reino Unido							
Ano	Mulheres θ_f			Homens θ_m			Ano	Mulheres θ_f			Homens θ_m		
	N	Sem Controlos	Padrão	N	Sem Controlos	Padrão		N	Sem Controlos	Padrão	N	Sem Controlos	Padrão
2012	7257	-1,0375**	-0,4955**	6327	0,0986	-0,1729**	2013	9717	-1,7266**	-0,5856**	8692	-0,3397**	-0,2017**
		[0,0855]	[0,0721]		[0,0599]	[0,0553]			[0,0869]	[0,0619]		[0,0565]	[-0,0496]
2013	7522	-0,9364**	-0,4369**	6487	0,2112**	0,0056	2014	9468	-1,8989**	-0,6702**	8437	-0,4527**	-0,2523**
		[0,0836]	[0,0738]		[0,0632]	[0,0591]			[0,0845]	[0,0631]		[0,0578]	[0,0495]
2014	7881	-0,7910**	-0,3573**	8647	-0,0017224	-0,1318*	2015	8789	-1,9772**	-0,5265**	7928	-0,3790**	-0,2577**
		[0,0791]	[0,0698]		[0,0635]	[0,0573]			[0,0952]	[0,0704]		[0,0585]	[0,0474]
2015	10055	-0,7716**	-0,4303**	6820	0,0682	-0,1257**	2016	9332	-1,9468**	-0,6759**	8313	-0,4331**	-0,2428**
		[0,0676]	[0,0562]		[0,0549]	[0,0478]			[0,0906]	[0,0670]		[0,0539]	[0,0488]
2016	12155	-0,7134**	-0,2983**	10538	0,1861**	-0,0347	2017	11877	-1,8959**	-0,6382**	10893	-0,5038**	-0,1143+
		[0,0642]	[0,0556]		[0,0515]	[0,0453]			[0,0847]	[0,0790]		[0,0563]	[0,0668]
2017	13863	-0,7586**	-0,2536**	11985	0,2026**	-0,0261							
		[0,0563]	[0,0474]		[0,0447]	[0,04001]							

Nota: O Modelo sem Controlos estima a regressão salarial dos homens e mulheres apenas em função da feminização sem nenhuma outra variável de controlo; o Modelo Padrão estima a regressão salarial dos homens e mulheres em função da feminização, nacionalidade, estado civil, horas trabalhadas por semana, atividade económica, tipo de contrato e posição de gerência, sendo que incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais da base de dados EU-SILC do Capítulos I (e possuem também as mesmas categorias omitidas); **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos.

A Tabela 45/Portugal mostra o Modelo 1, considerando o Modelo Sem Controlo e o Modelo Padrão, e verifica-se que há sempre uma relação negativa entre a feminização e o salário das mulheres, sendo mais intensa no Modelo Sem Controlos. Em relação ao Modelo 2, podemos constatar que a penalização salarial para as mulheres, intensifica-se no percentil igual ou superior a 75% nos dois modelos. Para os homens, podemos verificar que no Modelo 1 a relação negativa entre a feminização e o salário dos homens só é captada no Modelo Padrão (no Modelo Sem Controlos existe uma relação positiva e significativa). O Modelo 2/Homens apresenta o mesmo comportamento que o Modelo 2 para as mulheres, onde a penalização salarial é também maior no percentil igual ou superior a 75%, quer no Modelo Padrão quer no Modelo Sem Controlos.

Para o Reino Unido podemos verificar que no Modelo 2 a penalização também é maior no percentil igual ou superior a 75% no Modelo Padrão e no Modelo Sem Controlos, tal como aconteceu para Portugal. No Modelo 1 a penalização salarial é sempre menor no Modelo padrão, quer para os homens quer para as mulheres.

Tabela 45: Feminização como variável contínua vs. Feminização como variável discreta, modelo agregado, Portugal e Reino Unido

Portugal				
Especificação	Modelo 1	Modelo 2		
	FEMINIZAÇÃO	FEM 26-49	FEM 50-74	FEM 75 +
Mulheres				
Sem Controlos	-0,8721** [0,0227]	0,3571** [0,0143]	0,3065** [0,0136]	-0,1887** [0,0154]
Padrão	-0,3906** [0,0194]	0,0311* [0,0138]	-0,0257+ [0,0143]	-0,1192** [0,0157]
N	105 358			
Homens				
Sem Controlos	0,1596** [0,0159]	0,1365** [0,0085]	0,2358** [0,0093]	-0,1954** [0,0129]
Padrão	-0,0849** [0,0145]	0,0199* [0,0082]	0,0064 [0,0091]	-0,1212** [0,0134]
N	91 741			
Reino Unido				
Especificação	Modelo 1	Modelo 2		
	FEMINIZAÇÃO	FEM 26-49	FEM 50-74	FEM 75 +
Mulheres				
Sem Controlos	-1,5643** [0,0213]	0,6669** [0,0241]	0,23003** [0,0236]	-0,1541** [0,0234]
Padrão	-0,4718** [0,0180]	0,3345** [0,0198]	0,1534** [0,0189]	0,0449** [0,0188]
N	121 163			
Homens				
Sem Controlos	-0,5134** [0,0159]	0,4635** [0,0083]	0,1629** [0,0085]	-0,2709** [0,0111]
Padrão	-0,2251** [0,0148]	0,1765** [0,0091]	0,0505** [0,0085]	-0,1277** [0,0106]
N	109 483			

Nota: **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; a categoria omitida compreende trabalhos predominantemente masculinos ou FEM < 26%; o Modelo Sem Controlos e o Modelo Padrão estão definidos assim como na Tabela 44; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos.

A Tabela 46 mostra que, para Portugal, os resultados se aproximam dos resultados da Tabela 23 dos QP, onde as variáveis que mais contribuem para a penalização salarial, foram o sector de atividade e os postos de trabalho (em conjunto), em ambos os géneros. Em relação ao Reino Unido, verifica-se o mesmo comportamento, mantendo-se as variáveis que mais contribuem para a penalização salarial, postos de trabalho e sector de atividade.

Tabela 46: Análise da sensibilidade da Feminização por especificação das variáveis de controlo, dados agrupados, Portugal e Reino Unido, EU-SILC

Portugal		
Especificação	Mulheres	Homens
1. Sem Controlos	-0,8721**	0,1596**
2. Modelo Base (apenas características individuais)	-0,2301**	-0,0969**
3. Modelo Base + 11 dummies para indústria (Atividade Económica)	-0,3906**	-0,0849**
4. Modelo Base + 8 dummies para profissões	-0,3260**	-0,3005**
5. Modelo Padrão (Modelo Base + 11 dummies para indústria + 8 dummies para postos de trabalho)	-0,4544**	-0,3847**
Reino Unido		
Especificação	Mulheres	Homens
1. Sem Controlos	-1,5643**	-0,5134**
2. Modelo Base (apenas características individuais)	-0,4982**	-0,2285**
3. Modelo Base + 11 dummies para indústria (Atividade Económica)	-0,4718**	-0,2251**
4. Modelo Base + 8 dummies para profissões	0,0392	-0,6996**
5. Modelo Padrão (Modelo Base + 11 dummies para indústria + 8 dummies para postos de trabalho)	-0,0269	-0,7089**

Nota: O Modelo Sem Controlos e o Modelo Padrão estão definidos assim como na Tabela 44; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os valores apresentados correspondem aos coeficientes θ_f e θ_m ; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos.

No que toca ao comportamento da feminização dos postos de trabalho por especificação das variáveis de controlo, a Tabela 47 indica que para Portugal se verifica uma maior penalização para os indivíduos com a idade superior a 60 anos, quer para os homens quer para as mulheres (nos QP a penalização era maior para os indivíduos com idade entre 30-39 anos). Em relação ao nível de ensino, a penalização salarial continua a ser maior para as mulheres com níveis mais altos de ensino, tal como se constatou na base de dados QP. Contudo, para os homens a penalização salarial é maior para os níveis mais baixos de ensino. Para o estado civil, verificamos que a penalização é maior para as mulheres separadas e maior para os homens solteiros. Quanto à nacionalidade verifica-se que a penalização salarial é maior para as mulheres com nacionalidade igual ao país de residência (EU), nacionalidade portuguesa neste caso, e para os homens é maior para aqueles com nacionalidade europeia,

mas diferente do país de residência. Em relação aos postos de trabalho a penalização continua sendo maior para as profissões de topo da hierarquia profissional, nos homens e nas mulheres. Quanto à posição de gerência, verifica-se que a penalização salarial é maior para os homens e mulheres com o cargo de “não supervisor”. Em relação ao tipo de contrato de trabalho, podemos verificar que a penalização salarial é maior para as mulheres que para os homens.

Para o Reino Unido, tendo em conta a idade, penalização salarial é maior para os homens e mulheres com idade entre 30-39 anos. Em relação ao nível de educação a penalização é também maior para os níveis mais elevados do ensino, isto é, é maior para "nivel_1_e_2_ensino_superior", quer para os homens quer para as mulheres. Quanto à nacionalidade verifica-se que a penalização é maior para os indivíduos com nacionalidade diferente do país de origem e não europeia ("OTH") nas duas amostras. Em relação aos postos de trabalho, verificamos que a penalização é maior para as profissões de topo da hierarquia profissional, isto é, para "directores/gestores", "profissionais" e "tecnicos_profissio_associad", quer para os homens quer para as mulheres. Para o tipo de contrato de trabalho verifica-se que a penalização é maior para os trabalhadores com contrato a termo do que sem termo, quer para as mulheres quer para os homens. Quanto à posição de gerência, verifica-se que a penalização é maior para os trabalhadores com o cargo de supervisor do que para aqueles que não têm cargo de supervisor, tanto para as mulheres como para os homens. Por fim, em relação ao estado civil, verificamos que a penalização é maior para os trabalhadores "solteiros".

Tabala 47: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, Portugal e Reino Unido, EU-SILC

Portugal				Reino Unido					
Grupo	Mulheres θ_f		Homens θ_m		Grupo	Mulheres θ_f		Homens θ_m	
	N	Padrão	N	Padrão		N	Padrão	N	Padrão
Todos os trabalhadores	105358	-0,3906**	91741	-0,0849**	Todos os trabalhadores	105358	-0,4718**	91741	-0,2251**
Idade:					Idade:				
16-29	15928	-0,1731**	16702	-0,1567**	16-29	20412	-0,3382**	19045	-0,1241**
30-39	13538	-0,3037**	12399	-0,1487**	30-39	19242	-0,6203**	16525	-0,2903**
40-49	17856	-0,3748**	16003	-0,0156	40-49	21069	-0,5143**	19144	-0,1714**
50-59	18088	-0,5433**	15956	-0,0089	50-59	19719	-0,3872**	18075	-0,1769**
60 +	10129	-0,5871**	8649	-0,2197**	60 +	11790	-0,2431**	11055	-0,2263**
Educação:					Educação:				
inferior_ensino_basico	5274	-0,0860	2480	-0,1843+	inferior_ensino_basico	N/D		N/D	
ensino_basico	42274	-0,1180**	42727	-0,1915**	ensino_basico	N/D		N/D	
ensino_secundario_baixo	16324	-0,4091**	18479	-0,0078	ensino_secundario_baixo	32748	0,0198	26840	-0,2040**
ensino_secundario_alto	15338	-0,7036**	13784	-0,1072**	ensino_secundario_alto	40728	-0,2073**	35956	-0,1361**
ensi_pos_secund_nao_superior	457	-0,3446*	495	0,2945	ensi_pos_secund_nao_superior	1186	-0,0609	1600	-0,2101+
nivel_1_e_2_ensino_superior	14171	-0,1264+	8481	-0,0375	nivel_1_e_2_ensino_superior	34296	-1,1334**	30194	-0,4043**
Estado Civil:					Estado Civil:				
Solteiro	25050	-0,2229**	27281	-0,1673**	Solteiro	32075	-0,5154**	33212	-0,2345**
Casado	57840	-0,4085**	56897	-0,0538**	Casado	62113	-0,4898**	62187	-0,2019**
Separado	370	-1,1816**	192	0,7856*	Separado	3176	-0,4156**	2030	-0,0009
Viúvo	15661	-0,5714**	3280	0,1350	Viúvo	11842	-0,2797**	5046	-0,2033+
Divorciado	6426	-0,5953**	4075	-0,1539*	Divorciado	11957	-0,3156**	7007	-0,2024*

Tabela 47: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, em regressões separadas, Portugal e Reino Unido, EU-SILC, cont.

Portugal				Reino Unido					
Grupo	Mulheres θ_f		Homens θ_m		Grupo	Mulheres θ_f		Homens θ_m	
	N	Padrão	N	Padrão		N	Padrão	N	Padrão
Nacionalidade:				Nacionalidade:					
EU	1399	-0,5552**	1 254	0,2218+	EU	4173	-0,2059*	3381	-0,1781*
LOC	99516	-0,3834**	86894	-0,0936**	LOC	107116	-0,4775**	97582	-0,2167**
OTH	4432	-0,4121**	3 577	-0,04877	OTH	9418	-0,5694**	7926	-0,3347**
Postos de trabalho:				Postos de trabalho:					
directores/gestores	3345	-1,5369	6564	-0,3359	directores/gestores	8602	-2,5429**	14892	-1,8604**
Profissionais	9431	-1,5885**	6229	-1,0196**	Profissionais	17762	-3,6987**	17484	-3,3844**
tecnicos_profissio_associad	6848	1,2604**	8064	0,9223**	tecnicos_profissio_associad	13846	-6,0344**	11694	-5,3953**
trab_apoio_administrativo	8028	0,5494	5014	-0,0572	trab_apoio_administrativo	20446	2,5794**	5209	2,9368**
trab_servicos_vendas	18024	-1,2725**	9201	-1,2136**	trab_servicos_vendas	28597	1,7128**	8441	2,0508**
trab_qualif_agric_silvic_pesca	8700	-0,2799	7848	0,4569	trab_qualif_agric_silvic_pesca	347	1,0967	2055	0,8704
trab_artesanais_relacio_comerc	8586	-3,3399**	21920	-1,8671**	trab_artesanais_relacio_comerc	1589	-0,3389	16070	-1,8073**
Operad_montadores_instala_maqui	4797	0,14634	10345	0,7718**	Operad_montadores_instala_maqui	3956	-0,1861	11019	0,9639**
trab_nao_qualificado	22857	1,8405**	8051	1,8662	trab_nao_qualificado	12737	-1,7724**	11755	-1,1906**
Posicao de Gerência				Posicao de Gerência					
Supervisar	10731	-0,3769**	16587	-0,0295	Supervisor	22057	-0,7472**	27643	-0,2617**
não supervisor	63187	-0,3954**	50071	-0,1119**	não supervisor	62406	-0,3798**	45232	-0,1704**
Tipo de Contrato:				Tipo de Contrato:					
contrato_sem_termo	53030	-0,3359**	51891	-0,0425*	contrato_sem_termo	54152	-0,4690**	48571	-0,2182**
contrato_a_termo	14108	-0,2656**	11606	-0,3164**	contrato_a_termo	2663	-0,5391**	2333	-0,3381**

Nota: O modelo Padrão está definido assim como na Tabela 44; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; N/D – não disponível.

Na análise longitudinal, reportada na Tabela 48/Portugal, verifica-se um comportamento semelhante ao da Tabela 26 dos QP, com uma relação negativa entre a feminização e o salário dos homens e das mulheres, ainda que esta relação seja mais negativa para as mulheres (nos QP a relação era mais negativa para os homens). Os valores para o Modelo em Primeiras Diferenças e de Efeitos Fixos agora são maiores que os valores dos QP, e são maiores que os valores do Modelo Pooled OLS, o que nos indica que a heterogeneidade não observada mantém um papel importante. No caso do Reino Unido verifica-se um comportamento semelhante, com uma relação negativa entre a feminização e o salário dos homens e das mulheres, em todos os modelos.

Tabela 48: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, Portugal e Reino Unido, EU-SILC

Portugal			Reino Unido		
Período: 2004-2017	Modelo Padrão		Período: 2005-2017	Modelo Padrão	
	Mulheres	Homens		Mulheres	Homens
Modelo			Modelo		
OLS	-0,3906** [0,0194]	-0,0849** [0,0145]	OLS	-0,4718** [0,0180]	-0,2251** [0,0148]
Primeiras Diferenças	-0,5031** [0,0834]	-0,1091+ [0,0621]	Primeiras Diferenças	-0,5065** [0,0834]	-0,2345** [0,0697]
Efeitos Fixos	-0,40972** [0,0354]	-0,1065** [0,0296]	Efeitos Fixos	-0,5055** [0,0386]	-0,1968** [0,0363]
Nº de Observações	105 358	91 741	Nº de Observações	121 163	109 483
Nº de Indivíduos	49 440	43 245	Nº de Indivíduos	67 295	63 221

Nota: O Modelo Padrão está definido assim como na Tabela 44; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período $t-1$; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos.

A Tabela 49 apresenta a decomposição do hiato salarial para Portugal e Reino Unido, recorrendo à decomposição de BO. Podemos verificar que no Modelo Padrão/Portugal, com e sem a feminização, o hiato não explicado continua apresentando valores muito superiores ao hiato explicado, e, neste caso, a diferença entre estas duas parcelas é maior que nos QP, sendo que o hiato explicado perde mesmo a sua importância na explicação do hiato salarial entre géneros, apresentado valores sempre negativos durante o período 2004-2017. A Feminização apresenta um peso superior quando comparado com QP (onde não ultrapassava os 2%), explicando cerca de 1,4-4,04% do hiato salarial. A decomposição de BO com dados dos QP, considerando o Modelo Padrão com feminização

(Tabela 25), indicou-nos que a parcela explicada do hiato salarial assumiu valores muito pequenos, variando entre os 3% e 6% durante o período 2004-2017.

A decomposição do hiato salarial para o Reino Unido confirma que existe uma diferença salarial entre géneros muito acentuada, onde as mulheres tendem a receber, na maioria dos anos, aproximadamente a metade do salário dos homens ao longo do período 2005-2017, considerando o Modelo Padrão com e sem a feminização. Contudo, convém realçar que se trata de uma amostra muito pequena para o Reino Unido ($n = 230\ 646$ mil observações), podendo faltar representatividade. O que chama muita atenção nesta tabela é o facto de apesar dos valores do hiato salarial serem muito maiores que Portugal, verificamos que no Reino Unido esta acentuada diferença salarial entre géneros é muito devida a variáveis explicativas introduzidas no modelo, isto é, a parcela explicada do hiato salarial assumiu sempre valores muito elevados e sempre muito maiores que a parcela não explicada do hiato. É de realçar ainda que, no Reino Unido a feminização apresenta um peso superior na explicação do hiato salarial entre géneros, quando comparado com Portugal (1,4-4,04%), variando entre 4 e 10%.

Tabela 49: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, Portugal e Reino Unido, EU-SILC, decomposição de BO

Portugal														
Especificação	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Modelo Padrão sem Feminização														
1a. Hiato não Explicado	0,2463	0,25238	0,2531	0,2662	0,2765	0,2565	0,2355	0,2189	0,227	0,23042	0,2281	0,2397	0,2120	0,2095
1b. Hiato Total explicado	-0,038	-0,0297	-0,038	-0,067	-0,057	-0,061	-0,071	-0,042	-0,028	-0,0162	-0,009	-0,024	-0,020	-0,037
1c. Hiato total	0,2083	0,2227	0,2147	0,1989	0,2194	0,1955	0,1643	0,1765	0,1987	0,2142	0,2193	0,2153	0,1940	0,1726
Modelo Padrão com Feminização														
2a. Hiato não Explicado	0,2347	0,2388	0,2395	0,2445	0,2521	0,2412	0,2125	0,1992	0,2067	0,2199	0,2137	0,2225	0,2030	0,2023
2b. Hiato Total explicado	-0,026	-0,0161	-0,025	-0,046	-0,033	-0,046	-0,048	-0,023	-0,008	-0,0056	0,0056	-0,007	-0,010	-0,030
2c. Hiato total	0,2083	0,2227	0,2147	0,1989	0,2194	0,1955	0,1643	0,1765	0,1987	0,2142	0,2193	0,2153	0,1940	0,1726
Hiato Explicado por Feminização	0,020	0,0250	0,0249	0,0386	0,0404	0,0264	0,0396	0,0364	0,0372	0,02086	0,0285	0,0325	0,0180	0,0138
Reino Unido														
Especificação	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
Modelo Padrão sem Feminização														
1a. Hiato não Explicado	0,1388	0,1633	0,1589	0,1453	0,1859	0,1565	0,1568	0,1668	0,1299	0,1532	0,1501	0,1535	0,1140	
1b. Hiato Total explicado	0,3556	0,4124	0,4231	0,4390	0,4139	0,3844	0,3935	0,3120	0,3707	0,3321	0,3473	0,3275	0,3880	
1c. Hiato total	0,4944	0,5756	0,5819	0,5843	0,5998	0,5409	0,5503	0,4788	0,5005	0,4853	0,4974	0,4809	0,5020	
Modelo Padrão com Feminização														
2a. Hiato não Explicado	0,1075	0,1262	0,1221	0,1165	0,1215	0,1226	0,1325	0,1397	0,1058	0,1227	0,1246	0,1267	0,0910	
2b. Hiato Total explicado	0,3859	0,4493	0,4595	0,4678	0,4783	0,4183	0,4233	0,3391	0,3946	0,3628	0,3726	0,3545	0,4110	
2c. Hiato total	0,4935	0,5756	0,5816	0,5843	0,5998	0,5409	0,5558	0,4788	0,5004	0,4855	0,4972	0,4812	0,5020	
Hiato Explicado por Feminização	0,0465	0,0574	0,0609	0,0451	0,0961	0,0557	0,0452	0,0431	0,0412	0,0519	0,0417	0,0471	0,0350	

Nota: O modelo Padrão está definido assim como na Tabela 44; as decomposições seguem o modelo de Blinder-Oaxaca (1973), e são executadas usando o comando *oaxaca* no Stata com a opção *pooled*, isto é, uma decomposição dupla usando os coeficientes do modelo *pooled* (para ambos os géneros) como coeficientes de referência.

A análise da convergência salarial feita na Tabela 50, de acordo com a decomposição de JMP, indica-nos que, em Portugal, houve uma diminuição do hiato salarial, entre 2004 e 2017, em -0,0357 pontos logarítmicos, sendo que o hiato não previsto ou não observado foi a parcela que mais contribuiu para esta diminuição, com uma variação de -0,0458 pontos logarítmicos, ao passo que o hiato previsto teve uma variação positiva na ordem de 0,01004 pontos logarítmicos. Verifica-se ainda que, no caso do hiato previsto o efeito positivo do preço (0,0446) supera o valor negativo do efeito quantidade (-0,0262), levando assim a uma variação positiva no hiato previsto.

Para o Reino Unido, houve um aumento do hiato salarial na ordem de 0,0084 pontos logarítmicos, durante o período 2005-2017, o que confirma o aumento do hiato salarial que se verificou na Tabela 49, sendo que este aumento foi maioritariamente impulsionado pela variação positiva no hiato previsto (0,0695) que superou a variação negativa no hiato não previsto ou não observado (-0,0611), apesar do hiato não observado ter contribuído também com uma parcela significativa da variação no hiato total. Verifica-se que o efeito positivo do preço também supera o efeito negativo da quantidade, levando também a uma variação positiva no hiato previsto, tal como tínhamos observado em Portugal.

Tabela 50: Análise da convergência salarial, Portugal e Reino Unido, EU-SILC, decomposição de JMP

Decomposição das diferenças no hiato	Portugal - 2004/2017			Reino Unido - 2005/2017		
	E	Q	P	E	Q	P
Decomposição das diferenças no hiato previsto (E):						
Total	0,0100	-0,0262	0,0446	0,0695	-0,0524	0,1045
FEMINIZAÇÃO	0,0001	-0,0003	0,0004	-0,0218	-0,0116	-0,015
Estado civil	-0,0053	0,0008	-0,003	0,0103	0,0003	0,0044
Nacionalidade	0,0005	0,0002	0,0006	0,0010	-0,001	0,0009
Educação	-0,0001	-0,0157	0,0139	-0,0041	-0,011	-0,002
Tipo de Contrato	-0,0032	-0,0023	0,0004	0,0010	0,0011	0,0000
Posição de Gerência	-0,0099	-0,0053	-0,006	0,0054	0,0035	0,0016
Horas Trabalhadas por semana	-0,0094	-0,0102	0,0010	0,0289	-0,0314	0,0692
Atividade económica	0,0374	0,0066	0,0369	0,0488	-0,0022	0,0451
Todas as Variáveis	0,0100	-0,0262	0,0446	0,0695	-0,0524	0,1045
Decomposição de diferenças no hiato residual (U):						
Total	-0,0458	-0,0346	-0,0126	-0,0611	-0,0580	-0,0029
Diferença nos (componentes) do hiato total (D):						
Total	-0,0357	0,01004	-0,0458	0,0084	0,0695	-0,0611
Alteração no Hiato Salarial Total (D = E + U)	-0,0357			0,0084		

Nota: D = variação total no hiato salarial; E = diferença no hiato previsto; U = diferença no hiato residual; Q = efeito da quantidade; P = efeito do preço; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jimpierce2” (decomposição para 2 períodos); as variáveis categóricas: nacionalidade, estado civil, horas trabalhadas por semana, atividade económica, tipo de contrato e posição de gerência incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais da base de dados EU-SILC do Capítulo I (e possuem também as mesmas categorias omitidas); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos.

Através da Tabela 51 podemos ver os resultados da decomposição salarial pelo método de CFM, com recurso às regressões quantílicas. As decomposições foram feitas estimando 50 regressões quantílicas (de modo a implementar o estimador da regressão quantílica) e os erros-padrão foram estimados através do método bootstrapping com 50 repetições. A Tabela 51 apresenta a decomposição salarial com o método *cdeco*, e, indica que Portugal apresenta um efeito de características maior no centro e no topo da distribuição salarial (valores em termos absolutos), em 2004 e 2017. Contudo, o efeito dos coeficientes ou o hiato não observado é maior na base e no centro da distribuição salarial no ano 2004; no ano 2017 é maior no centro e no topo da distribuição salarial, o que indica a possibilidade de “glass ceiling”. Entre 2004 e 2017 verifica-se que houve uma maior diminuição do hiato não explicado (ou efeito dos coeficientes) na base e no centro da distribuição salarial, sendo que no topo da distribuição salarial o hiato não explicado apresentou um aumento, tal como nos QP. No Reino Unido o efeito de características e o efeito de coeficientes são maiores na base e no centro da distribuição salarial, não indicando a possibilidade da existência de “glass ceiling”. Contudo, continua a haver uma maior diminuição do hiato não explicado na base e no centro do que no topo da distribuição salarial.

Tabela 51: Decomposição salarial com o modelo CFM usando o comando *cdeco*, Portugal e Reino Unido, EU-SILC

Percentil	Portugal		Reino Unido	
	Especificação		Especificação	
	2004	2017	2005	2017
	Modelo Padrão	Modelo Padrão	Modelo Padrão	Modelo Padrão
A. Efeito de Características				
Percentil 10	-0,0037 [0,0169]	0,0086 [0,0106]	0,3475 [0,0258]	0,3886 [0,0259]
Percentil 50	-0,0544 [0,0173]	-0,0387 [0,0119]	0,3104 [0,0158]	0,3789 [0,0203]
Percentil 90	-0,0933 [0,0355]	-0,07101 [0,0189]	0,2254 [0,0187]	0,3039 [0,0252]
B. Efeito de Coeficientes				
Percentil 10	0,2610 [,0268]	0,1546 [,0128]	0,3064 [0,0369]	0,1989 [0,0447]
Percentil 50	0,2794 [,0179]	0,2154 [,0123]	0,1657 [0,0212]	0,1256 [0,0189]
Percentil 90	0,1773 [0,0392]	0,2242 [,0218]	0,1496 [0,0233]	0,1159 [0,0220]
C. Soma do Efeito de Características e Efeito de Coeficientes				
Percentil 10	0,2573 [,0181]	0,1631 [,0118]	0,6539 [0,0413]	0,5875 [0,0462]
Percentil 50	0,2250 [,0179]	0,1767 [,01399]	0,4761 [0,0216]	0,5046 [0,0186]
Percentil 90	0,0839 [,0411]	0,1531 [,0240]	0,3751 [0,0201]	0,4199 [0,0313]

Nota: O modelo Padrão está definido assim como na Tabela 44; de modo a implementar o estimador da regressão quantílica foram estimadas 50 regressões quantílicas lineares e os erros-padrão foram estimados através do método bootstrapping com 50 repetições; decomposição feita com recurso ao comando do stata *cdeco*.

Conclusão

Com base nos dados da EU-SILC, foi possível apurar que os resultados para Portugal se aproximam muito dos valores dos QP. Contudo, no caso da base europeia, observam-se valores mais altos para a taxa da feminização e a relação entre a feminização e o salário das mulheres é extremamente negativa, mesmo sem a introdução das variáveis de controlo, quer em Portugal quer no Reino Unido. Por outro lado, continua a verificar-se uma maior penalização salarial nos percentis mais altos da distribuição salarial, tanto em Portugal como no Reino Unido, sendo que a heterogeneidade não observada mantém um papel muito importante nestes dois países.

O Reino Unido apresenta valores muito superiores para a remuneração média e para a taxa da feminização quando comparados com Portugal, sendo que o rácio salarial não ajustado apresenta valores claramente inferiores a Portugal, indicando assim que a disparidade salarial entre géneros é maior no Reino Unido. Contudo, constata-se que no Reino Unido a diferença salarial entre géneros é muito devida a variáveis explicativas introduzidas no modelo. Importa ainda frizar que, para o Reino Unido, a penalização salarial para as mulheres e os homens resultante da feminização dos postos de trabalho é muito mais evidente, mesmo na ausência das variáveis de controlo.

Conclusão Final

Em Portugal, a disparidade salarial com base no género é persistente e tem vindo a ganhar cada vez mais relevância pública. A vantagem salarial dos homens em relação às mulheres é, com efeito, evidente ao longo do horizonte temporal 1991-2017, com as mulheres a apresentarem, continuamente, um salário médio inferior, não obstante o acrescido investimento em qualificação profissional e uma maior representação no mercado de trabalho. As profissões ligadas à actividade intelectual e científica, são exemplos de profissões de nível superior, com maiores remunerações, e onde, actualmente, as mulheres possuem uma maior representação (54,24%) em relação aos homens. Todavia, estas melhorias não foram suficientes para colmatar a desvantagem salarial significativa para as mulheres e aumentar a sua representação nas profissões de topo da hierarquia profissional, dado que os homens continuaram com uma maior representação nos cargos de direcção, ainda que a representação dos homens nas categorias de topo tenha diminuído de 80% para 68% entre 1991 e 2017.

A representação das mulheres (43% a 53%) nas profissões feminizadas foi sempre maior que a dos homens (33% a 42%). A feminização dos postos de trabalho tornou-se ainda mais evidente nas profissões tipicamente “femininas”, por exemplo, nas profissões ligadas à área da saúde (enfermeiras e médicas obstetrícia), beleza (cabeleireiras e esteticistas), educação (auxiliar de professor e auxiliar de cuidados de crianças), apoio administrativo (secretárias), encarregados de limpeza (empregadas de limpeza e governantes domésticos), e entre outras profissões “femininas”, com uma representação superior a 90% das mulheres. São ainda exemplos de profissões tipicamente “masculinas”, onde existe uma representação esmagadora dos homens (mais de 95%), as profissões de “Mineiros e trabalhadores das pedreiras”, “Operadores de instalações de processamento de minérios e rochas”, “Perfurador de poços, sondador e similares”, e entre outras profissões ligadas a este sector de actividade.

À medida que se verifica um aumento da concentração das mulheres em determinadas categorias profissionais, a penalização salarial torna-se mais evidente; por outras palavras, as penalizações salariais mais severas estão associadas a níveis mais altos de feminização para ambos os géneros. A estimação da regressão salarial das mulheres em função apenas da feminização, para cada ano, indica-nos que, à partida, as mulheres já são penalizadas por estarem nas profissões feminizadas, independentemente das suas características observadas, o que não acontece no caso dos homens, dado que foi preciso

introduzir variáveis explicativas na regressão salarial dos homens de modo a captar a relação negativa entre o salário dos homens e a feminização. A introdução destas variáveis de controlo fez com que a relação negativa entre a feminização e o salário se tornasse ainda maior para os homens em certos casos. Outro aspecto importante é que a relação negativa entre a feminização e os salários, para ambos os géneros, se intensifica nos níveis superiores de escolaridade e de qualificação, e nas profissões de topo da hierarquia profissional, indicando assim uma sincronia entre estas variáveis, dado que os trabalhadores com os maiores níveis de escolaridade tendem a ser mais qualificados e a trabalhar nas profissões de nível superior. Isto indica-nos que estes trabalhadores podem estar a desviar-se para as profissões feminizadas de modo a substituir um maior retorno salarial por uma maior flexibilidade em termos dos horários de trabalho e as obrigações familiares, o que é mais facilitado nas profissões feminizadas. Por outro lado, os trabalhadores sem nenhuma cobertura sindical e que trabalham a tempo parcial são mais penalizados pela feminização dos postos de trabalho do que os trabalhadores com cobertura sindical e que trabalham a tempo inteiro.

Entre 1991 e 2017 houve uma diminuição no rácio salarial não ajustado, traduzindo-se num ganho de 10 pontos percentuais para as mulheres. Por outro lado, a introdução de características observadas dos indivíduos nas decomposições salariais fez diminuir o hiato salarial de 30% em 1991 para 17% em 2017, quer na decomposição de BO quer na decomposição de JMP, traduzindo-se num ganho relativamente maior para as mulheres, na ordem dos 13 pontos percentuais. A decomposição salarial com o método de BO e JMP (considerando a convergência salarial entre 1991 e 2017, e a diferença interquartil) veio revelar-nos que a parcela não explicada do hiato salarial tem um peso muito expressivo na explicação da disparidade salarial com base no género, pois grande parte desta diferença salarial deve-se a factores não observados, por exemplo, diferenças entre gostos e aptidões dos trabalhadores, a produtividade não observada e a própria discriminação no mercado de trabalho, que é muitas vezes medida pelo hiato não explicado. A parcela não explicada do hiato salarial assumiu, portanto, um valor sempre maior que a parcela explicada, reduzindo-se ligeiramente com a introdução da variável feminização, tal como observado na decomposição de BO. Contudo, embora a discriminação seja sem dúvida um fator importante para explicar a disparidade salarial, não é de forma alguma a única explicação. As medidas tradicionais de capital humano (as melhorias a nível de escolaridade e qualificação dos trabalhadores) e o sector de atividade também foram muito importantes

para explicar grande parte da diminuição na disparidade salarial entre géneros durante este período. Todavia, as variações na feminização tiveram um contributo muito pequeno na explicação da disparidade salarial, não chegando a atingir os 2% do hiato salarial no modelo de BO. O modelo de JMP, por outro lado, permitiu-nos captar um maior impacto da feminização sobre o hiato salarial entre géneros, na análise da diferença salarial para um único ano ou para uma média de períodos, situações onde a feminização consegue explicar mais de 10% da diferença salarial entre géneros.

A diferença salarial entre homens e mulheres foi mais expressiva no topo da distribuição salarial, e teve uma menor redução no topo da distribuição do que nos outros percentis da distribuição salarial. Este comportamento do hiato salarial, sugere assim a possibilidade de “glass ceiling”, isto é, a existência de barreiras “invisíveis” no acesso das mulheres aos cargos de topo da hierarquia profissional, caracterizados, precisamente, por elevadas remunerações. Por outras palavras, a desigualdade salarial tem um comportamento crescente à medida que progredimos na hierarquia salarial, intensificando-se ainda mais no topo da hierarquia. A escassez de mulheres nos cargos de direcção é também influenciada pela hipótese “pipeline”, no sentido em que os baixos níveis de ensino e a pequena representação das mulheres no mercado de trabalho, no início do período amostral (1991), levaram ao atraso na corrida da promoção profissional e ao conseqüente adiar na subida hierárquica. O conflito entre trabalho e família, também se apresenta como um factor relevante para a reduzida representação das mulheres no topo das hierarquias profissionais, na medida em que, os encargos domésticos, a assistência aos filhos e aos familiares idosos, reduzem a produtividade das mulheres e o seu interesse em ocupar posições de nível hierárquico mais elevado.

Os dados europeus (EU-SILC) indicam-nos que em 2007 e 2017 os salários mais altos (acima de 2000 euros) se encontravam, naturalmente, nos países mais avançados, em especial na Islândia, Suíça, Reino Unido, Irlanda e Áustria. Em contrapartida, os salários mais baixos (menos de 1000 euros) encontravam-se na Polónia, Hungria, Bulgária e Sérvia. Portugal apresentou melhorias a nível salarial, passando do grupo de países com salários mais baixos em 2007 para o grupo de países com salário médio entre 1000 e 2000 euros em 2017. O grupo de países com salários mais baixos destaca-se por apresentar uma maior aproximação salarial entre homens e mulheres, apresentando sempre valores elevados para o rácio salarial não ajustado. Todavia, os países com salários mais altos apresentaram os menores valores para o rácio salarial não ajustado, indicando assim, uma maior disparidade

salarial. A introdução de variáveis de controlo ou a análise da disparidade salarial com recurso a regressões salariais, colocou os países mais desenvolvidos, como a Irlanda, o Reino Unido, a Áustria e a Suíça, num patamar diferente, reduzindo consideravelmente a diferença salarial entre géneros verificada anteriormente, indicando assim que a disparidade salarial nestes países é em grande parte explicada pelas características observadas dos indivíduos introduzidas no modelo.

Por fim, a comparação feita entre Portugal e Reino Unido indica-nos que os resultados para o Reino Unido se aproximam dos resultados para Portugal. Contudo, a decomposição do hiato salarial no caso do Reino Unido indica-nos que existe uma diferença salarial entre géneros muito acentuada neste país, maior do que a desigualdade observada em Portugal, quer recorrendo ao rácio salarial não ajustado quer introduzindo as características dos indivíduos no modelo de BO. Um resultado interessante está no facto de apesar dos valores do hiato salarial serem muito maiores no Reino Unido do que em Portugal, uma parte considerável desta diferença salarial é explicada pelas variáveis introduzidas nas regressões salariais; ou seja, a parcela explicada do hiato salarial assumiu sempre valores muito elevados e sempre muito maiores que a parcela não explicada do hiato salarial no Reino Unido. É de realçar ainda que, no Reino Unido, a feminização tem um peso maior na explicação do hiato salarial entre géneros (os valores atingem os 10%), quando comparado com Portugal, onde não ultrapassa os 4%.

A feminização é sem dúvida uma das maiores fontes da penalização salarial, afectando quer as mulheres quer os homens. Esta aglomeração de mulheres em determinadas categorias profissionais não parece, contudo, afetar muito a desigualdade salarial entre géneros em Portugal, dado a pequena influência da feminização sobre o hiato salarial. A importância crescente dos factores não observados ao longo do tempo e o peso significativo destes factores sobre o hiato salarial, sublinham cada vez mais a necessidade de aprofundar os estudos no campo do “hiato salarial não explicado”, bem como do desenvolvimento de políticas que promovam cada vez mais a participação feminina no mercado de trabalho e a igualdade no acesso aos cargos de topo da hierarquia profissional. A discriminação não pode, portanto, ser desvalorizada ou alvo de menor atenção.

Referências

- Abendroth, A., Melzer, S., Kalev, A., Tomaskovic-Devey, D. 2017. "Women at Work: Women's Access to Power and the Gender Earnings Gap." *Industrial and Labor Relations Review*, 70 (1): 190–222.
- ACEGIS. 2017. <https://www.acegis.com/2017/10/desigualdade-salarial-mulheres-ganham-em-media-menos-279-euros-por-mes/>
- ACEGIS. 2014. Equilíbrio de Género nos Conselhos de Administração: As Empresas do PSI 20.
- Acemoglu, D. 1998. "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality." *Quarterly Journal of Economics*, 113: 1055–89.
- Addison, J. T., Ozturk, O. D., Wang, S. 2017. "The Occupational Feminization of Wages." *ILR Review*, 71 (1): 208-241.
- Arulampalam, W., Booth, A., Bryan, M. 2007. "Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution." *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2): 163–86.
- Autor, D. H., Lawrence F. K., Kearney, M. S. 2008. "Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists." *Review of Economics and Statistics*, 90(2): 300–323.
- Bertrand M., Black S. E., Jensen S., Lleras-Muney A. 2019. "Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labour Market Outcomes in Norway." *Review of Economic Studies*, 86(1): 191–239.
- Bertrand, M., Goldin, C., Katz, L. F. 2010. "Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2: 228–255.
- Blau, F., Kahn, L., 2017. "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations." *Journal of Economic Literature*, 55(3): 789–865.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. 2006. "The U.S. Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence." *Industrial and Labor Relations Review*, 60: 45–66.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. 1997. "Swimming upstream: Trends in the gender wage differential in the 1980s." *Journal of Labor Economics*, 15: 1–42.
- Blinder, A. S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources*, 8(4): 436–455.
- Borjas, G. 1996. *Labor Economics*, New York, MacGraw-Hill.
- Cahuc, P., Carcillo, S., Zylberberg, A. 2014. *Labour Economics* (2nd ed.). MIT Press.
- Card, D., Cardoso, A. R., Kline, P. 2016. "Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women." *Quarterly Journal of Economics*, 131 (2): 633–686.
- Cardoso, A. R., Guimarães, P., Portugal, P. 2016. "What Drives the Gender Wage Gap? A Look at the Role of Firm and Job-Title Heterogeneity." *Oxford Economic Papers*, 68 (2): 506–524.
- Cardoso, A. R., Guimarães, P., Portugal, P., Raposo, P. S. 2016. "Sobre a Discriminação Sexual na Formação de Salários." *Revista de Estudos Económicos*, 47–68. Retrieved from https://www.bportugal.pt/pt-PT/BdP/Publicacoes/Investigacao/RE201606_p.pdf

- Cardoso, A. R., Winter-Ebmer, R. 2007. "Female-Led Firms and Gender Wage Policies." *Industrial and Labor Relations Review*, 64(1): 143–163.
- Castagnetti, C., Giorgetti, M. L. 2019. "Understanding the gender wage-gap differential between the public and private sectors in Italy: A quantile approach." *Economic Modelling*, 78 (3): 240–261.
- Cha, Y., Weeden, K. A. 2014. "Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages". *American Sociological Review*, 79(3): 457–484.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., Melly, B. 2013. "Inference on Counterfactual Distributions." *Econometrica*, 81 (6): 2205–2268.
- Duncan, O. D., Duncan, B. 1955. "A methodological analysis of segregation indices." *American Sociological Review*, 20(2): 201–17.
- England, P., Allison, P., Wu, Y. 2007. "Does Bad Pay Cause Occupations to Feminize, Does Feminization Reduce Pay, and How Can We Tell with Longitudinal Data?" *Social Science Research*, 36(3): 1237–56.
- Flabbi, L., Macis, M., Moro, A., Schivardi, F. 2018. "Do female executives make a difference? The impact of female leadership on gender gaps and firm performance." Working Paper.
- Gallen, Y. 2018. "Motherhood and the Gender Productivity Gap". *SSRN Electronic Journal*, 773.
- Gallen, Y. 2015. "The Gender Productivity Gap". *Citeseer*, 1(815): 1–25.
- Groshen, E. L. 1991. "The structure of the female/male differential: Is it who you are, what you do, or where you work?" *Journal of Human Resources*, 26(3): 457–72.
- Guimarães, P., Portugal, P. 2010. "A simple feasible procedure to fit models with high-dimensional fixed effects." *Stata Journal*, 10(4), 628–649.
- Hirsh, E., Cha, Y. 2017. "Mandating Change: The Impact of Court- Ordered Policy Changes on Managerial Diversity." *Industrial and Labor Relations Review*, 70 (1): 42–72.
- International Labour Organization. 2018. "Global Wage Report 2018 / 19 What lies behind gender pay gaps". Retrieved from https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_650553.pdf
- Jacobs, J., Steinberg, R. J. 1990. "Compensating Differentials and the Male Female Wage Gap: Evidence from the New York State Comparable Worth Study." *Social Forces*, 69(2): 439–68.
- Juhn, C., Murphy K. M., Pierce, B. 1993. "Wage inequality and the rise in returns to skill." *Journal of Political Economy*, 101: 410–442.
- Juhn, C., Murphy, K. M., Pierce, B. 1991. "Accounting for the Slowdown in Black- White Wage Convergence." In *Workers and Their Wages*, edited by Marvin Kosters, 107-143. Washington, DC: AEI Press.
- Kassenboehmer, S. C., Sinning, M. 2014. "Distributional Changes in the Gender Wage Gap." *Industrial and Labor Relations Review*, 67 (2): 335–61.
- Katz, L. F., Autor, D. H. 1999. "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality". *Handbook of Labor Economics*, Vol.3A.
- Katz, L. F., Murphy, K. M. 1992. "Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors." *Quarterly Journal of Economics*, 107: 35–78.

- Kim, K., Min, I., Choi, Y-S. 2015. "Dynamic decomposition of regional wage differentials in Korea". *The Social Science Journal*, 52 (3): 311-321, ISSN 0362-3319, <https://doi.org/10.1016/j.soscij.2013.08.009>.
(<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0362331913001237>)
- Koenker, R., Bassett, G. 1978. "Regression Quantiles." *Econometrica*, 46: 33–50.
- Kuhn, P. J., Lozano, F. A. 2008. "The Expanding Workweek? Understanding Trends in Long Work Hours among U.S. Men, 1979–2006." *Journal of Labor Economics*, 26: 311–43.
- Machado, J. A. F., Mata. J. 2005. "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression." *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Macpherson, D. A., Hirsch, B. T. 1995. Wages and gender composition: Why do women's jobs pay less?" *Journal of Labor Economics*, 13(3): 426–71.
- Maida, A., Weber, A. 2019, "Female Leadership and Gender Gap within Firms: Evidence from an Italian Board Reform." *IZA DP No. 12099*.
- Manning, A., Swaffield, J. 2008. "The gender gap in early-career wage growth." *Economic Journal*, 118: 983–1024.
- Murphy, E., Oesch, D. 2015. "The feminization of occupations and change in wages: a panel analysis of Britain, Germany and Switzerland." *SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research at DIW Berlin*.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14: 693–709.
- Organização Internacional do Trabalho. 2017. "Relatório Inicial para a Comissão Mundial sobre O Futuro do Trabalho." Retrieved from https://www.ilo.org/public/portugue/region/eurpro/lisbon/html/portugal_pub_tit_pt.htm
- Organização Internacional do Trabalho. 2011. "Key Indicators of the Labour Market Database". 7th ed. available at http://www.ilo.org/empelm/what/WCMS_114240/lang--en/index.htm.
- Weeden, K. A., Kim, Y-M., Di Carlo, M., Grusky, D. B. 2007. "Social Class and Earnings Inequality." *American Behavioral Scientist*, 50:702–736.
- Weeden, K. 2002. "Why Do Some Occupations Pay More Than Others? Social Closure and Earnings Inequality in the United States." *American Journal of Sociology*, 108(1): 55–101.
- Wood, R. G., Corcoran, M. E., Courant, P. N. 1993. "Pay Differences among the Highly Paid: The Male-Female Earnings Gap in Lawyers' Salaries." *Journal of Labor Economics*, 11: 417–441.
- World Economic Forum. 2017. "The Global Gender Gap Report 2017". Retrieved from <https://www.weforum.org/reports/the-global-gender-gap-report-2017>
- Yağanoğlu, N. Y., Ercan. 2009. H. "A Comparison of JMP Wage Decomposition and Quantile Regression Methods in Wage Inequality Assessment". *METU Studies in Development*, [S.l.], 35 (2): 427-444. ISSN 10109935. Available at: <http://www2.feas.metu.edu.tr/metusd/ojs/index.php/metusd/article/view/225>.

Anexo A – Capítulo I

Descrição das variáveis originais dos QP

Tabela A.1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis originais

Variáveis Originais	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
		Média	Desvio-Padrão	Min	Max
Antiguidade do trabalhador (antig)	Representa a antiguidade do trabalhador na empresa/estabelecimento, ou seja, o número de anos a trabalhar numa dada empresa/estabelecimento; 0 representa os trabalhadores com menos de um ano na empresa/estabelecimento; e 99 são os casos desconhecidos; disponível para o período 1991-2017.	8,0839	11,3951	0	99
Situação profissional (sitpro)	Representa a situação profissional do trabalhador, e é constituída por 5 categorias: 1 para empregador; 2 para trabalhador familiar não remunerado; 3 para trabalhador por conta de outrem; 4 para membro ativo de cooperativa de produção; e 9 para outra situação; disponível para o período 1991-2017.	2,8771	0,5598	1	9
Horas normais mensais trabalhadas (hnormais)	Representa as horas normais mensais trabalhadas; varia entre 0 e 267 horas mensais; disponível para o período 1991-2017.	160,8481	31,6292	0	267
Remuneração base mensal (rbase)	Representa a remuneração base mensal, em euros, recebida pelos trabalhadores; disponível para o período 1991-2017.	675,2674	758,3102	0	654166

Tabela A.1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis originais, cont.

Variáveis Originais	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
Remuneração suplementar (rextra):	Representa a remuneração extra, em euros, paga aos trabalhadores; disponível para o período 1991-2017.	11,8184	77,5859	0	150166,4
Prestações regulares (prest_reg)	Representa as prestações regulares, em euros, pagas ao trabalhador; disponível para o período 1991-2017.	114,244	280,5471	0	485339,1
Instrumento de regulamentação coletiva do trabalho (irct):	Representada por 5 categorias, nomeadamente: Acordo de Empresa (AE); Acordo Coletivo de Trabalho (ACT); Contrato Coletivo de Trabalho (CCT); Portaria do Trabalho (PRT); e uma categoria residual que engloba os trabalhadores não cobertos por qualquer irct; disponível para o período 1991-2017.	33216,03	18666,02	12004	97013
Idade do trabalhador (IDADE)	Representa a idade dos trabalhadores: 0 representa os casos desconhecidos; 68 representa os trabalhadores com idade igual ou superior a 68 anos; disponível para o período 1991-2017.	37,6189	11,9329	0	68
Nacionalidade (nacionalidade_cod)	Criada a partir da variável nacio (nacionalidade dos trabalhadores); variável categórica que indica a nacionalidade de cada trabalhador; disponível em 2000-2017; o período 2000-2009 foi harmonizado para a classificação no período 2010-2017.	171,7239	21,9488	1	236

Tabela A.1: Estatísticas descritivas para Trabalhadores: variáveis originais, cont.

Variáveis Originais	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
Tipo de contrato de trabalho (tipo_contrato)	Representa o tipo de contrato de trabalho; é constituído por 4 categorias: 1 se for contrato de trabalho sem termo; 2 se for contrato de trabalho a termo; 8 se for outra situação; e 9 para os casos desconhecidos; disponível em 2000-2017; o período 2000-2009 foi harmonizado para a classificação do período 2010-2017.	1,4252	1,1419	1	9
Regime de duração do trabalho (reg_dur)	Representa o regime de duração do trabalho; é constituído por duas categorias: 1 se for a tempo completo; e 2 se for a tempo parcial; disponível para o período 2010-2017.	1,0629	0,2427	1	2
Variável sexo (sexo):	Representa o género do trabalhador; assume o valor 1 se for homem; e 2 se for mulher; disponível em 1991-2017.	1,4364	0,4959	1	2
Habilitações literárias a um dígito (escolaridade)	Criada a partir da variável habill (habilitações literárias a um dígito); é constituída por 9 categorias: 1 se for inferior ao 1º ciclo do ensino básico; 2 se for ensino básico; 3 para o ensino secundário; 4 para o ensino pós-secundário não superior ao nível IV; 5 para o bacharelato; 6 para a licenciatura; 7 para o mestrado; 8 para o doutoramento; e 9 para os casos desconhecidos; disponível em 1991-2017; o período 1991-2005 foi harmonizado para a classificação do período 2006-2017.	2,7037	1,4244	1	9
Nível de qualificação (nqual1):	Representa o nível de qualificação dos trabalhadores, sendo constituído por 9 categorias: 1 se for quadros superiores; 2 se for quadros médios; 3 para encarregados e contramestres; mestres e chefes de equipa; 4 para profissionais altamente qualificados; 5 para profissionais qualificados; 6 para profissionais semi-qualificados; 7 para profissionais não qualificados; 8 para estagiários; praticantes e aprendizes; e 9 para os casos desconhecidos; disponível em 1991-2017.	5.099	1,8159	1	9

Tabela A.2: Estatísticas descritivas para Estabelecimentos: variáveis originais

Variáveis originais	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
Localização (nut2_est)	Constituída por 8 categorias: 11 para os estabelecimentos localizados no Norte; 15 para Algarve; 16 para Centro; 17 para Lisboa; 18 para Alentejo; 20 para Açores; 30 para Madeira; e 99 para Estrangeiro; disponível em 1991-2017.	Média	Desvio-Padrão	Min	Max
		15,432	4,0847	11	99
Classificação da atividade económica a um dígito (CAE_1d_cod)	Criada a partir da variável caest11, que representa a classificação da atividade económica a um dígito (CAE Rev 3 - a partir de 2007); constituída pelas categorias apresentadas na Tabela A.3; os períodos 1991-1994 e 1995-2006 foram harmonizados para a classificação do período 2007-2017; disponível em 1991-2017.	7,8407	4,4388	1	20
Número de pessoas ao serviço do estabelecimento (pest1)	Representa o número de pessoas ao serviço do estabelecimento; disponível em 1991-2017;	84,3689	405,4327	1	8531

Tabela A.3: Classificação da Atividade Económica a um Dígito

Código	Atividade Económica
0	Indústrias extrativas
1	Indústrias transformadoras
2	Eletricidade, gás, vapor, água quente e fria e ar frio
3	Captação, tratamento e distribuição de água; saneamento, gestão de resíduos e despoluição
4	Construção
5	Comércio por grosso e a retalho; reparação de veículos automóveis e motociclos
6	Transportes e armazenagem
7	Alojamento, restauração e similares
8	Atividades de informação e de comunicação
9	Atividades financeiras e de seguros
10	Atividades imobiliárias
11	Atividades de consultoria, científicas, técnicas e similares
12	Atividades administrativas e dos serviços de apoio
13	Administração Pública e Defesa; Segurança Social Obrigatória
14	Educação
15	Atividades de saúde humana e apoio social
16	Atividades artísticas, de espetáculos, desportivas e recreativas
17	Outras atividades de serviços
18	Atividades dos organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais

Nota: A categoria “Agricultura, produção animal, caça, floresta e pesca” foi excluída assim como em CGP e CGRP.

Tabela A.4: Estatísticas descritivas para Empresas: variáveis originais

Variáveis originais	Descrição	Estatísticas Descritivas (1991-2017)			
		Média	Desvio-Padrão	Min	Max
Capital social (csoc)	Representa o capital social da empresa, em euros; disponível em 1991-2017.	52600000	377000000	0	24900000000
Localização (nut2_emp)	Possui as mesmas categorias que nut2_est para estabelecimentos: 11 se a empresa estiver localizada no Norte; 15 para Algarve; 16 para Centro; 17 para Lisboa; 18 para Alentejo; 20 para Açores; 30 para Madeira; e 99 para Estrangeiro; disponível em 1991-2017.	15,0655	3,5309	11	99
Classificação da atividade económica a um dígito (CAE_1d_cod)	Criada a partir da variável caem11 que representa a classificação da atividade económica a um dígito (CAE Rev 3 - a partir de 2007); é definida assim como CAE_1d_cod para estabelecimentos (ver as tabelas A.2 e A.3); os períodos 1991-1994 e 1995-2006 foram harmonizados para a classificação do período 2007-2017; disponível em 1991-2017.	7,738	4,7123	1	20
Volume de negócios (vn)	Representa o volume de negócios da empresa, em euros; disponível em 1991-2017.	136000000	653000000	-26815	14100000000
Número de pessoas ao serviço da empresa (pemp_alt)	Representa o número de pessoas ao serviço da empresa; criada a partir da variável pemp, assumido pemp>=1 (empresas com pelo menos uma pessoa ao serviço); disponível em 1991-2017.	942,5728	3004.339	1	29850

Regressões para o período 2000-2017 – QP

Tabela A.5: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 2000-2017

Variáveis	Homens e Mulheres Number of obs = 28,553,698		Mulheres Number of obs = 12,849,560		Homens Number of obs = 15,704,138	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
Antiguidade	0,0133	0,0000	0,0119	0,0000	0,0143	0,0000
antiguidade_sq	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0002	0,0000
Idade	0,0194	0,0000	0,0149	0,0001	0,0233	0,0001
Idade_sq	-0,0002	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0002	0,0000
Mulher	-0,1899	0,0001	0,0000	(omitted)	0,0000	(omitted)
ensino_basic	0,1112	0,0005	0,0940	0,0007	0,1208	0,0007
ensino_secundario	0,3035	0,0005	0,2945	0,0007	0,2998	0,0008
ensino_pos_secundario	0,2699	0,0015	0,2879	0,0020	0,2450	0,0022
Bacharelato	0,5105	0,0008	0,4849	0,0010	0,5255	0,0012
Licenciatura	0,5373	0,0006	0,5291	0,0008	0,5382	0,0009
Mestrado	0,4943	0,0012	0,5077	0,0015	0,4745	0,0018
Doutoramento	0,6216	0,0031	0,6536	0,0040	0,5886	0,0047
quadros_superiores	0,6963	0,0005	0,6433	0,0007	0,7325	0,0007
quadros_medios	0,5310	0,0004	0,5156	0,0006	0,5400	0,0006
encarregados_contramestres	0,4611	0,0004	0,4606	0,0006	0,4611	0,0005
prof_alt_qualif	0,4038	0,0003	0,4034	0,0005	0,4001	0,0005
prof_qualif	0,1424	0,0002	0,1363	0,0003	0,1451	0,0003
prof_semi_qualif	0,0564	0,0002	0,0561	0,0002	0,0534	0,0003
trab_estrangeiro	-0,0030	0,0004	0,0090	0,0006	-0,0107	0,0006
contrato_a_termo	-0,0321	0,0002	-0,0390	0,0002	-0,0263	0,0003
CCT	-0,1248	0,0003	-0,1217	0,0004	-0,1282	0,0005
ACT	0,1874	0,0005	0,1192	0,0006	0,2592	0,0007
AE	0,2250	0,0004	0,2364	0,0007	0,2221	0,0006
PRT	-0,1055	0,0004	-0,0838	0,0005	-0,1242	0,0006
Norte	-0,0699	0,0002	-0,0545	0,0002	-0,0791	0,0003
Algarve	-0,0297	0,0003	-0,0280	0,0004	-0,0300	0,0005
Centro	-0,0517	0,0002	-0,0571	0,0003	-0,0471	0,0003
Alentejo	-0,0175	0,0004	-0,0272	0,0004	-0,0068	0,0005

Tabela A.5: Modelo Pooled, Trabalhadores-Estabelecimentos, 2000-2017, cont.

Variáveis	Homens e Mulheres Number of obs = 28,553,698		Mulheres Number of obs = 12,849,560		Homens Number of obs = 15,704,138	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
L_salario_total_real						
Acores	-0,0212	0,0005	-0,0094	0,0006	-0,0324	0,0007
Madeira	0,0043	0,0005	0,0093	0,0007	0,0012	0,0008
Industria_transformadora	-0,1048	0,0014	-0,0930	0,0027	-0,0929	0,0015
Electrecidade_gas_agua_ar	0,1456	0,0017	0,1835	0,0036	0,1032	0,0020
captacao_trata_distrib_agua	-0,1613	0,0016	-0,1124	0,0031	-0,1724	0,0018
Construcao	-0,1298	0,0014	-0,0785	0,0027	-0,1403	0,0016
comercio_gros_reta_repa_veic_aut	-0,0845	0,0014	-0,0493	0,0027	-0,0872	0,0015
transportes_armazengem	-0,0814	0,0014	-0,0447	0,0027	-0,0894	0,0016
Alojamneto_restauracao	-0,1646	0,0014	-0,1136	0,0027	-0,1862	0,0016
Actvi_informacao_comunicacao	-0,1285	0,0015	-0,0308	0,0029	-0,1732	0,0018
Actividades_financeiras_seguros	0,0714	0,0014	0,1363	0,0028	0,0316	0,0016
Actividades_imobiliarias	-0,0784	0,0014	-0,0571	0,0027	-0,0711	0,0016
Actividds_consulto_cintif_tecn	-0,1709	0,0014	-0,1372	0,0028	-0,1732	0,0017
Actividds_admini_servicos_apoio	-0,1498	0,0014	-0,1191	0,0028	-0,1549	0,0016
Admini_pub_defe_seg_social	-0,1665	0,0017	-0,0819	0,0031	-0,1986	0,0020
Educacao	-0,2390	0,0015	-0,1810	0,0028	-0,2718	0,0020
Ativi_saude_humana_apoio_social	-0,2633	0,0014	-0,2055	0,0027	-0,3075	0,0017
Activi_artis_espeta_desport_rec	-0,1391	0,0020	-0,1252	0,0031	-0,1267	0,0027
Outras_activi_de_servicos	-0,1461	0,0014	-0,1254	0,0028	-0,1283	0,0018
Activ_organ_inter_instit	0,1996	0,0159	0,2221	0,0220	0,2153	0,0216
dez_a_49_pessoas	0,0478	0,0002	0,0477	0,0002	0,0498	0,0003
cinquenta_a_249_pessoas	0,0876	0,0002	0,0752	0,0003	0,1030	0,0003
duzentos_e50_a_499_pessoas	0,1045	0,0004	0,0902	0,0005	0,1190	0,0005
quinhentos_a_999_pessoas	0,1202	0,0005	0,1081	0,0006	0,1343	0,0007
mil_e_mais_pessoas	0,0758	0,0005	0,0364	0,0006	0,1126	0,0007
_cons	6,0516	0,0017	5,9469	0,0031	5,9608	0,0022

Nota: Os coeficientes (individualmente) são todos significativos, p-value < 0.05.

Regressões para os anos 2007 e 2017 – EU-SILC

Regressões para o ano 2007: EU-SILC

Tabela A.6: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2007

Áustria- 2007	Regressão para Homens e Mulheres N° de Observações: 6 084			Regressão para Mulheres N° de Observações: 2 773			Regressão para Homens N° de Observações: 3 311		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remune_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,2101	0,0133	0,0000						
Estado_civil:									
Casado	0,1453	0,0120	0,0000	0,0957	0,0188	0,0000	0,2221	0,0155	0,0000
Separado	0,1263	0,0449	0,0050	0,1947	0,0623	0,0020	0,0426	0,0624	0,4950
Viúvo	0,2559	0,0558	0,0000	0,1987	0,0648	0,0020	0,3679	0,1117	0,0010
Divorciado	0,1735	0,0207	0,0000	0,1523	0,0272	0,0000	0,1903	0,0313	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0015	0,0293	0,9600	0,1065	0,0431	0,0140	-0,0849	0,0384	0,0270
OTH	-0,0440	0,0337	0,1920	0,0894	0,0504	0,0760	-0,1819	0,0438	0,0000
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,4113	0,0197	0,0000	-0,3387	0,0284	0,0000	-0,4841	0,0266	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1482	0,0121	0,0000	-0,1315	0,0185	0,0000	-0,1544	0,0153	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	-0,0920	0,1097	0,4020	-0,0912	0,1853	0,6230	-0,0925	0,1300	0,4770
ensino_secund_alto	0,1230	0,1094	0,2610	0,0943	0,1850	0,6100	0,1273	0,1295	0,3260
ens_pós_secund_não_sup	0,2472	0,1105	0,0250	0,2027	0,1859	0,2750	0,2707	0,1316	0,0400
pri_seg_nív_ensi_sup	0,3269	0,1106	0,0030	0,3164	0,1866	0,0900	0,3200	0,1310	0,0150
Atividade Economica:									
Construção	-0,0146	0,0221	0,5080	0,0350	0,0591	0,5540	-0,0114	0,0231	0,6210
Com_gro_ret_rep_veí_aut_mot	-0,1196	0,0190	0,0000	-0,0391	0,0289	0,1770	-0,1623	0,0255	0,0000

Tabela A.6: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2007, cont.

Áustria- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 6 084			N° de Observações: 2 773			N° de Observações: 3 311		
L_remune_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Hotéis_restaurantes	-0,2162	0,0289	0,0000	-0,1309	0,0394	0,0010	-0,2705	0,0434	0,0000
Trans_armaze_comuni	-0,0265	0,0283	0,3500	-0,0139	0,0545	0,7980	-0,0262	0,0319	0,4100
Mediação_financeira	0,1720	0,0291	0,0000	0,1713	0,0423	0,0000	0,1818	0,0391	0,0000
Act_imob_alug_ati_empr	-0,0036	0,0211	0,8650	0,0154	0,0327	0,6380	-0,0127	0,0269	0,6380
Admi_púb_defe_seg_soc_obrig	0,0023	0,0231	0,9210	0,0919	0,0381	0,0160	-0,0652	0,0281	0,0210
Educação	0,1345	0,0274	0,0000	0,1973	0,0374	0,0000	-0,0088	0,0431	0,8380
Saúde_serviço_social	0,0050	0,0214	0,8140	0,0707	0,0295	0,0170	-0,0720	0,0361	0,0460
O+P+Q	-0,1401	0,0207	0,0000	-0,1061	0,0305	0,0010	-0,1319	0,0283	0,0000
Postos de Trabalho:									
Profissionais	0,1066	0,0367	0,0040	0,0786	0,0852	0,3560	0,1019	0,0425	0,0170
Técnicos_Profissionais_Associados	-0,0239	0,0320	0,4550	-0,0484	0,0826	0,5580	-0,0460	0,0337	0,1720
Trabalho_apoio_administrativo	-0,0450	0,0321	0,1610	-0,1031	0,0806	0,2010	-0,0299	0,0358	0,4050
Trabalho_Serviços_Vendas	-0,1779	0,0326	0,0000	-0,2491	0,0810	0,0020	-0,1370	0,0364	0,0000
Trabalho_qualificação_agricultura_silvicultura_pesca	-0,2316	0,1317	0,0790	-0,2481	0,1852	0,1810	-0,2146	0,1948	0,2710
Trabalho_arte_comércio_relacionado	-0,1778	0,0332	0,0000	-0,2447	0,0884	0,0060	-0,1851	0,0349	0,0000
Operários_montagem_instalação_máquina	-0,1142	0,0386	0,0030	-0,1778	0,1192	0,1360	-0,1144	0,0399	0,0040
Profissões_elementares	-0,2098	0,0348	0,0000	-0,2537	0,0827	0,0020	-0,2029	0,0406	0,0000
hrs_trabalho_semana	0,0314	0,0006	0,0000	0,0368	0,0008	0,0000	0,0206	0,0009	0,0000
_cons	6,3749	0,1207	0,0000	5,9282	0,2103	0,0000	6,8868	0,1446	0,0000

Tabela A.7: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2007

Bulgária- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 3 325			N° de Observações: 1 599			N° de Observações: 1 726		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,2107	0,0152	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0255	0,0164	0,1200	0,0104	0,0243	0,6700	0,0352	0,0227	0,1220
Separado	0,1043	0,0722	0,1490	0,1892	0,0989	0,0560	0,0596	0,1044	0,5680
Viúvo	0,0751	0,0407	0,0650	0,0922	0,0440	0,0370	0,0160	0,0939	0,8640
Divorciado	0,0759	0,0289	0,0090	0,0720	0,0352	0,0410	0,0703	0,0498	0,1580
Nacionalidade:									
LOC	-0,0781	0,2706	0,7730	-0,2069	0,3525	0,5570	0,0420	0,4136	0,9190
OTH	-0,1259	0,3024	0,6770	0,0011	0,3850	0,9980	-0,4249	0,4756	0,3720
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1630	0,0205	0,0000	-0,1383	0,0269	0,0000	-0,1855	0,0309	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1497	0,0231	0,0000	-0,1267	0,0297	0,0000	-0,1832	0,0356	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	0,1235	0,1295	0,3400	-0,0212	0,1841	0,9080	0,2554	0,1825	0,1620
ensino_secund_baixo	0,1469	0,1221	0,2290	-0,0060	0,1766	0,9730	0,2907	0,1691	0,0860
ensino_secund_alto	0,2437	0,1213	0,0450	0,0797	0,1751	0,6490	0,3937	0,1682	0,0190
ensi_pós_secund_não_sup	0,4445	0,1409	0,0020	0,1396	0,2059	0,4980	0,6725	0,1941	0,0010
pri_seg_nível_ensi_sup	0,4094	0,1228	0,0010	0,2713	0,1766	0,1250	0,4998	0,1712	0,0040
Atividade Economica:									
Construção	0,1655	0,0256	0,0000	0,0556	0,0750	0,4580	0,1563	0,0302	0,0000
Com_gros_ret_rep_veí_aut	-0,0488	0,0239	0,0410	-0,0495	0,0331	0,1340	-0,0654	0,0368	0,0760
Hotéis_restaurantes	0,0264	0,0370	0,4770	0,0510	0,0455	0,2620	-0,0613	0,0653	0,3490
Trans_armaze_comuni	0,0651	0,0297	0,0280	-0,0117	0,0564	0,8360	0,0784	0,0378	0,0380
Mediação_financeira	0,1187	0,0567	0,0370	0,1124	0,0650	0,0840	0,1063	0,1049	0,3110

Tabela A.7: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2007, cont.

Bulgária- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 3 325			N° de Observações: 1 599			N° de Observações: 1 726		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,1233	0,0407	0,0020	-0,0401	0,0623	0,5190	-0,1799	0,0565	0,0010
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,0074	0,0277	0,7890	-0,0522	0,0386	0,1770	0,0471	0,0410	0,2500
Educação	-0,1777	0,0292	0,0000	-0,1680	0,0342	0,0000	-0,2795	0,0653	0,0000
Saúde_serviço_social	-0,2115	0,0343	0,0000	-0,2310	0,0413	0,0000	-0,2026	0,0662	0,0020
O+P+Q	-0,0849	0,0385	0,0280	-0,0770	0,0513	0,1330	-0,1194	0,0579	0,0390
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0093	0,0394	0,8140	-0,1169	0,0556	0,0360	0,1306	0,0615	0,0340
Téc_Profis_Associados	-0,1194	0,0405	0,0030	-0,2358	0,0589	0,0000	-0,0434	0,0577	0,4520
Trab_apoio_administrativo	-0,2202	0,0442	0,0000	-0,3048	0,0595	0,0000	-0,2076	0,0765	0,0070
Trab_Serviços_Vendas	-0,3033	0,0409	0,0000	-0,4247	0,0596	0,0000	-0,2273	0,0577	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,5532	0,0638	0,0000	-0,6666	0,0929	0,0000	-0,4956	0,0886	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2311	0,0405	0,0000	-0,4147	0,0627	0,0000	-0,1338	0,0558	0,0170
Opera_monta_instal_máqui	-0,2202	0,0413	0,0000	-0,3368	0,0650	0,0000	-0,1630	0,0565	0,0040
Profissões_elementares	-0,3656	0,0399	0,0000	-0,5093	0,0577	0,0000	-0,2701	0,0573	0,0000
hrs_trab_semana	0,0119	0,0010	0,0000	0,0122	0,0014	0,0000	0,0119	0,0014	0,0000
_cons	4,9085	0,3011	0,0000	5,0881	0,3973	0,0000	4,6109	0,4560	0,0000

Tabela A.8: Regressões para Suíça, EU-SILC, 2007

Suíça- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 6 460			N° de Observações: 3 180			N° de Observações: 3 280		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1459	0,0201	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,3120	0,0190	0,0000	0,1791	0,0298	0,0000	0,4758	0,0245	0,0000
Separado	0,2601	0,0601	0,0000	0,1812	0,0801	0,0240	0,3770	0,0904	0,0000
Viúvo	0,1838	0,0742	0,0130	0,0476	0,0898	0,5960	0,4824	0,1408	0,0010
Divorciado	0,3982	0,0325	0,0000	0,3311	0,0441	0,0000	0,4680	0,0481	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	-0,0557	0,0266	0,0360	-0,0284	0,0393	0,4690	-0,0881	0,0350	0,0120
OTH	-0,1037	0,0369	0,0050	-0,0299	0,0552	0,5880	-0,1679	0,0477	0,0000
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,6922	0,0279	0,0000	-0,7250	0,0410	0,0000	-0,6562	0,0370	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1650	0,0196	0,0000	-0,1328	0,0323	0,0000	-0,1875	0,0236	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	0,0307	0,6562	0,9630				-0,3164	0,6125	0,6060
ensino_secund_baixo	-0,2621	0,6439	0,6840	-0,3199	0,2168	0,1400	-0,6112	0,5941	0,3040
ensino_secund_alto	0,1939	0,6437	0,7630	0,0259	0,2166	0,9050	-0,0460	0,5937	0,9380
pri_seg_nível_ensi_sup	0,3768	0,6439	0,5580	0,2403	0,2182	0,2710	0,0943	0,5941	0,8740
Atividade Economica:									
Construção	-0,1345	0,0391	0,0010	-0,1819	0,0927	0,0500	-0,1035	0,0406	0,0110
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,1236	0,0298	0,0000	-0,0967	0,0511	0,0580	-0,1020	0,0362	0,0050
Hotéis_restaurantes	-0,2140	0,0477	0,0000	-0,1141	0,0695	0,1010	-0,3520	0,0685	0,0000
Trans_armaze_comuni	-0,0083	0,0390	0,8310	-0,0473	0,0726	0,5150	-0,0074	0,0437	0,8650
Mediação_financeira	0,1529	0,0388	0,0000	0,0626	0,0658	0,3410	0,2409	0,0462	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,0761	0,0313	0,0150	-0,0839	0,0552	0,1290	-0,0564	0,0363	0,1210

Tabela A.8: Regressões para Suíça, EU-SILC, 2007, cont.

Suíça- 2007	Regressão para Homens e Mulheres N° de Observações: 6 460			Regressão para Mulheres N° de Observações: 3 180			Regressão para Homens N° de Observações: 3 280		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,0835	0,0403	0,0380	0,0691	0,0653	0,2910	0,0487	0,0506	0,3360
Educação	0,1009	0,0370	0,0060	0,1182	0,0576	0,0400	0,0560	0,0502	0,2640
Saúde_serviço_social	-0,0710	0,0323	0,0280	-0,0333	0,0499	0,5040	-0,1947	0,0519	0,0000
O+P+Q	-0,2630	0,0373	0,0000	-0,2984	0,0574	0,0000	-0,2015	0,0513	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0550	0,0340	0,1060	0,1089	0,0632	0,0850	0,0395	0,0381	0,3010
Téc_Profis_Associados	-0,0686	0,0327	0,0360	-0,0267	0,0584	0,6480	-0,1186	0,0384	0,0020
Trab_apoio_administrativo	-0,1326	0,0379	0,0000	-0,0635	0,0618	0,3040	-0,2505	0,0529	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,2428	0,0373	0,0000	-0,2724	0,0621	0,0000	-0,1845	0,0488	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,5679	0,1139	0,0000	-0,8472	0,1722	0,0000	-0,2668	0,1476	0,0710
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2688	0,0394	0,0000	-0,4034	0,0904	0,0000	-0,2470	0,0421	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,0989	0,0506	0,0510	-0,1891	0,1216	0,1200	-0,1012	0,0531	0,0570
Profissões_elementares	-0,2841	0,0450	0,0000	-0,3485	0,0729	0,0000	-0,1733	0,0583	0,0030
hrs_trab_semana	0,0326	0,0007	0,0000	0,0350	0,0010	0,0000	0,0244	0,0011	0,0000
_cons	6,7481	0,6462	0,0000	6,6777	0,2319	0,0000	7,3073	0,5985	0,0000

Tabela A.9: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2007

Grécia- 2007	Regressão para Homens e Mulheres N° de Observações: 3 429			Regressão para Mulheres N° de Observações: 1 456			Regressão para Homens N° de Observações: 1 973		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,2073	0,0152	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,2513	0,0148	0,0000	0,1999	0,0251	0,0000	0,2934	0,0181	0,0000
Separado	0,1659	0,0547	0,0020	0,1443	0,0751	0,0550	0,2066	0,0825	0,0120
Viúvo	0,2316	0,0561	0,0000	0,2081	0,0664	0,0020	0,1478	0,1343	0,2710
Divorciado	0,2240	0,0389	0,0000	0,1977	0,0531	0,0000	0,1960	0,0602	0,0010
Nacionalidade:									

Tabela A.9: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2007, cont.

Grécia- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 3 429			N° de Observações: 1 456			N° de Observações: 1 973		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
LOC	0,0469	0,0564	0,4050	-0,0244	0,0875	0,7800	0,1083	0,0730	0,1380
OTH	-0,0725	0,0605	0,2310	-0,1818	0,0961	0,0590	0,0160	0,0778	0,8370
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,2143	0,0164	0,0000	-0,2621	0,0259	0,0000	-0,1635	0,0211	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao supervisor	-0,2109	0,0197	0,0000	-0,1968	0,0360	0,0000	-0,2234	0,0229	0,0000
Escolaridade:									
ensino secund baixo	0,0078	0,0255	0,7610	0,0512	0,0496	0,3030	0,0054	0,0289	0,8530
ensino secund alto	0,0308	0,0215	0,1510	0,0518	0,0419	0,2160	0,0278	0,0244	0,2540
ensi pós secund não sup	0,0503	0,0318	0,1130	0,0623	0,0546	0,2540	0,0463	0,0397	0,2430
pri seg nível ensi sup	0,1860	0,0267	0,0000	0,2357	0,0473	0,0000	0,1396	0,0328	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	0,0147	0,0294	0,6180	0,1445	0,1066	0,1760	-0,0317	0,0307	0,3030
Com gros ret rep veí aut	-0,1413	0,0246	0,0000	-0,1466	0,0497	0,0030	-0,1316	0,0285	0,0000
Hotéis restaurantes	0,0058	0,0337	0,8630	0,1237	0,0582	0,0340	-0,1282	0,0438	0,0030
Trans armaze comuni	0,0389	0,0314	0,2160	-0,0088	0,0684	0,8980	0,0551	0,0345	0,1100
Mediação financeira	0,1386	0,0415	0,0010	0,1723	0,0669	0,0100	0,1036	0,0559	0,0640
Act imobi alug ati empr	-0,1052	0,0336	0,0020	-0,1495	0,0580	0,0100	-0,0347	0,0432	0,4230
Admi púb def seg soc obri	0,1179	0,0260	0,0000	0,2060	0,0524	0,0000	0,0534	0,0298	0,0730
Educação	0,1407	0,0328	0,0000	0,1806	0,0557	0,0010	0,0900	0,0448	0,0450
Saúde serviço social	0,0711	0,0315	0,0240	0,1286	0,0520	0,0130	-0,0003	0,0465	0,9950
O+P+Q	-0,1006	0,0317	0,0020	-0,0551	0,0549	0,3160	-0,1114	0,0442	0,0120
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0982	0,0414	0,0180	0,0928	0,0993	0,3500	0,0506	0,0458	0,2690
Téc Profis Associados	0,0049	0,0428	0,9100	-0,0665	0,1004	0,5080	0,0039	0,0489	0,9370
Trab apoio administrativo	-0,0535	0,0402	0,1840	-0,1057	0,0985	0,2840	-0,0677	0,0446	0,1290
Trab Serviços Vendas	-0,1516	0,0408	0,0000	-0,2171	0,0995	0,0290	-0,1352	0,0444	0,0020
Trab qual agri silv pes	-0,2552	0,0943	0,0070	-0,5253	0,2505	0,0360	-0,2234	0,0970	0,0210
Trab artesa comér relaci	-0,1296	0,0433	0,0030	-0,1967	0,1175	0,0940	-0,1647	0,0453	0,0000
Opera monta instal máqui	-0,0446	0,0454	0,3260	-0,1916	0,1474	0,1940	-0,0844	0,0471	0,0730
Profissões elementares	-0,2351	0,0449	0,0000	-0,2621	0,1054	0,0130	-0,2559	0,0514	0,0000
hrs trab semana	0,0170	0,0008	0,0000	0,0195	0,0012	0,0000	0,0137	0,0010	0,0000
cons	6,4928	0,0813	0,0000	6,2783	0,1536	0,0000	6,5970	0,1004	0,0000

Tabela A.10: Regressões para Espanha, EU-SILC, 2007

Espanha - 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 10 491			N° de Observações: 4 655			N° de Observações: 5 836		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,2010	0,0088	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,1711	0,0082	0,0000	0,1292	0,0126	0,0000	0,2358	0,0106	0,0000
Separado	0,1377	0,0240	0,0000	0,1295	0,0307	0,0000	0,1446	0,0383	0,0000
Viúvo	0,1188	0,0330	0,0000	0,0906	0,0389	0,0200	0,2440	0,0651	0,0000
Divorciado	0,1593	0,0239	0,0000	0,1341	0,0302	0,0000	0,1850	0,0388	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0259	0,0343	0,4490	0,0044	0,0496	0,9300	0,0345	0,0458	0,4520
OTH	-0,0290	0,0370	0,4330	-0,0557	0,0536	0,2990	-0,0124	0,0493	0,8010
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,2097	0,0090	0,0000	-0,2208	0,0130	0,0000	-0,1847	0,0120	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1446	0,0095	0,0000	-0,1339	0,0158	0,0000	-0,1631	0,0115	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	0,0079	0,0121	0,5140	0,0187	0,0207	0,3680	0,0116	0,0144	0,4190
ensino_secund_alto	0,0970	0,0129	0,0000	0,0963	0,0215	0,0000	0,0986	0,0156	0,0000
ensi_pós_secund_não_sup	0,0754	0,0377	0,0450	0,0550	0,0559	0,3250	0,0811	0,0495	0,1010
pri_seg_nível_ensi_sup	0,1787	0,0139	0,0000	0,1746	0,0231	0,0000	0,1796	0,0169	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	-0,0195	0,0138	0,1580	-0,0400	0,0418	0,3390	-0,0231	0,0146	0,1150
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,1384	0,0145	0,0000	-0,0857	0,0245	0,0000	-0,1643	0,0179	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,1429	0,0191	0,0000	-0,0605	0,0290	0,0370	-0,2224	0,0265	0,0000
Trans_armaze_comuni	-0,0334	0,0179	0,0620	-0,0351	0,0346	0,3090	-0,0213	0,0201	0,2880
Mediação_financeira	0,1970	0,0241	0,0000	0,1683	0,0375	0,0000	0,2353	0,0312	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,0784	0,0172	0,0000	-0,0576	0,0267	0,0310	-0,0631	0,0232	0,0060
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,1478	0,0149	0,0000	0,1946	0,0252	0,0000	0,0816	0,0186	0,0000

Tabela A.10: Regressões para Espanha, EU-SILC, 2007, cont.

Espanha - 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 10 491			Nº de Observações: 4 655			Nº de Observações: 5 836		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std.Err.	P>t
Educação	0,0712	0,0191	0,0000	0,1068	0,0283	0,0000	0,0325	0,0281	0,2470
Saúde_serviço_social	0,0530	0,0177	0,0030	0,1076	0,0258	0,0000	-0,0083	0,0287	0,7710
O+P+Q	-0,1948	0,0169	0,0000	-0,1738	0,0262	0,0000	-0,1247	0,0239	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1791	0,0251	0,0000	0,2494	0,0510	0,0000	0,0874	0,0290	0,0030
Téc_Profis_Associados	-0,1250	0,0249	0,0000	-0,1090	0,0512	0,0330	-0,1560	0,0280	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,1912	0,0244	0,0000	-0,1451	0,0499	0,0040	-0,2786	0,0286	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,2970	0,0251	0,0000	-0,3250	0,0509	0,0000	-0,2530	0,0291	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,3566	0,0647	0,0000	-0,2189	0,1766	0,2150	-0,4165	0,0664	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2837	0,0254	0,0000	-0,3597	0,0584	0,0000	-0,2908	0,0277	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,1989	0,0270	0,0000	-0,1346	0,0676	0,0470	-0,2224	0,0292	0,0000
Profissões_elementares	-0,3690	0,0256	0,0000	-0,3572	0,0520	0,0000	-0,3680	0,0291	0,0000
hrs_trab_semana	0,0203	0,0004	0,0000	0,0263	0,0006	0,0000	0,0110	0,0006	0,0000
_cons	6,6958	0,0482	0,0000	6,2717	0,0781	0,0000	7,0778	0,0624	0,0000

Tabela A.11: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2007

Hungria - 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 6 705			Nº de Observações: 3 334			Nº de Observações: 3 371		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1686	0,0124	0,0000						
Estado Civil:									
Casado	0,0951	0,0125	0,0000	0,0325	0,0189	0,0860	0,1483	0,0168	0,0000
Separado	-0,0110	0,0501	0,8260	-0,0004	0,0642	0,9950	-0,0351	0,0786	0,6550
Viúvo	0,1469	0,0301	0,0000	0,1116	0,0334	0,0010	0,1223	0,0777	0,1150
Divorciado	0,0785	0,0195	0,0000	0,0407	0,0249	0,1030	0,0956	0,0324	0,0030
Nacionalidade:									
LOC	0,0800	0,1523	0,5990	-0,0786	0,1701	0,6440	0,5188	0,3111	0,0950
OTH	0,1332	0,1579	0,3990	-0,0606	0,1782	0,7340	0,6305	0,3179	0,0470

Tabela A.11: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2007, cont.

Hungria - 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 6 705			N° de Observações: 3 334			N° de Observações: 3 371		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1526	0,0173	0,0000	-0,1535	0,0235	0,0000	-0,1460	0,0253	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1473	0,0158	0,0000	-0,1510	0,0225	0,0000	-0,1403	0,0221	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	-0,0440	0,0580	0,4480	-0,0411	0,0758	0,5880	-0,0340	0,0881	0,7000
ensino_secund_alto	0,0408	0,0571	0,4750	0,0471	0,0752	0,5310	0,0256	0,0860	0,7660
ensi_pós_secund_não_sup	0,1156	0,0613	0,0590	0,1380	0,0813	0,0900	0,0920	0,0917	0,3160
pri_seg_nível_ensi_sup	0,3786	0,0600	0,0000	0,3697	0,0787	0,0000	0,3665	0,0910	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	-0,0795	0,0226	0,0000	0,0833	0,0812	0,3050	-0,1184	0,0249	0,0000
Com_gros_ret_rep_veí_aut	-0,0808	0,0207	0,0000	-0,0457	0,0324	0,1590	-0,1054	0,0283	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,0619	0,0323	0,0560	-0,0828	0,0429	0,0540	-0,0053	0,0522	0,9190
Trans_armaze_comuni	0,0697	0,0211	0,0010	0,1286	0,0389	0,0010	0,0405	0,0261	0,1210
Mediação_financeira	0,1837	0,0365	0,0000	0,1409	0,0439	0,0010	0,3270	0,0737	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	0,0401	0,0262	0,1260	0,0542	0,0384	0,1580	0,0303	0,0372	0,4150
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,1009	0,0218	0,0000	0,1236	0,0331	0,0000	0,0856	0,0305	0,0050
Educação	-0,0398	0,0236	0,0910	0,0201	0,0321	0,5320	-0,1387	0,0430	0,0010
Saúde_serviço_social	-0,0001	0,0236	0,9960	0,0087	0,0314	0,7820	-0,0034	0,0463	0,9420
O+P+Q	-0,0513	0,0325	0,1150	-0,0359	0,0473	0,4480	-0,0660	0,0456	0,1480
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0765	0,0276	0,0060	-0,1500	0,0399	0,0000	-0,0055	0,0394	0,8880
Téc_Profis_Associados	-0,1955	0,0269	0,0000	-0,2286	0,0397	0,0000	-0,2002	0,0385	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3242	0,0303	0,0000	-0,3586	0,0426	0,0000	-0,3711	0,0474	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,4806	0,0298	0,0000	-0,5499	0,0440	0,0000	-0,4336	0,0418	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,6705	0,0784	0,0000	-0,6310	0,1232	0,0000	-0,7081	0,1016	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,4286	0,0296	0,0000	-0,5490	0,0503	0,0000	-0,3701	0,0386	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,4153	0,0309	0,0000	-0,4828	0,0506	0,0000	-0,3617	0,0406	0,0000
Profissões elementares	-0,5617	0,0332	0,0000	-0,6260	0,0475	0,0000	-0,4846	0,0487	0,0000
hrs_trab_semana	0,0180	0,0009	0,0000	0,0233	0,0013	0,0000	0,0128	0,0012	0,0000
_cons	5,5984	0,1686	0,0000	5,4554	0,1980	0,0000	5,3206	0,3271	0,0000

Tabela A.12: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2007

Irlanda - 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 3 780			N° de Observações: 1 943			N° de Observações: 1 837		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1351	0,0180	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,2234	0,0166	0,0000	0,1286	0,0232	0,0000	0,3547	0,0243	0,0000
Separado	0,1334	0,0422	0,0020	0,0893	0,0494	0,0710	0,1843	0,0790	0,0200
Viúvo	0,0637	0,0551	0,2470	-0,0241	0,0633	0,7030	0,2648	0,1082	0,0140
Divorciado	0,1624	0,0561	0,0040	0,1443	0,0650	0,0260	0,1867	0,1075	0,0830
Nacionalidade:									
LOC	0,1294	0,0258	0,0000	0,1279	0,0353	0,0000	0,1215	0,0371	0,0010
OTH	0,0578	0,0475	0,2230	0,0294	0,0621	0,6360	0,0735	0,0721	0,3080
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,2163	0,0281	0,0000	-0,2426	0,0347	0,0000	-0,2191	0,0470	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1518	0,0183	0,0000	-0,1238	0,0251	0,0000	-0,1875	0,0264	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	0,0587	0,0299	0,0500	0,1160	0,0454	0,0110	0,0129	0,0392	0,7410
ensino_secund_alto	0,1135	0,0287	0,0000	0,1947	0,0432	0,0000	0,0535	0,0383	0,1630
ensi_pós_secund_não_sup	0,2088	0,0353	0,0000	0,2662	0,0504	0,0000	0,1747	0,0504	0,0010
pri_seg_nivel_ensi_sup	0,3721	0,0305	0,0000	0,4697	0,0455	0,0000	0,2811	0,0411	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	0,0053	0,0335	0,8730	-0,0161	0,0852	0,8500	0,0180	0,0375	0,6300
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,1359	0,0300	0,0000	-0,1235	0,0481	0,0100	-0,1430	0,0396	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,2181	0,0406	0,0000	-0,2258	0,0566	0,0000	-0,1468	0,0634	0,0210
Trans_armaze_comuni	0,0288	0,0365	0,4300	-0,0169	0,0682	0,8040	0,0386	0,0439	0,3790
Mediação_financeira	0,1841	0,0380	0,0000	0,1823	0,0554	0,0010	0,2154	0,0544	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,0646	0,0313	0,0390	-0,0711	0,0484	0,1410	-0,0383	0,0426	0,3690
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,1846	0,0302	0,0000	0,1773	0,0478	0,0000	0,1707	0,0403	0,0000

Tabela A.12: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2007, cont.

Irlanda - 2007	Regressão para Homens e Mulheres N° de Observações: 3 780			Regressão N° de Observações: 1 943			Regressão N° de Observações: 1 837		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Educação	0,2043	0,0352	0,0000	0,2258	0,0505	0,0000	0,1782	0,0552	0,0010
Saúde_serviço_social	0,0314	0,0313	0,3160	0,0460	0,0451	0,3070	0,0343	0,0571	0,5490
O+P+Q	-0,1992	0,0400	0,0000	-0,1664	0,0576	0,0040	-0,2362	0,0578	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1892	0,0281	0,0000	0,2128	0,0400	0,0000	0,1760	0,0396	0,0000
Téc_Profis_Associados	-0,0309	0,0364	0,3960	-0,0617	0,0524	0,2390	-0,0045	0,0501	0,9280
Trab_apoio_administrativo	-0,1216	0,0291	0,0000	-0,1090	0,0385	0,0050	-0,1281	0,0474	0,0070
Trab_Serviços_Vendas	-0,2956	0,0301	0,0000	-0,2966	0,0407	0,0000	-0,2560	0,0475	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,2506	0,1265	0,0480	-0,4955	0,4389	0,2590	-0,2141	0,1340	0,1100
Trab_artesa_comér_relaci	-0,0717	0,0361	0,0470	-0,1009	0,1317	0,4440	-0,0426	0,0425	0,3160
Opera_monta_instal_máqui	-0,1973	0,0391	0,0000	-0,1525	0,0752	0,0430	-0,1975	0,0481	0,0000
Profissões_elementares	-0,2217	0,0347	0,0000	-0,2924	0,0529	0,0000	-0,1448	0,0460	0,0020
hrs_trab_semana	0,0334	0,0007	0,0000	0,0348	0,0010	0,0000	0,0277	0,0012	0,0000
_cons	6,4050	0,0599	0,0000	6,1841	0,0827	0,0000	6,6092	0,0847	0,0000

Tabela A.13: Regressões para Islândia, EU-SILC, 2007

Islândia- 2007	Regressão para Homens e Mulheres N° de Observações: 1 720			Regressão para Mulheres N° de Observações: 867			Regressão para Homens N° de Observações: 853		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,2429	0,0250	0,0000						
Estado Civil:									
Casado	0,1457	0,0228	0,0000	0,0690	0,0273	0,0120	0,2183	0,0366	0,0000
Viúvo	-0,0101	0,1144	0,9300	-0,0413	0,1035	0,6900	0,1164	0,4720	0,8050
Divorciado	0,1567	0,0500	0,0020	0,1409	0,0550	0,0110	0,1332	0,0890	0,1350
Nacionalidade:									
LOC	0,1429	0,0547	0,0090	0,1767	0,0658	0,0070	0,0871	0,0872	0,3180
OTH	-0,0550	0,0847	0,5160	0,1663	0,0999	0,0960	-0,2950	0,1373	0,0320
Tipo de Contrato:									

Tabela A.13: Regressões para Islândia, EU-SILC, 2007, cont.

Islândia- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 1 720			N° de Observações: 867			N° de Observações: 853		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Contrato_a_termo	-0,1911	0,0322	0,0000	-0,1412	0,0363	0,0000	-0,2541	0,0542	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,0613	0,0235	0,0090	-0,0607	0,0293	0,0390	-0,0563	0,0361	0,1190
Escolaridade:									
ensino_secund_baixo	-0,0025	0,1045	0,9810	0,1011	0,1349	0,4540	-0,1503	0,1536	0,3280
ensino_secund_alto	0,1581	0,1047	0,1310	0,2317	0,1365	0,0900	0,0168	0,1529	0,9130
ensi_pós_secund_não_sup	0,2560	0,1104	0,0210	0,3423	0,1435	0,0170	0,1076	0,1614	0,5050
pri_seg_nivel_ensi_sup	0,4127	0,1074	0,0000	0,4309	0,1399	0,0020	0,2848	0,1576	0,0710
Atividade Economica:									
Construção	-0,1093	0,0488	0,0250	-0,1578	0,1331	0,2360	-0,0780	0,0588	0,1860
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,1389	0,0421	0,0010	-0,2350	0,0627	0,0000	-0,0834	0,0582	0,1520
Hotéis_restaurantes	-0,2566	0,0655	0,0000	-0,2274	0,0783	0,0040	-0,3776	0,1177	0,0010
Trans_armaz_comuni	-0,0021	0,0505	0,9670	-0,1785	0,0773	0,0210	0,0906	0,0680	0,1830
Mediação_financeira	0,2350	0,0577	0,0000	0,0074	0,0699	0,9150	0,6603	0,1066	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,1125	0,0459	0,0140	-0,1219	0,0638	0,0560	-0,1077	0,0677	0,1120
Admi_púb_def_seg_soc_obri	-0,0977	0,0522	0,0620	-0,2198	0,0727	0,0030	0,0176	0,0757	0,8160
Educação	-0,3203	0,0498	0,0000	-0,3088	0,0639	0,0000	-0,3663	0,0822	0,0000
Saúde_serviço_social	-0,1839	0,0445	0,0000	-0,1793	0,0578	0,0020	-0,3236	0,0924	0,0000
O+P+Q	-0,2616	0,0525	0,0000	-0,2507	0,0701	0,0000	-0,2571	0,0796	0,0010
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0345	0,0415	0,4070	-0,0488	0,0534	0,3610	-0,0184	0,0628	0,7700
Téc_Profis_Associados	-0,1175	0,0423	0,0060	-0,1303	0,0540	0,0160	-0,0933	0,0658	0,1570
Trab_apoio_administrativo	-0,1567	0,0540	0,0040	-0,1033	0,0610	0,0910	-0,3670	0,1274	0,0040
Trab_Serviços_Vendas	-0,3186	0,0438	0,0000	-0,3601	0,0579	0,0000	-0,2926	0,0657	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,2082	0,0982	0,0340	-0,8501	0,2194	0,0000	-0,0540	0,1197	0,6520
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3530	0,0505	0,0000	-0,5048	0,1138	0,0000	-0,3030	0,0639	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3753	0,0628	0,0000	-0,5076	0,1634	0,0020	-0,3147	0,0778	0,0000
Profissões elementares	-0,3262	0,0543	0,0000	-0,3962	0,0715	0,0000	-0,2539	0,0803	0,0020
hrs_trab_semana	0,0190	0,0008	0,0000	0,0208	0,0011	0,0000	0,0171	0,0012	0,0000
_cons	7,3690	0,1341	0,0000	7,0467	0,1738	0,0000	7,5585	0,1980	0,0000

Tabela A.14: Regressões para Itália, EU-SILC, 2007

Itália- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 14 460			Nº de Observações: 6 401			Nº de Observações: 8 059		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1729	0,0063	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,1462	0,0060	0,0000	0,0845	0,0095	0,0000	0,2005	0,0077	0,0000
Separado	0,1488	0,0176	0,0000	0,0914	0,0237	0,0000	0,2034	0,0259	0,0000
Viúvo	0,1686	0,0220	0,0000	0,0961	0,0261	0,0000	0,2984	0,0437	0,0000
Divorciado	0,1656	0,0174	0,0000	0,1410	0,0228	0,0000	0,1859	0,0268	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0359	0,0228	0,1160	0,0231	0,0307	0,4510	0,0320	0,0337	0,3420
OTH	-0,0235	0,0253	0,3530	-0,0333	0,0349	0,3400	-0,0244	0,0366	0,5050
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1884	0,0079	0,0000	-0,1856	0,0110	0,0000	-0,1927	0,0111	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1436	0,0069	0,0000	-0,0991	0,0113	0,0000	-0,1707	0,0085	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	-0,0121	0,0454	0,7890	-0,0120	0,0711	0,8660	-0,0331	0,0576	0,5650
ensino_secund_baixo	0,0415	0,0442	0,3480	0,0221	0,0688	0,7480	0,0340	0,0562	0,5460
ensino_secund_alto	0,1218	0,0442	0,0060	0,1220	0,0687	0,0760	0,0996	0,0563	0,0770
ensi_pós_secund_não_sup	0,1020	0,0449	0,0230	0,1084	0,0695	0,1190	0,0677	0,0575	0,2390
pri_seg_nível_ensi_sup	0,2445	0,0448	0,0000	0,2135	0,0694	0,0020	0,2577	0,0574	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	-0,0070	0,0121	0,5640	-0,0587	0,0403	0,1450	-0,0161	0,0126	0,2030
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,0764	0,0107	0,0000	-0,0661	0,0178	0,0000	-0,0877	0,0134	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,1312	0,0170	0,0000	-0,0964	0,0246	0,0000	-0,1573	0,0242	0,0000
Trans_armaze_comuni	0,0656	0,0126	0,0000	0,0441	0,0268	0,1000	0,0651	0,0139	0,0000
Mediação_financeira	0,2133	0,0160	0,0000	0,1914	0,0245	0,0000	0,2225	0,0209	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,0946	0,0128	0,0000	-0,1037	0,0198	0,0000	-0,0808	0,0170	0,0000
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,0569	0,0110	0,0000	0,1231	0,0186	0,0000	-0,0024	0,0137	0,8590

Tabela A.14: Regressões para Itália, EU-SILC, 2007, cont.

Itália- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão Homens		
	N° de Observações: 14 460			N° de Observações: 6 401			N° de Observações: 8 059		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Educação	0,1503	0,0120	0,0000	0,2118	0,0170	0,0000	0,0019	0,0197	0,9230
Saúde_serviço_social	0,0900	0,0116	0,0000	0,0862	0,0170	0,0000	0,0956	0,0174	0,0000
O+P+Q	-0,1186	0,0118	0,0000	-0,1367	0,0178	0,0000	-0,0819	0,0165	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0482	0,0184	0,0090	-0,0419	0,0410	0,3070	0,0225	0,0216	0,2980
Téc_Profis_Associados	-0,1025	0,0167	0,0000	-0,2143	0,0396	0,0000	-0,1181	0,0188	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,1627	0,0171	0,0000	-0,2684	0,0399	0,0000	-0,1860	0,0195	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,2172	0,0178	0,0000	-0,3485	0,0403	0,0000	-0,2011	0,0206	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,2600	0,0588	0,0000	-0,1838	0,1924	0,3390	-0,2828	0,0598	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2546	0,0181	0,0000	-0,4128	0,0435	0,0000	-0,2475	0,0199	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,1941	0,0186	0,0000	-0,3326	0,0442	0,0000	-0,1900	0,0204	0,0000
Profissões_elementares	-0,3291	0,0188	0,0000	-0,4672	0,0417	0,0000	-0,3037	0,0218	0,0000
hrs_trab_semana	0,0182	0,0004	0,0000	0,0217	0,0005	0,0000	0,0130	0,0005	0,0000
_cons	6,7918	0,0550	0,0000	6,6282	0,0883	0,0000	7,0221	0,0722	0,0000

Tabela A.15: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2007

Polónia- 2007	Regressão Completa			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 11 212			N° de Observações: 5 262			N° de Observações: 5 950		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1701	0,0095	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,1523	0,0099	0,0000	0,1232	0,0139	0,0000	0,1800	0,0140	0,0000
Separado	0,1174	0,0495	0,0180	0,0797	0,0586	0,1740	0,1428	0,0838	0,0880
Viúvo	0,1423	0,0278	0,0000	0,1294	0,0296	0,0000	0,1103	0,0664	0,0970
Divorciado	0,1696	0,0225	0,0000	0,1751	0,0252	0,0000	0,1098	0,0448	0,0140
Nacionalidade:									
LOC	-0,0217	0,1172	0,8530	-0,0653	0,1472	0,6570	0,0181	0,1830	0,9210
OTH	-0,1663	0,1455	0,2530	-0,1241	0,1801	0,4910	-0,2843	0,2309	0,2180

Tabela A.15: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2007, cont.

Polónia- 2007	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 11 212			Nº de Observações: 5 262			Nº de Observações: 5 950		
<u>L_remun_total_mensal_bruta</u>	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,2695	0,0094	0,0000	-0,2516	0,0130	0,0000	-0,2738	0,0136	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1583	0,0120	0,0000	-0,1248	0,0165	0,0000	-0,1812	0,0171	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	-0,1621	0,1282	0,2060	-0,6060	0,2763	0,0280	-0,0466	0,1503	0,7570
ensino_secund_baixo	-0,7896	0,1366	0,0000	-1,3389	0,2890	0,0000	-0,6512	0,1612	0,0000
ensino_secund_alto	-0,0867	0,1274	0,4960	-0,5166	0,2754	0,0610	0,0183	0,1491	0,9020
ensi_pós_secund_não_sup	-0,0208	0,1286	0,8710	-0,4640	0,2761	0,0930	0,0965	0,1525	0,5270
pri_seg_nível_ensi_sup	0,1069	0,1281	0,4040	-0,3226	0,2759	0,2420	0,2066	0,1508	0,1710
Atividade Economica:									
Construção	-0,0581	0,0156	0,0000	-0,1074	0,0485	0,0270	-0,0719	0,0181	0,0000
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,1361	0,0158	0,0000	-0,1426	0,0240	0,0000	-0,1385	0,0221	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,1384	0,0292	0,0000	-0,1135	0,0348	0,0010	-0,2282	0,0540	0,0000
Trans_armaze_comuni	-0,0375	0,0168	0,0250	0,0105	0,0299	0,7250	-0,0667	0,0210	0,0020
Mediação_financeira	0,0889	0,0282	0,0020	0,0765	0,0327	0,0200	0,0993	0,0547	0,0700
Act_imobi_alug_ati_empr	-0,1114	0,0199	0,0000	-0,0825	0,0284	0,0040	-0,1626	0,0289	0,0000
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,0000	0,0173	0,9990	-0,0015	0,0243	0,9500	-0,0174	0,0256	0,4970
Educação	0,0022	0,0183	0,9060	0,0132	0,0234	0,5720	-0,0573	0,0344	0,0960
Saúde_serviço_social	-0,1573	0,0192	0,0000	-0,1647	0,0236	0,0000	-0,1897	0,0399	0,0000
O+P+Q	-0,1312	0,0215	0,0000	-0,1439	0,0296	0,0000	-0,1268	0,0321	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0414	0,0234	0,0770	-0,0567	0,0335	0,0910	-0,0331	0,0339	0,3290
Téc_Profis_Associados	-0,2061	0,0235	0,0000	-0,2096	0,0340	0,0000	-0,2273	0,0334	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3561	0,0255	0,0000	-0,3932	0,0353	0,0000	-0,3503	0,0392	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,5349	0,0257	0,0000	-0,5842	0,0364	0,0000	-0,4750	0,0380	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,7210	0,1899	0,0000	-0,8428	0,2264	0,0000	-0,5387	0,3176	0,0900
Trab_artesa_comér_relaci	-0,4491	0,0250	0,0000	-0,6429	0,0409	0,0000	-0,3944	0,0337	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3805	0,0259	0,0000	-0,4090	0,0441	0,0000	-0,3579	0,0347	0,0000
Profissões_elementares	-0,5944	0,0261	0,0000	-0,6121	0,0370	0,0000	-0,5917	0,0374	0,0000
hrs_trab_semana	0,0181	0,0005	0,0000	0,0198	0,0007	0,0000	0,0165	0,0008	0,0000
_cons	5,9458	0,1758	0,0000	6,2045	0,3151	0,0000	5,8552	0,2402	0,0000

Tabela A.16: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2007

Reino Unido- 2007	Regressão Completa			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 7 177			N° de Observações: 3 738			N° de Observações: 3 439		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1606	0,0137	0,0000						
Estado Civil:									
Casado	0,1341	0,0130	0,0000	0,1156	0,0179	0,0000	0,1807	0,0189	0,0000
Separado	0,0928	0,0395	0,0190	0,0749	0,0473	0,1130	0,1209	0,0685	0,0780
Viúvo	0,0987	0,0542	0,0690	0,0153	0,0615	0,8040	0,3003	0,1083	0,0060
Divorciado	0,1143	0,0213	0,0000	0,1162	0,0264	0,0000	0,1101	0,0347	0,0020
Nacionalidade:									
LOC	-0,1003	0,0575	0,0810	-0,0027	0,0733	0,9710	-0,2140	0,0897	0,0170
OTH	-0,0625	0,0604	0,3010	0,0362	0,0774	0,6400	-0,1962	0,0935	0,0360
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1376	0,0276	0,0000	-0,1005	0,0355	0,0050	-0,2017	0,0429	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1269	0,0138	0,0000	-0,1196	0,0190	0,0000	-0,1364	0,0196	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_alto	0,0826	0,0201	0,0000	0,0109	0,0275	0,6930	0,1594	0,0289	0,0000
ensi_pós_secund_não_sup	0,0530	0,0338	0,1160	0,0731	0,0517	0,1570	0,0710	0,0446	0,1120
pri_seg_nível_ensi_sup	0,2622	0,0234	0,0000	0,2049	0,0320	0,0000	0,3153	0,0338	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	0,0077	0,0279	0,7830	0,0114	0,0634	0,8570	0,0167	0,0313	0,5930
Com_gros_ret_rep_vei_aut	-0,2239	0,0222	0,0000	-0,2666	0,0356	0,0000	-0,1922	0,0296	0,0000
Hotéis_restaurantes	-0,3354	0,0353	0,0000	-0,3635	0,0489	0,0000	-0,3318	0,0546	0,0000
Trans_armaze_comuni	-0,0205	0,0273	0,4520	-0,0436	0,0500	0,3840	-0,0054	0,0327	0,8690
Mediação_financeira	0,1401	0,0303	0,0000	0,0773	0,0440	0,0790	0,1919	0,0432	0,0000
Act_imobi_alug_ati_empr	0,0056	0,0231	0,8070	-0,0048	0,0374	0,8980	0,0144	0,0300	0,6310
Admi_púb_def_seg_soc_obri	0,0961	0,0241	0,0000	0,0714	0,0367	0,0520	0,0896	0,0344	0,0090
Educação	-0,1718	0,0249	0,0000	-0,1778	0,0364	0,0000	-0,1825	0,0404	0,0000
Saúde_serviço_social	-0,0627	0,0236	0,0080	-0,0961	0,0344	0,0050	-0,0764	0,0415	0,0660
O+P+Q	-0,2158	0,0309	0,0000	-0,2394	0,0447	0,0000	-0,1933	0,0448	0,0000

Tabela A.16: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2007, cont.

Reino Unido- 2007	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações: 7 177			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 3 738			Regressão para Homens Nº de Observações: 3 439		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0245	0,0221	0,2670	0,0267	0,0337	0,4280	0,0114	0,0292	0,6970
Téc_Profis_Associados	-0,1111	0,0224	0,0000	-0,0379	0,0321	0,2370	-0,1745	0,0314	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3180	0,0228	0,0000	-0,2557	0,0303	0,0000	-0,4184	0,0387	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,5047	0,0235	0,0000	-0,4511	0,0318	0,0000	-0,5225	0,0386	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,3597	0,1080	0,0010	-0,7688	0,2674	0,0040	-0,3595	0,1195	0,0030
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3359	0,0285	0,0000	-0,3995	0,0926	0,0000	-0,3426	0,0329	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,4169	0,0302	0,0000	-0,4952	0,0607	0,0000	-0,3932	0,0366	0,0000
Profissões_elementares	-0,5474	0,0261	0,0000	-0,4939	0,0400	0,0000	-0,5620	0,0345	0,0000
hrs_trab_semana	0,0327	0,0005	0,0000	0,0380	0,0007	0,0000	0,0250	0,0009	0,0000
_cons	6,8268	0,0700	0,0000	6,4423	0,0924	0,0000	7,1979	0,1044	0,0000

Regressões para o ano 2017: EU-SILC

Tabela A.17: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2017

Áustria - 2017	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações 4 838			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 2380			Regressão para Homens Nº de Observações: 2458		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,1366	0,0122	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0884	0,0114	0,0000	0,0697	0,0166	0,0000	0,1379	0,0154	0,0000
Separado	0,1513	0,0401	0,0000	0,1328	0,0489	0,0070	0,1665	0,0662	0,0120
Viúvo	0,1360	0,0520	0,0090	0,0760	0,0579	0,1890	0,2799	0,1112	0,0120
Divorciado	0,1196	0,0187	0,0000	0,1169	0,0237	0,0000	0,1167	0,0295	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0380	0,0190	0,0450	0,0463	0,0259	0,0740	0,0408	0,0267	0,1260
OTH	-0,0545	0,0256	0,0330	0,0033	0,0354	0,9250	-0,1251	0,0356	0,0000

Tabela A.17: Regressões para Áustria, EU-SILC, 2017, cont.

Áustria - 2017	Regressão Para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres		
	Nº de Observações: 4 838			Nº de Observações: 2380			Nº de Observações: 2458		
L remun total mensal bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1009	0,0203	0,0000	-0,0643	0,0267	0,0160	-0,1519	0,0299	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao supervisor	-0,1091	0,0107	0,0000	-0,0899	0,0151	0,0000	-0,1277	0,0146	0,0000
Escolaridade:									
ensino secund baixo	-0,0140	0,0996	0,8880	0,0719	0,1196	0,5480	-0,1439	0,1697	0,3970
ensino secund alto	0,0738	0,0991	0,4560	0,1582	0,1188	0,1830	-0,0672	0,1688	0,6900
en vo en ge ní conc com ac di en s	-0,0663	0,1079	0,5390	0,0411	0,1307	0,7530	-0,2909	0,1811	0,1080
nív conc com ace dir ens sup	-0,0233	0,0997	0,8150	0,0578	0,1205	0,6310	-0,1613	0,1691	0,3400
ens pós sec não sup não especific	0,1987	0,1044	0,0570	0,2981	0,1241	0,0160	-0,0678	0,1847	0,7140
ens pós sec não sup ens voca	0,0706	0,1126	0,5310	0,1023	0,1317	0,4370	0,0089	0,2241	0,9680
Ciclo curto terciário	0,1809	0,0994	0,0690	0,2521	0,1194	0,0350	0,0485	0,1691	0,7750
Atividade Economica									
Construção	-0,0492	0,0217	0,0230	0,0310	0,0500	0,5350	-0,0699	0,0236	0,0030
Com gro ret rep veí auto mot	-0,0997	0,0184	0,0000	-0,0337	0,0281	0,2310	-0,1268	0,0247	0,0000
Transporte armazenagem	-0,0968	0,0257	0,0000	-0,0414	0,0518	0,4240	-0,0980	0,0293	0,0010
Ativi alojament restau	-0,2917	0,0268	0,0000	-0,2316	0,0355	0,0000	-0,3477	0,0439	0,0000
Informação comunicação	-0,0202	0,0322	0,5300	0,0022	0,0569	0,9690	-0,0331	0,0382	0,3870
Ativ financ seguros	0,1049	0,0282	0,0000	0,1174	0,0407	0,0040	0,1372	0,0390	0,0000
L+M+N	-0,1301	0,0203	0,0000	-0,0968	0,0309	0,0020	-0,1284	0,0275	0,0000
Admi def púb segu soc obri	-0,0304	0,0206	0,1400	0,0430	0,0325	0,1870	-0,0852	0,0266	0,0010
Educação	-0,1179	0,0222	0,0000	-0,0799	0,0310	0,0100	-0,1460	0,0352	0,0000
Saú hum ativ traba social	-0,0545	0,0203	0,0070	-0,0025	0,0286	0,9290	-0,0714	0,0327	0,0290
R+S+T+U	-0,1849	0,0281	0,0000	-0,1039	0,0378	0,0060	-0,2575	0,0434	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0305	0,0236	0,1960	-0,0110	0,0376	0,7700	-0,0783	0,0300	0,0090
Téc Profis Associados	-0,1953	0,0233	0,0000	-0,1800	0,0384	0,0000	-0,2342	0,0287	0,0000
Trab apoio administrativo	-0,2673	0,0260	0,0000	-0,2415	0,0395	0,0000	-0,3591	0,0373	0,0000
Trab Serviços Vendas	-0,4110	0,0254	0,0000	-0,4200	0,0396	0,0000	-0,3773	0,0347	0,0000
Trab qual agri silv pes	-0,5100	0,0825	0,0000	-0,2896	0,1528	0,0580	-0,5922	0,0955	0,0000
Trab artesa comér relaci	-0,3037	0,0264	0,0000	-0,3949	0,0581	0,0000	-0,3358	0,0310	0,0000
Opera monta instal máqui	-0,3735	0,0314	0,0000	-0,4414	0,0659	0,0000	-0,3803	0,0362	0,0000
Profissões elementares	-0,4947	0,0302	0,0000	-0,5213	0,0455	0,0000	-0,4602	0,0412	0,0000
hrs trab semana	0,0301	0,0005	0,0000	0,0347	0,0007	0,0000	0,0204	0,0009	0,0000
cons	6,8940	0,1069	0,0000	6,4585	0,1322	0,0000	7,4715	0,1772	0,0000

Tabela A.18: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2017

Bulgária - 2017	Regressão Para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 5,725			Nº de Observações: 2 947			Nº de Observações: 2778		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1895	0,0134	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0243	0,0147	0,1000	0,0038	0,0219	0,8620	0,0457	0,0199	0,0220
Separado	0,1557	0,2223	0,4840	0,1544	0,2232	0,4890			
Viúvo	0,0001	0,0326	0,9990	0,0022	0,0380	0,9530	-0,0820	0,0745	0,2720
Divorciado	0,0140	0,0251	0,5760	0,0389	0,0331	0,2410	-0,0634	0,0399	0,1120
Nacionalidade:									
LOC	-0,3813	0,1990	0,0550	-0,3735	0,2000	0,0620			
OTH	-0,4812	0,2172	0,0270	-0,4753	0,2259	0,0350	-0,1703	0,1570	0,2780
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1670	0,0292	0,0000	-0,1540	0,0406	0,0000	-0,1836	0,0423	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao supervisor	-0,1267	0,0221	0,0000	-0,1482	0,0321	0,0000	-0,1057	0,0309	0,0010
Escolaridade:									
ensino básico	-0,1089	0,1216	0,3710	-0,1193	0,1711	0,4860	-0,0880	0,1727	0,6100
ensino secund baixo	0,0283	0,1070	0,7910	0,0282	0,1526	0,8530	0,0494	0,1495	0,7410
ensino secund alto	0,1659	0,1062	0,1180	0,1547	0,1517	0,3080	0,1947	0,1484	0,1900
ens voc ens ger ní conc com ace dir ens sup	0,1292	0,1097	0,2390	0,0407	0,1575	0,7960	0,2197	0,1526	0,1500
nív conc com ace dir ens sup	0,1363	0,1079	0,2060	0,0423	0,1557	0,7860	0,2118	0,1500	0,1580
ens pós sec não sup não especif	0,2585	0,1296	0,0460	0,1505	0,1771	0,3960	0,4506	0,1958	0,0210
ens pós sec não sup ens voca	-1,0540	0,2781	0,0000	-1,0878	0,3012	0,0000			
Ciclo curto terciário	0,3366	0,1074	0,0020	0,2857	0,1533	0,0620	0,4019	0,1505	0,0080
Atividade Econômica									
Construção	-0,0482	0,0257	0,0610	0,0360	0,0970	0,7110	-0,0716	0,0277	0,0100
Com gro ret rep vei auto mot	-0,0629	0,0218	0,0040	-0,0769	0,0357	0,0310	-0,0947	0,0293	0,0010
Transporte armazenagem	0,0188	0,0267	0,4810	-0,0321	0,0534	0,5480	-0,0063	0,0326	0,8460
Ativi alojament restau	-0,0268	0,0317	0,3980	-0,0319	0,0433	0,4620	-0,0830	0,0522	0,1120
Informação comunicação	0,1636	0,0408	0,0000	0,1066	0,0626	0,0890	0,1851	0,0545	0,0010
Ativ financ seguros	0,1684	0,0459	0,0000	0,1735	0,0585	0,0030	0,0875	0,0790	0,2680
L+M+N	-0,1427	0,0275	0,0000	-0,1055	0,0434	0,0150	-0,1960	0,0373	0,0000
Admi def púb segu soc obri	0,0281	0,0246	0,2540	-0,0160	0,0374	0,6680	0,0385	0,0345	0,2650
Educação	-0,0831	0,0275	0,0030	-0,0697	0,0367	0,0580	-0,2114	0,0544	0,0000
Saú hum ativ traba social	-0,1163	0,0301	0,0000	-0,1472	0,0387	0,0000	-0,0576	0,0719	0,4240

Tabela A.18: Regressões para Bulgária, EU-SILC, 2017, cont.

Bulgária - 2017	Regressão Para Homens e Mulheres Nº de Observações: 5,725			Regressão para Mulehres Nº de Observações: 2 947			Regressão para Homens Nº de Observações: 2778		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
R+S+T+U	-0,1749	0,0383	0,0000	-0,1611	0,0511	0,0020	-0,2741	0,0622	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0404	0,0374	0,2800	-0,0285	0,0523	0,5850	-0,0381	0,0547	0,4860
Téc_Profis_Associados	-0,1528	0,0391	0,0000	-0,1022	0,0567	0,0710	-0,2028	0,0543	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,2229	0,0420	0,0000	-0,2044	0,0570	0,0000	-0,2437	0,0665	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3541	0,0392	0,0000	-0,3305	0,0560	0,0000	-0,3776	0,0555	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,1701	0,2252	0,4500	-0,2387	0,3193	0,4550	-0,1321	0,3157	0,6760
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2831	0,0414	0,0000	-0,3433	0,0635	0,0000	-0,2676	0,0563	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,2472	0,0420	0,0000	-0,3318	0,0657	0,0000	-0,2251	0,0574	0,0000
Profissões_elementares	-0,4111	0,0426	0,0000	-0,3940	0,0613	0,0000	-0,4430	0,0595	0,0000
hrs_trab_semana	0,0248	0,0012	0,0000	0,0249	0,0016	0,0000	0,0257	0,0018	0,0000
_cons	5,6285	0,2326	0,0000	5,4940	0,2639	0,0000	5,1667	0,1720	0,0000

Tabela A.19: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2017

Grécia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações: 10 004			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 4 538			Regressão para Homens Nº de Observações: 5 466		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,1277	0,0078	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,1800	0,0088	0,0000	0,1679	0,0130	0,0000	0,1888	0,0119	0,0000
Separado	0,1774	0,0294	0,0000	0,1975	0,0353	0,0000	0,1409	0,0515	0,0060
Viúvo	0,2253	0,0316	0,0000	0,1863	0,0355	0,0000	0,3152	0,0656	0,0000
Divorciado	0,1709	0,0177	0,0000	0,1826	0,0220	0,0000	0,1283	0,0300	0,0000
Nacionalidade:									
LOC	0,0250	0,0315	0,4270	0,0660	0,0390	0,0910	-0,0354	0,0513	0,4900
OTH	-0,0815	0,0344	0,0180	0,0207	0,0438	0,6370	-0,1862	0,0546	0,0010
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1823	0,0092	0,0000	-0,2070	0,0130	0,0000	-0,1570	0,0129	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1649	0,0101	0,0000	-0,1283	0,0154	0,0000	-0,1959	0,0133	0,0000

Tabela A.19: Regressões para Grécia, EU-SILC, 2017, cont.

Grécia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações: 10 004			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 4 538			Regressão para Homens Nº de Observações: 5 466		
	Coef,	Std, Err,	P>t	Coef,	Std, Err,	P>t	Coef,	Std, Err,	P>t
<u>L remun total mensal bruta</u>									
Escolaridade:									
ensino básico	0,1664	0,0683	0,0150	0,2456	0,0889	0,0060	0,0578	0,1040	0,5780
ensino secund baixo	0,1806	0,0681	0,0080	0,2299	0,0889	0,0100	0,0905	0,1036	0,3820
ensino secund alto	0,2426	0,0672	0,0000	0,2939	0,0871	0,0010	0,1498	0,1027	0,1450
en vo en ge ní con com ace di en sup	0,1330	0,0689	0,0530	0,2125	0,0898	0,0180	0,0200	0,1046	0,8480
en vo con par sem ace di en sup	0,0873	0,1172	0,4560	-0,4034	0,3438	0,2410	0,0300	0,1446	0,8360
en vo ní sup sem ace di en sup	0,1604	0,0792	0,0430	0,2474	0,1106	0,0250	0,0574	0,1155	0,6190
nív conc com ace dir ens sup	0,1381	0,0705	0,0500	0,2867	0,0994	0,0040	0,0328	0,1053	0,7550
ens pós sec não sup não especif	0,2458	0,0685	0,0000	0,2913	0,0888	0,0010	0,1576	0,1046	0,1320
en pós sec sup ind 16 34 ano en ger	0,2756	0,1567	0,0790	0,2854	0,1878	0,1290	0,1984	0,2701	0,4630
ens pós sec não sup ens voca	0,1608	0,0700	0,0220	0,2130	0,0910	0,0190	0,0793	0,1066	0,4570
Ciclo curto terciário	0,3264	0,0675	0,0000	0,3554	0,0876	0,0000	0,2471	0,1031	0,0170
Atividade Económica:									
Construção	-0,0800	0,0231	0,0010	-0,0598	0,0586	0,3080	-0,0924	0,0257	0,0000
Com gro ret rep veí auto mot	-0,1550	0,0147	0,0000	-0,0628	0,0266	0,0180	-0,1995	0,0184	0,0000
Transporte armazenagem	0,0706	0,0183	0,0000	0,0669	0,0390	0,0860	0,0692	0,0211	0,0010
Ativi alojament restau	-0,1007	0,0166	0,0000	-0,0013	0,0278	0,9630	-0,1766	0,0222	0,0000
Informação comunicação	-0,0610	0,0242	0,0120	-0,0344	0,0418	0,4110	-0,0586	0,0302	0,0520
Ativ financ seguros	0,0766	0,0232	0,0010	0,1321	0,0339	0,0000	0,0554	0,0342	0,1050
L+M+N	-0,1938	0,0182	0,0000	-0,1517	0,0287	0,0000	-0,1995	0,0256	0,0000
Admi def púb segu soc obri	0,0728	0,0140	0,0000	0,1646	0,0261	0,0000	0,0238	0,0171	0,1640
Educação	0,0735	0,0173	0,0000	0,1405	0,0271	0,0000	0,0560	0,0256	0,0280
Saú hum ativ traba social	-0,0459	0,0178	0,0100	-0,0004	0,0272	0,9890	-0,0429	0,0287	0,1350
R+S+T+U	-0,1631	0,0221	0,0000	-0,1751	0,0343	0,0000	-0,1099	0,0304	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0605	0,0226	0,0070	0,0649	0,0395	0,1000	0,0226	0,0282	0,4230
Téc Profis Associados	-0,0422	0,0242	0,0820	-0,0666	0,0419	0,1120	-0,0379	0,0302	0,2090
Trab apoio administrativo	-0,1087	0,0228	0,0000	-0,1402	0,0395	0,0000	-0,1005	0,0288	0,0000
Trab Serviços Vendas	-0,2016	0,0231	0,0000	-0,2739	0,0409	0,0000	-0,1570	0,0284	0,0000
Trab qual agri silv pes	-0,3200	0,0727	0,0000	-0,3063	0,1321	0,0200	-0,2708	0,0876	0,0020
Trab artesa comér relaci	-0,1587	0,0266	0,0000	-0,3351	0,0669	0,0000	-0,1403	0,0313	0,0000
Opera monta instal máqui	-0,1817	0,0265	0,0000	-0,2417	0,0670	0,0000	-0,1656	0,0313	0,0000
Profissões elementares	-0,2730	0,0256	0,0000	-0,3295	0,0433	0,0000	-0,2548	0,0326	0,0000
hrs trab semana	0,0172	0,0004	0,0000	0,0201	0,0005	0,0000	0,0146	0,0005	0,0000
cons	6,2267	0,0811	0,0000	5,8553	0,1092	0,0000	6,5188	0,1224	0,0000

Tabela A.20: Regressões para Croácia, EU-SILC, 2017

Croácia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 3 339			Nº de Observações: 1586			Nº de Observações: 1 753		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1725	0,0145	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0632	0,0163	0,0000	0,0290	0,0244	0,2350	0,0916	0,0220	0,0000
Viúvo	0,1255	0,0452	0,0050	0,1099	0,0516	0,0330	0,0481	0,0952	0,6140
Divorciado	0,1590	0,0332	0,0000	0,1387	0,0407	0,0010	0,1590	0,0573	0,0060
Nacionalidade:									
LOC	0,0189	0,0553	0,7330	-0,0604	0,0679	0,3740	0,0991	0,0907	0,2740
OTH	0,0043	0,0589	0,9410	-0,0879	0,0737	0,2330	0,0957	0,0951	0,3140
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1183	0,0197	0,0000	-0,2062	0,0277	0,0000	-0,0379	0,0279	0,1750
Posição de Gerência:									
Nao supervisor	-0,2452	0,0204	0,0000	-0,2454	0,0320	0,0000	-0,2439	0,0268	0,0000
Escolaridade:									
ensino básico	0,0055	0,1917	0,9770	0,0116	0,2457	0,9620	0,2747	0,3936	0,4850
ensino secund baixo	-0,0696	0,1623	0,6680	-0,1429	0,1739	0,4110	0,2520	0,3720	0,4980
ensino secund alto	0,0352	0,1609	0,8270	-0,0331	0,1716	0,8470	0,3335	0,3708	0,3690
en vo en ge ní con com ace di en sup	0,0397	0,1838	0,8290	-0,1136	0,2145	0,5970	0,3540	0,3903	0,3650
en vo ní sup sem ace di en sup	-0,0243	0,1621	0,8810	-0,1384	0,1749	0,4290	0,2999	0,3713	0,4190
nív conc com ace dir ens sup	0,0468	0,1618	0,7730	-0,0333	0,1740	0,8480	0,3492	0,3711	0,3470
Ciclo curto terciário	0,2594	0,1617	0,1090	0,1447	0,1731	0,4030	0,5977	0,3710	0,1070
Atividade Economica:									
Construção	0,0560	0,0267	0,0360	-0,0178	0,0892	0,8420	0,0292	0,0297	0,3250
Com gro ret rep veí auto mot	-0,0203	0,0232	0,3830	0,0162	0,0347	0,6410	-0,0546	0,0324	0,0920
Transporte armazenagem	0,1791	0,0279	0,0000	0,1103	0,0576	0,0560	0,1857	0,0333	0,0000
Ativi alojament restau	0,0873	0,0320	0,0060	0,1636	0,0421	0,0000	-0,0336	0,0517	0,5150
Informação comunicação	0,0629	0,0470	0,1810	0,0900	0,0758	0,2350	0,0388	0,0603	0,5200
Ativ financ seguros	0,1792	0,0400	0,0000	0,1691	0,0486	0,0010	0,1576	0,0730	0,0310
L+M+N	-0,0648	0,0281	0,0210	-0,0401	0,0405	0,3210	-0,1147	0,0408	0,0050
Admi_def púb segu soc obri	0,0847	0,0268	0,0020	0,0298	0,0402	0,4580	0,1094	0,0370	0,0030
Educação	-0,0296	0,0282	0,2950	-0,0186	0,0362	0,6070	-0,0777	0,0509	0,1270
Saú hum ativ traba social	0,0541	0,0280	0,0530	0,0521	0,0355	0,1430	0,0155	0,0532	0,7710
R+S+T+U	-0,0334	0,0406	0,4110	-0,0407	0,0533	0,4450	-0,0287	0,0640	0,6540

Tabela A.20: Regressões para Croácia, EU-SILC, 2017, cont.

Croácia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres		
	N° de Observações: 4 835			N° de Observações: 2 452			N° de Observações: 2 383		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0001	0,0445	0,9970	-0,1300	0,0608	0,0330	0,1153	0,0652	0,0770
Téc_Profis_Associados	-0,1398	0,0444	0,0020	-0,2707	0,0629	0,0000	-0,0243	0,0624	0,6970
Trab_apoio_administrativo	-0,2684	0,0478	0,0000	-0,3715	0,0646	0,0000	-0,2225	0,0716	0,0020
Trab_Serviços_Vendas	-0,3987	0,0465	0,0000	-0,5783	0,0641	0,0000	-0,2283	0,0672	0,0010
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,3259	0,0898	0,0000	-0,5073	0,1560	0,0010	-0,1592	0,1141	0,1630
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3371	0,0486	0,0000	-0,6273	0,0767	0,0000	-0,1796	0,0671	0,0080
Opera_monta_instal_máqui	-0,3350	0,0502	0,0000	-0,5377	0,0785	0,0000	-0,1948	0,0690	0,0050
Profissões_elementares	-0,4320	0,0499	0,0000	-0,6232	0,0685	0,0000	-0,2532	0,0725	0,0000
hrs_trab_semana	0,0134	0,0012	0,0000	0,0119	0,0017	0,0000	0,0144	0,0018	0,0000
_cons	6,5847	0,1835	0,0000	6,8174	0,2076	0,0000	6,0043	0,3925	0,0000

Tabela A.21: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2017

Hungria - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 4 835			N° de Observações: 2 452			N° de Observações: 2 383		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1260	0,0127	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0847	0,0138	0,0000	0,0161	0,0188	0,3920	0,1358	0,0202	0,0000
Separado	0,0552	0,0449	0,2190	-0,0087	0,0501	0,8620	0,1154	0,0853	0,1760
Viúvo	0,0712	0,0290	0,0140	0,0439	0,0305	0,1500	-0,0137	0,0778	0,8600
Divorciado	0,0960	0,0193	0,0000	0,0706	0,0234	0,0030	0,0893	0,0331	0,0070
Nacionalidade:									
LOC	-0,0572	0,0511	0,2630	0,0089	0,0624	0,8860	-0,1481	0,0823	0,0720
OTH	-0,2114	0,1154	0,0670	0,0325	0,1292	0,8010	-0,7459	0,2180	0,0010
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,3250	0,0188	0,0000	-0,3185	0,0232	0,0000	-0,3263	0,0303	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1347	0,0190	0,0000	-0,1242	0,0259	0,0000	-0,1361	0,0277	0,0000

Tabela A.21: Regressões para Hungria, EU-SILC, 2017, cont.

Hungria - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 4 835			N° de Observações: 2 452			N° de Observações: 2 383		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Escolaridade:									
ensino_básico	-0,2493	0,1955	0,2020	-0,0933	0,2502	0,7090	-0,3257	0,2984	0,2750
ensino_secund_baixo	-0,1852	0,1868	0,3220	-0,0355	0,2396	0,8820	-0,2514	0,2849	0,3780
ensino_secund_alto	-0,0857	0,1864	0,6460	0,0554	0,2392	0,8170	-0,1452	0,2838	0,6090
en_vo_en_ge_ni_con_com_ace_di_en_sup	-0,0441	0,1896	0,8160	0,0700	0,2424	0,7730	-0,0984	0,2903	0,7350
en_vo_ni_sup_sem_ace_di_en_sup	-0,0998	0,1876	0,5950	0,0094	0,2421	0,9690	-0,1420	0,2853	0,6190
nív_conc_com_ace_dir_ens_sup	-0,0566	0,1886	0,7640	0,0735	0,2416	0,7610	-0,1203	0,2876	0,6760
ens_pós_sec_não_sup_não_especif	-0,0233	0,1881	0,9020	0,1002	0,2412	0,6780	-0,0695	0,2871	0,8090
ens_pós_sec_não_sup_ens_voca	-0,0091	0,1886	0,9610	0,1481	0,2425	0,5420	-0,0960	0,2867	0,7380
Ciclo_curto_terciário	0,1793	0,1869	0,3370	0,3468	0,2401	0,1490	0,0697	0,2841	0,8060
Atividade Economica:									
Construção	-0,0595	0,0244	0,0150	-0,1129	0,0960	0,2400	-0,0740	0,0277	0,0080
Com_gro_ret_rep_veí_auto_mot	-0,0746	0,0221	0,0010	-0,0578	0,0311	0,0630	-0,0880	0,0333	0,0080
Transporte_armazenagem	0,0253	0,0243	0,2980	-0,0241	0,0408	0,5550	0,0343	0,0323	0,2890
Ativi_alojament_restau	-0,0595	0,0337	0,0780	-0,0407	0,0404	0,3130	-0,0981	0,0605	0,1050
Informação_comunicação	0,1942	0,0444	0,0000	0,1450	0,0693	0,0370	0,2043	0,0598	0,0010
Ativ_financ_seguros	0,1317	0,0436	0,0030	0,0850	0,0491	0,0830	0,2413	0,0868	0,0050
L+M+N	-0,1054	0,0262	0,0000	-0,0313	0,0360	0,3850	-0,1976	0,0392	0,0000
Admi_def_púb_segu_soc_obri	-0,1105	0,0204	0,0000	-0,0708	0,0284	0,0130	-0,1630	0,0309	0,0000
Educação	-0,1131	0,0242	0,0000	-0,0786	0,0303	0,0090	-0,1866	0,0480	0,0000
Saú_hum_ativ_traba_social	-0,1092	0,0244	0,0000	-0,0962	0,0294	0,0010	-0,1160	0,0535	0,0300
R+S+T+U	-0,1967	0,0328	0,0000	-0,1150	0,0407	0,0050	-0,3138	0,0541	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0329	0,0384	0,3910	-0,1520	0,0523	0,0040	0,0623	0,0558	0,2640
Téc_Profis_Associados	-0,1584	0,0391	0,0000	-0,2362	0,0527	0,0000	-0,1248	0,0583	0,0320
Trab_apoio_administrativo	-0,2881	0,0412	0,0000	-0,3611	0,0542	0,0000	-0,2812	0,0674	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3640	0,0407	0,0000	-0,4375	0,0542	0,0000	-0,3065	0,0616	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,5476	0,0603	0,0000	-0,6560	0,0828	0,0000	-0,4759	0,0871	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3686	0,0414	0,0000	-0,4890	0,0659	0,0000	-0,3446	0,0587	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3718	0,0413	0,0000	-0,4712	0,0582	0,0000	-0,3347	0,0598	0,0000
Profissões_elementares	-0,5157	0,0419	0,0000	-0,5845	0,0558	0,0000	-0,4972	0,0632	0,0000
hrs_trab_semana	0,0251	0,0010	0,0000	0,0290	0,0012	0,0000	0,0203	0,0015	0,0000
_cons	5,9482	0,2016	0,0000	5,5541	0,2586	0,0000	6,2589	0,3076	0,0000

Tabela A.22: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2017

Irlanda - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 3 488			Nº de Observações: 1 829			Nº de Observações: 1 659		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,0636	0,0169	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,2015	0,0162	0,0000	0,1499	0,0211	0,0000	0,2683	0,0252	0,0000
Separado	0,1398	0,0421	0,0010	0,1183	0,0493	0,0170	0,1514	0,0761	0,0470
Viúvo	0,0950	0,0668	0,1550	0,0054	0,0743	0,9420	0,2999	0,1383	0,0300
Divorciado	0,1707	0,0480	0,0000	0,1054	0,0532	0,0480	0,2911	0,0988	0,0030
Nacionalidade:									
LOC	0,0996	0,0208	0,0000	0,1284	0,0284	0,0000	0,0758	0,0307	0,0140
OTH	0,0139	0,0360	0,6990	0,0458	0,0476	0,3370	-0,0154	0,0544	0,7760
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1855	0,0294	0,0000	-0,2422	0,0370	0,0000	-0,1372	0,0472	0,0040
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1436	0,0169	0,0000	-0,0983	0,0225	0,0000	-0,1948	0,0255	0,0000
Escolaridade:									
ensino_básico	-0,1224	0,2391	0,6090	-0,2693	0,3924	0,4930	0,0200	0,3086	0,9480
ensino_secund_baixo	-0,1135	0,2378	0,6330	-0,2408	0,3913	0,5380	0,0071	0,3057	0,9810
ensino_secund_alto	-0,0396	0,2370	0,8670	-0,1552	0,3901	0,6910	0,0645	0,3052	0,8330
en_ge_ni_sup_sem_ace_di_en_sup	-0,0316	0,2992	0,9160	-0,2440	0,4498	0,5880	0,1432	0,4300	0,7390
en_vo_en_ge_ni_con_com_ace_di_en_sup	-0,0990	0,2398	0,6800	-0,2601	0,3929	0,5080	0,0511	0,3096	0,8690
ens_pós_sec_não_sup_não_especif	-0,0414	0,2378	0,8620	-0,1977	0,3907	0,6130	0,0932	0,3081	0,7620
Ciclo_curto_terciário	0,1211	0,2369	0,6090	-0,0412	0,3900	0,9160	0,2578	0,3047	0,3980
Atividade Economica:									
Construção	-0,0812	0,0410	0,0480	-0,0909	0,1045	0,3840	-0,0942	0,0475	0,0470
Com_gro_ret_rep_vei_auto_mot	-0,1766	0,0295	0,0000	-0,1639	0,0465	0,0000	-0,1776	0,0395	0,0000
Transporte_armazenagem	0,0394	0,0366	0,2820	0,0358	0,0743	0,6300	0,0141	0,0442	0,7500
Ativi_alojament_restau	-0,2454	0,0363	0,0000	-0,1731	0,0508	0,0010	-0,3383	0,0559	0,0000
Informação_comunicação	0,0052	0,0370	0,8890	0,0251	0,0655	0,7020	0,0004	0,0463	0,9930
Ativ_financ_seguros	0,1421	0,0373	0,0000	0,1541	0,0529	0,0040	0,1304	0,0551	0,0180
L+M+N	-0,1582	0,0310	0,0000	-0,1577	0,0488	0,0010	-0,1588	0,0415	0,0000
Admi_def_púb_seg_u_soc_obri	0,0541	0,0304	0,0750	0,1155	0,0457	0,0120	-0,0184	0,0435	0,6720
Educação	0,1171	0,0333	0,0000	0,1315	0,0453	0,0040	0,1263	0,0619	0,0410
Saú_hum_ativ_traba_social	-0,0626	0,0293	0,0330	-0,0481	0,0415	0,2460	-0,0598	0,0523	0,2530
R+S+T+U	-0,2267	0,0399	0,0000	-0,2302	0,0534	0,0000	-0,1983	0,0658	0,0030

Tabela A.22: Regressões para Irlanda, EU-SILC, 2017, cont.

Irlanda - 2017	Regressões para Homens e Mulheres			Regressões para Mulheres			Regressões para Homens		
	Nº de Observações: 3 488			Nº de Observações: 1 829			Nº de Observações: 1 659		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1127	0,0326	0,0010	0,1432	0,0499	0,0040	0,0872	0,0451	0,0530
Téc_Profis_Associados	-0,0998	0,0341	0,0030	-0,0594	0,0537	0,2690	-0,1062	0,0453	0,0190
Trab_apoio_administrativo	-0,2195	0,0359	0,0000	-0,2082	0,0515	0,0000	-0,2375	0,0616	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,2597	0,0384	0,0000	-0,3447	0,0789	0,0000	-0,2399	0,0474	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,4190	0,0399	0,0000	-0,3930	0,0547	0,0000	-0,4855	0,0740	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3802	0,0402	0,0000	-0,3668	0,0588	0,0000	-0,3825	0,0591	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3494	0,0408	0,0000	-0,3865	0,0776	0,0000	-0,3228	0,0515	0,0000
Profissões_elementares	-0,3812	0,0378	0,0000	-0,4127	0,0582	0,0000	-0,3379	0,0515	0,0000
hrs_trab_semana	0,0344	0,0007	0,0000	0,0371	0,0009	0,0000	0,0296	0,0012	0,0000
_cons	6,7747	0,2417	0,0000	6,7249	0,3963	0,0000	6,8461	0,3122	0,0000

Tabela A.23: Regressões para Itália, EU-SILC, 2017

Itália - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	Nº de Observações: 14 308			Nº de Observações: 6 726			Nº de Observações: 7 582		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1222	0,0060	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0753	0,0057	0,0000	0,0412	0,0087	0,0000	0,1050	0,0075	0,0000
Separado	0,0683	0,0141	0,0000	0,0641	0,0184	0,0010	0,0629	0,0223	0,0050
Viúvo	0,0320	0,0205	0,1190	0,0100	0,0239	0,6770	0,0806	0,0431	0,0610
Divorciado	0,0954	0,0136	0,0000	0,0974	0,0171	0,0000	0,0738	0,0231	0,0010
Nacionalidade:									
LOC	0,0365	0,0129	0,0050	0,0525	0,0174	0,0030	0,0179	0,0196	0,3590
OTH	-0,0379	0,0149	0,0110	-0,0229	0,0204	0,2620	-0,0524	0,0222	0,0180
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1485	0,0077	0,0000	-0,1206	0,0111	0,0000	-0,1768	0,0107	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,0620	0,0064	0,0000	-0,0491	0,0099	0,0000	-0,0737	0,0084	0,0000

Tabela A.23: Regressões para Itália, EU-SILC, 2017, cont.

Itália - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Homens e Mulheres		
	N° de Observações: 14 308			N° de Observações: 6 726			N° de Observações: 7 582		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Escolaridade:									
ensino_básico	0,1590	0,0478	0,0010	0,0731	0,0683	0,2850	0,2379	0,0675	0,0000
ensino_secund_baixo	0,2092	0,0439	0,0000	0,1301	0,0611	0,0330	0,2872	0,0632	0,0000
ensino_secund_alto	0,2641	0,0439	0,0000	0,1888	0,0609	0,0020	0,3389	0,0632	0,0000
ens_pós_sec_não_sup_não_especif	0,3027	0,0479	0,0000	0,2445	0,0665	0,0000	0,3640	0,0691	0,0000
Ciclo_curto_terciário	0,3329	0,0443	0,0000	0,2448	0,0615	0,0000	0,4160	0,0639	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	-0,0358	0,0121	0,0030	-0,1259	0,0360	0,0000	-0,0277	0,0129	0,0310
Com_gro_ret_rep_vei_auto_mot	-0,0616	0,0101	0,0000	-0,0560	0,0163	0,0010	-0,0719	0,0129	0,0000
Transporte_armazenagem	-0,0016	0,0126	0,8990	-0,0178	0,0250	0,4770	0,0061	0,0145	0,6730
Ativi_alojament_restau	-0,1001	0,0137	0,0000	-0,0933	0,0202	0,0000	-0,1164	0,0192	0,0000
Informação_comunicação	-0,0491	0,0172	0,0040	-0,0578	0,0303	0,0560	-0,0434	0,0207	0,0350
Ativ_financ_seguros	0,1275	0,0152	0,0000	0,0952	0,0232	0,0000	0,1551	0,0203	0,0000
L+M+N	-0,0964	0,0109	0,0000	-0,1140	0,0158	0,0000	-0,0853	0,0164	0,0000
Admi_def_púb_seg_u_soc_obri	0,0898	0,0109	0,0000	0,0905	0,0193	0,0000	0,0784	0,0132	0,0000
Educação	0,0066	0,0119	0,5780	0,0057	0,0173	0,7410	-0,0145	0,0188	0,4400
Saú_hum_ativ_traba_social	0,0133	0,0109	0,2220	-0,0206	0,0157	0,1890	0,0672	0,0173	0,0000
R+S+T+U	-0,1790	0,0128	0,0000	-0,2104	0,0180	0,0000	-0,1253	0,0206	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,1843	0,0206	0,0000	-0,1746	0,0383	0,0000	-0,1916	0,0244	0,0000
Téc_Profis_Associados	-0,2737	0,0203	0,0000	-0,2617	0,0383	0,0000	-0,2743	0,0237	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3128	0,0206	0,0000	-0,2924	0,0382	0,0000	-0,3371	0,0247	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3774	0,0209	0,0000	-0,3866	0,0388	0,0000	-0,3612	0,0250	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,4026	0,0500	0,0000	-0,3855	0,1333	0,0040	-0,4102	0,0536	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3855	0,0217	0,0000	-0,4248	0,0428	0,0000	-0,3719	0,0252	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3629	0,0226	0,0000	-0,3874	0,0450	0,0000	-0,3559	0,0260	0,0000
Profissões_elementares	-0,4459	0,0219	0,0000	-0,4447	0,0405	0,0000	-0,4381	0,0262	0,0000
hrs_trab_semana	0,0188	0,0004	0,0000	0,0198	0,0006	0,0000	0,0166	0,0007	0,0000
_cons	6,9130	0,0535	0,0000	6,8304	0,0777	0,0000	6,9334	0,0766	0,0000

Tabela A.24: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2017

Polónia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 9 035			N° de Observações: 4 434			N° de Observações: 4 601		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef,	Std, Err,	P>t	Coef,	Std, Err,	P>t	Coef,	Std, Err,	P>t
Mulher	-0,1162	0,0100	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0928	0,0107	0,0000	0,0476	0,0151	0,0020	0,1321	0,0152	0,0000
Separado	0,0344	0,0660	0,6020	0,0337	0,0698	0,6290	-0,0830	0,1481	0,5750
Viúvo	0,0792	0,0285	0,0050	0,0528	0,0302	0,0800	0,0682	0,0750	0,3630
Divorciado	0,0858	0,0196	0,0000	0,0580	0,0231	0,0120	0,1056	0,0358	0,0030
Nacionalidade:									
LOC	-0,0997	0,1241	0,4220	0,0515	0,2561	0,8410	-0,1491	0,1481	0,3140
OTH	-0,1387	0,1452	0,3400	-0,0848	0,2764	0,7590	-0,1121	0,1832	0,5410
Tipo de Contrato:									
Contrato a termo	-0,1165	0,0099	0,0000	-0,1306	0,0133	0,0000	-0,0977	0,0146	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1494	0,0126	0,0000	-0,1240	0,0170	0,0000	-0,1694	0,0185	0,0000
Escolaridade:									
ensino básico	-0,1566	0,3920	0,6900	-0,1960	0,3631	0,5890			
ensino secund baixo	-0,1605	0,3932	0,6830	-0,1922	0,3679	0,6010	-0,0091	0,0542	0,8660
en ge ní sup sem ace di en sup	0,0042	0,3922	0,9910	-0,0981	0,3632	0,7870	0,2238	0,0472	0,0000
en vo en ní con com ace di en sup	-0,0266	0,3918	0,9460	-0,0759	0,3625	0,8340	0,1285	0,0400	0,0010
en vo ní sup sem ace di en sup	-0,0370	0,3915	0,9250	-0,0922	0,3620	0,7990	0,1280	0,0301	0,0000
nív conc com ace dir ens sup	0,0161	0,3916	0,9670	-0,0650	0,3623	0,8580	0,1982	0,0328	0,0000
ens pós sec não sup ens voca	-0,0160	0,3921	0,9670	-0,0648	0,3628	0,8580	0,1090	0,0557	0,0500
Ciclo curto terciário	-0,2880	0,4521	0,5240	-0,3778	0,4181	0,3660			
Bachelato ou equivalente	0,0535	0,3918	0,8910	-0,0023	0,3626	0,9950	0,2100	0,0393	0,0000
Mestrado ou equivalente	0,1468	0,3917	0,7080	0,0695	0,3624	0,8480	0,3342	0,0381	0,0000
Doutoramento ou equivalente	0,2964	0,3940	0,4520	0,1805	0,3664	0,6220	0,5599	0,0755	0,0000
Atividade Economica:									
Construção	-0,0265	0,0173	0,1250	-0,0837	0,0635	0,1870	-0,0265	0,0199	0,1830
Com gro ret rep vei auto mot	-0,0537	0,0162	0,0010	-0,0704	0,0244	0,0040	-0,0365	0,0232	0,1160
Transporte armazenagem	-0,0306	0,0189	0,1070	-0,0598	0,0343	0,0810	-0,0067	0,0239	0,7790
Ativi alojament restau	-0,0964	0,0284	0,0010	-0,1181	0,0337	0,0000	-0,0592	0,0548	0,2800
Informação comunicação	0,1047	0,0313	0,0010	0,1106	0,0547	0,0430	0,1021	0,0400	0,0110
Ativ financ seguros	0,0421	0,0286	0,1420	0,0466	0,0336	0,1660	0,0324	0,0562	0,5650
L+M+N	-0,0622	0,0191	0,0010	-0,0463	0,0266	0,0820	-0,0820	0,0293	0,0050
Admi def púb segu soc obri	-0,0018	0,0179	0,9190	-0,0154	0,0252	0,5420	0,0057	0,0268	0,8330
Educação	-0,0668	0,0182	0,0000	-0,0439	0,0231	0,0570	-0,1626	0,0380	0,0000
Saú hum ativ traba social	-0,1012	0,0192	0,0000	-0,1018	0,0237	0,0000	-0,1206	0,0445	0,0070
R+S+T+U	-0,0630	0,0265	0,0170	-0,0308	0,0330	0,3510	-0,1428	0,0457	0,0020

Tabela A.24: Regressões para Polónia, EU-SILC, 2017, cont.

Polónia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações: 9 035			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 4 434			Regressão para Homens Nº de Observações: 4 601		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Posto de Trabalho:									
Profissionais	-0,0430	0,0213	0,0440	-0,0594	0,0285	0,0370	-0,0361	0,0321	0,2600
Téc_Profis_Associados	-0,2324	0,0225	0,0000	-0,2785	0,0303	0,0000	-0,1897	0,0334	0,0000
Trab_apoio_administrativo	-0,3327	0,0247	0,0000	-0,3483	0,0319	0,0000	-0,3360	0,0397	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,4521	0,0242	0,0000	-0,4803	0,0319	0,0000	-0,4317	0,0381	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,2758	0,1501	0,0660	-0,5441	0,1653	0,0010	0,2975	0,2977	0,3180
Trab_artesa_comér_relaci	-0,3376	0,0249	0,0000	-0,4376	0,0405	0,0000	-0,2937	0,0346	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,3155	0,0258	0,0000	-0,3094	0,0418	0,0000	-0,2978	0,0358	0,0000
Profissões_elementares	-0,4597	0,0264	0,0000	-0,5100	0,0346	0,0000	-0,4031	0,0410	0,0000
hrs_trab_semana	0,0185	0,0006	0,0000	0,0216	0,0008	0,0000	0,0152	0,0009	0,0000
_cons	6,2440	0,4123	0,0000	5,9728	0,4465	0,0000	6,2181	0,1588	0,0000

Tabela A.25: Regressões para Sérvia, EU-SILC, 2017

Sérvia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres Nº de Observações: 3 650			Regressão para Mulheres Nº de Observações: 1 715			Regressão para Homens Nº de Observações: 1 935		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
L_remun_total_mensal_bruta									
Mulher	-0,1708	0,0139	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,0219	0,0149	0,1410	-0,0101	0,0211	0,6330	0,0556	0,0210	0,0080
Separado	-0,0816	0,0702	0,2450	0,0070	0,0881	0,9370	-0,1913	0,1086	0,0780
Viúvo	0,0132	0,0506	0,7940	-0,0380	0,0550	0,4900	0,0701	0,1025	0,4940
Divorciado	-0,0172	0,0288	0,5510	-0,0337	0,0337	0,3160	-0,0291	0,0510	0,5690
Nacionalidade:									
LOC	-0,0356	0,0329	0,2790	-0,0566	0,0438	0,1970	-0,0259	0,0481	0,5900
OTH	0,0036	0,0451	0,9370	-0,0222	0,0573	0,6990	0,0024	0,0697	0,9720
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1164	0,0158	0,0000	-0,1460	0,0209	0,0000	-0,0819	0,0235	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1986	0,0200	0,0000	-0,1960	0,0273	0,0000	-0,1994	0,0290	0,0000

Tabela A.25: Regressões para Sérvia, EU-SILC, 2017, cont.

Sérvia - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 3 650			N° de Observações: 1 715			N° de Observações: 1 935		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Escolaridade:									
ensino_básico	-0,0268	0,4164	0,9490	-0,4728	0,4099	0,2490			
ensino_secund_baixo	0,0430	0,3733	0,9080	0,0238	0,3352	0,9430	-0,3981	0,2873	0,1660
ensino_secund_alto	0,0683	0,3729	0,8550	0,0533	0,3345	0,8740	-0,3772	0,2855	0,1870
ens_pós_sec_não_sup_não_especif	0,2540	0,3766	0,5000	0,0668	0,3475	0,8470	-0,1381	0,2926	0,6370
Ciclo_curto_terciário	0,2490	0,3733	0,5050	0,1999	0,3352	0,5510	-0,1614	0,2866	0,5730
Atividade Economica:									
Construção	0,0868	0,0319	0,0070	-0,0478	0,0764	0,5320	0,0750	0,0382	0,0500
Com_gro_ret_rep_vei_auto_mot	-0,1398	0,0238	0,0000	-0,1693	0,0343	0,0000	-0,1269	0,0345	0,0000
Transporte_armazenagem	-0,0339	0,0287	0,2380	0,0460	0,0553	0,4060	-0,0714	0,0357	0,0450
Ativi_alojament_restau	-0,0809	0,0352	0,0220	-0,0382	0,0460	0,4070	-0,1356	0,0535	0,0110
Informação_comunicação	0,0659	0,0430	0,1250	0,0820	0,0626	0,1910	0,0340	0,0595	0,5670
Ativ_financ_seguros	0,0615	0,0534	0,2500	0,0652	0,0613	0,2880	0,0297	0,0959	0,7560
L+M+N	-0,1068	0,0283	0,0000	-0,1113	0,0392	0,0050	-0,1065	0,0413	0,0100
Admi_def_púb_seg_u_soc_obri	0,0059	0,0267	0,8250	0,0094	0,0386	0,8080	0,0007	0,0377	0,9850
Educação	-0,1372	0,0284	0,0000	-0,1067	0,0347	0,0020	-0,2101	0,0515	0,0000
Saú_hum_ativ_traba_social	-0,0620	0,0271	0,0230	-0,0585	0,0327	0,0740	-0,1356	0,0543	0,0130
R+S+T+U	-0,1476	0,0325	0,0000	-0,1335	0,0446	0,0030	-0,1800	0,0473	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,1297	0,0419	0,0020	0,0273	0,0636	0,6680	0,1934	0,0581	0,0010
Téc_Profis_Associados	-0,0412	0,0426	0,3330	-0,1469	0,0647	0,0230	0,0111	0,0586	0,8500
Trab_apoio_administrativo	-0,1205	0,0440	0,0060	-0,2332	0,0653	0,0000	-0,0671	0,0627	0,2850
Trab_Serviços_Vendas	-0,2229	0,0437	0,0000	-0,3388	0,0674	0,0000	-0,1453	0,0591	0,0140
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,0429	0,1903	0,8210	-0,3029	0,3393	0,3720	0,0800	0,2376	0,7360
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2085	0,0441	0,0000	-0,4335	0,0694	0,0000	-0,0867	0,0592	0,1430
Opera_monta_instal_máqui	-0,1524	0,0452	0,0010	-0,3384	0,0776	0,0000	-0,0550	0,0600	0,3600
Profissões_elementares	-0,2742	0,0450	0,0000	-0,4130	0,0674	0,0000	-0,1816	0,0628	0,0040
hrs_trab_semana	0,0073	0,0009	0,0000	0,0099	0,0014	0,0000	0,0056	0,0012	0,0000
_cons	5,6797	0,3791	0,0000	5,5984	0,3497	0,0000	6,0856	0,2992	0,0000

Tabela A.26: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2017

Reino Unido - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 5 084			N° de Observações: 2 643			N° de Observações: 2 441		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Mulher	-0,1019	0,0171	0,0000	0,0000	(omitted)		0,0000	(omitted)	
Estado Civil:									
Casado	0,1406	0,0173	0,0000	0,1242	0,0235	0,0000	0,1651	0,0257	0,0000
Separado	0,0877	0,0467	0,0610	0,0944	0,0556	0,0890	0,0693	0,0832	0,4050
Viúvo	0,0449	0,0576	0,4350	0,0434	0,0647	0,5020	0,0496	0,1175	0,6730
Divorciado	0,0951	0,0284	0,0010	0,0966	0,0349	0,0060	0,0866	0,0486	0,0750
Nacionalidade:									
LOC	-0,0403	0,0359	0,2620	-0,0382	0,0459	0,4050	-0,0409	0,0568	0,4720
OTH	-0,0472	0,0444	0,2880	-0,0493	0,0570	0,3870	-0,0590	0,0697	0,3970
Tipo de Contrato:									
Contrato_a_termo	-0,1808	0,0389	0,0000	-0,1293	0,0509	0,0110	-0,2495	0,0594	0,0000
Posição de Gerência:									
Nao_supervisor	-0,1700	0,0175	0,0000	-0,1394	0,0237	0,0000	-0,2057	0,0258	0,0000
Escolaridade:									
ensino_secund_alto	0,1183	0,0276	0,0000	0,0873	0,0376	0,0200	0,1412	0,0405	0,0000
en_ger_con_par_sem_ace_di_en_sup	-0,0801	0,0364	0,0280	-0,0644	0,0489	0,1880	-0,1009	0,0542	0,0630
en_vo_en_ge_ni_con_com_ace_di_en_sup	0,0197	0,0341	0,5630	0,0330	0,0452	0,4650	-0,0020	0,0519	0,9700
en_vo_con_par_sem_ace_di_en_sup	0,0105	0,0400	0,7940	0,0479	0,0547	0,3810	-0,0451	0,0583	0,4390
niv_conc_com_ace_dir_ens_sup	0,0290	0,0344	0,3990	-0,0158	0,0468	0,7360	0,0655	0,0505	0,1950
Ciclo_curto_terciário	0,2301	0,0232	0,0000	0,1983	0,0321	0,0000	0,2492	0,0336	0,0000

Tabela A.26: Regressões para Reino Unido, EU-SILC, 2017, cont.

Reino Unido - 2017	Regressão para Homens e Mulheres			Regressão para Mulheres			Regressão para Homens		
	N° de Observações: 5 084			N° de Observações: 2 643			N° de Observações: 2 441		
L_remun_total_mensal_bruta	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
Atividade Economica:									
Construção	-0,0859	0,0394	0,0290	-0,0730	0,0807	0,3650	-0,0816	0,0463	0,0780
Com_gro_ret_rep_vei_auto_mot	-0,2844	0,0299	0,0000	-0,3567	0,0494	0,0000	-0,2345	0,0395	0,0000
Transporte_armazenagem	-0,0336	0,0416	0,4200	-0,1652	0,0765	0,0310	0,0422	0,0512	0,4100
Ativi_alojament_restau	-0,4355	0,0433	0,0000	-0,4300	0,0620	0,0000	-0,4861	0,0656	0,0000
Informação_comunicação	0,0439	0,0454	0,3340	-0,1269	0,0778	0,1030	0,1154	0,0572	0,0440
Ativ_financ_seguros	0,1196	0,0434	0,0060	-0,0570	0,0630	0,3660	0,2804	0,0633	0,0000
L+M+N	-0,1134	0,0309	0,0000	-0,1384	0,0507	0,0060	-0,1080	0,0408	0,0080
Admi_def_púb_seg_u_soc_obri	0,0000	0,0340	0,9990	-0,0621	0,0523	0,2350	0,0298	0,0482	0,5360
Educação	-0,3114	0,0309	0,0000	-0,3314	0,0474	0,0000	-0,3073	0,0482	0,0000
Saú_hum_ativ_traba_social	-0,1963	0,0304	0,0000	-0,2263	0,0462	0,0000	-0,1963	0,0508	0,0000
R+S+T+U	-0,3759	0,0413	0,0000	-0,4052	0,0621	0,0000	-0,3780	0,0584	0,0000
Posto de Trabalho:									
Profissionais	0,0525	0,0280	0,0610	-0,0517	0,0421	0,2200	0,1119	0,0384	0,0040
Téc_Profis_Associados	-0,1287	0,0306	0,0000	-0,2295	0,0450	0,0000	-0,0641	0,0429	0,1350
Trab_apoio_administrativo	-0,3060	0,0354	0,0000	-0,3442	0,0472	0,0000	-0,3646	0,0591	0,0000
Trab_Serviços_Vendas	-0,3980	0,0319	0,0000	-0,4904	0,0445	0,0000	-0,3514	0,0499	0,0000
Trab_qual_agri_silv_pes	-0,5597	0,0975	0,0000	-0,1969	0,3580	0,5820	-0,5149	0,1066	0,0000
Trab_artesa_comér_relaci	-0,2744	0,0416	0,0000	-0,3682	0,1221	0,0030	-0,1922	0,0496	0,0000
Opera_monta_instal_máqui	-0,2936	0,0437	0,0000	-0,4027	0,0892	0,0000	-0,2304	0,0538	0,0000
Profissões_elementares	-0,4412	0,0376	0,0000	-0,5886	0,0540	0,0000	-0,3142	0,0535	0,0000
hrs_trab_semana	0,0331	0,0007	0,0000	0,0354	0,0009	0,0000	0,0299	0,0010	0,0000
_cons	6,6968	0,0626	0,0000	6,6559	0,0859	0,0000	6,7538	0,0922	0,0000

Anexo B - Capítulo II

Tabela B.1: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 2000-2017

ANO	Mulheres (θ_f)				Homens (θ_m)			
	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido
2000	1 033 015	-0,1831** [0,0032]	0,0599** [0,0037]	-0,0309** [0,0118]	1 433 208	-0,2839** [0,0031]	-0,1217** [0,0032]	-0,1643** [0,0069]
2002	1 089 587	-0,1514** [0,0029]	0,0287** [0,0033]	-0,1433** [0,0098]	1 530 856	-0,0929** [0,0028]	-0,1226** [0,0029]	-0,0657** [0,0065]
2003	1 118 283	-0,1405** [0,0029]	0,0422** [0,0032]	-0,0665** [0,01162]	1 532 846	-0,0853** [0,0028]	-0,1197** [0,0029]	-0,1227** [0,0077]
2004	1 146 471	-0,0691** [0,0028]	0,0763** [0,0031]	-0,0306** [0,0114]	1 564 040	0,0003 [0,0027]	-0,1195** [0,0028]	-0,1434** [0,0075]
2005	1 262 701	-0,0607** [0,0027]	0,0780** [0,0029]	0,0442** [0,0112]	1 682 721	0,0451** [0,0025]	-0,1243** [0,0027]	-0,1172** [0,0075]
2006	1 293 128	-0,0757** [0,0026]	0,0389** [0,0029]	-0,2329** [0,0113]	1 692 305	0,0773** [0,0025]	-0,1270** [0,0026]	-0,1611** [0,0079]
2007	1 346 437	-0,0629** [0,0025]	0,0389** [0,0029]	-0,0898** [0,0109]	1 737 104	0,1095** [0,0024]	-0,1231** [0,0026]	-0,1226** [0,0079]
2008	1 390 588	-0,0810** [0,0025]	0,0394** [0,0028]	-0,0275** [0,0106]	1 760 921	0,1299** [0,0023]	-0,1112** [0,0025]	-0,0056 [0,0077]
2009	1 343 242	-0,1287** [0,0026]	0,0219** [0,0027]	-0,0225* [0,01001]	1 680 614	0,1319** [0,0023]	-0,1196** [0,0025]	-0,0421** [0,0083]
2010	1 267 728	-0,2279** [0,0030]	-0,0295** [0,0029]	-0,0945** [0,0098]	1 562 469	0,1124** [0,0023]	-0,1528** [0,0024]	-0,1527** [0,0077]
2011	1 264 273	-0,2112** [0,0031]	-0,0376** [0,0029]	-0,0761** [0,0096]	1 522 405	0,1011** [0,0024]	-0,1572** [0,0024]	-0,0441** [0,0077]

Tabela B.1: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 2000-2017, cont.

Ano	Mulheres (θ_f)				Homens (θ_m)			
	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido
2012	1 210 057	-0,2569**	-0,0470**	-0,0554**	1 400 026	0,0511**	-0,1771**	-0,1145**
		[0,0032]	[0,0029]	[0,0094]		[0,0025]	[0,0025]	[0,0079]
2013	1 212 918	-0,2758**	-0,0622**	-0,0603**	1 386 123	0,0295**	-0,1733**	-0,0737**
		[0,0032]	[0,0030319]	[0,0095]		[0,0026]	[0,0026]	[0,0085]
2014	1 251 809	-0,2697**	-0,0591**	-0,0479**	1 425 130	0,0244**	-0,1755**	-0,0603**
		[0,0032]	[0,0031]	[0,0091]		[0,0025]	[0,0026]	[0,0087]
2015	1 296 788	-0,2383**	-0,0437**	-0,0577**	1 456 097	0,0415**	-0,1709**	-0,1657**
		[0,0031]	[0,0031]	[0,0089]		[0,0025]	[0,0026]	[0,0081]
2016	1 343 006	-0,1995**	-0,0553**	-0,1075**	1 508 770	0,0626**	-0,1719**	-0,2688**
		[0,0030]	[0,0031]	[0,0092]		[0,0024]	[0,0026]	[0,0085]
2017	1 394 410	-0,1985**	-0,0684**	-0,1620**	1 578 836	0,0807**	-0,1839**	-0,2493**
		[0,0029]	[0,0031]	[0,0094]		[0,0023]	[0,0026]	[0,0087]

Nota: Modelo sem Controlos- regressão de $L_salario_total_real$ em função apenas da Feminização; Modelo Padrão- regressão de $L_salario_total_real$ em função de Feminização, idade, idade ao quadrado, antiguidade, antiguidade ao quadrado, educação, qualificação, regulamentação do trabalho, nacionalidade, tipo de contrato de trabalho, localização, atividade económica, volume de negócios, capital social e escalão da dimensão da empresa; Modelo Expandido - Modelo Padrão acrescido dos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão) e controlos para indústria (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção dos trabalhadores cobertos por irtct); as categorias dos profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão devido a colinearidade com Feminização; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

Tabela B.2: Regressões salariais com o Modelo Padrão e Modelo Expandido, 2010-2017

ANO	Mulheres				Homens			
	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido	N	Sem Controlos	Padrão	Expandido
2010	1 267 728	-0,2279** [0,0030]	-0,0295* [0,0029]	0,1488** [0,0123]	1 562 469	0,1124** [0,0023]	-0,1528** [0,0024]	-0,4858** [0,0139]
2011	1 264 273	-0,2112** [0,0031]	-0,0376** [0,0029]	0,1226** [0,0114]	1 522 405	0,1011** [0,0024]	-0,1572** [0,0024]	-0,3035** [0,0118]
2012	1 210 057	-0,2569** [0,0032]	-0,0470** [0,0029]	0,0838** [0,0104]	1 400 026	0,0511** [0,0025]	-0,1771** [0,0025]	-0,2639** [0,0103]
2013	1 212 918	-0,2758** [0,0032]	-0,0622** [0,0030]	0,0737** [0,0105]	1 386 123	0,0295** [0,0026]	-0,1733** [0,0026]	-0,2621** [0,0104]
2014	1 251 809	-0,2697** [0,0032]	-0,0591** [0,0031]	0,0786** [0,0109]	1 425 130	0,0244** [0,0025]	-0,1755** [0,0026]	-0,2461** [0,0109]
2015	1 296 788	-0,2383** [0,0031]	-0,0437** [0,0031]	0,0606** [0,0116]	1 456 097	0,0415** [0,0025]	-0,1709** [0,0026]	-0,3943** [0,0109]
2016	1 343 006	-0,1995** [0,0030]	-0,0553** [0,0031]	0,0225** [0,0124]	1 508 770	0,0626** [0,0024]	-0,1719** [0,0026]	-0,4998** [0,0116]
2017	1 394 410	-0,1985** [0,0029]	-0,0684** [0,0031]	-0,0721** [0,0127]	1 578 836	0,0807** [0,0023]	-0,1839** [0,0026]	-0,4975** [0,0117]

Nota: Modelo Controlos- regressão de $L_salario_total_real$ em função apenas de Feminização; Modelo Padrão- regressão de $L_salario_total_real$ em função de Feminização, idade, idade ao quadrado, antiguidade, antiguidade ao quadrado, educação, qualificação, regulamentação do trabalho, nacionalidade, tipo de contrato de trabalho, localização, atividade económica, volume de negócios, capital social e escalão da dimensão da empresa; Modelo Expandido - Modelo Padrão acrescido dos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão e proporção dos trabalhadores a tempo parcial em cada profissão) e controlos para indústria (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção dos trabalhadores cobertos por irct); as categorias dos profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão devido a colinearidade com Feminização; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ;

Tabela B.3: Feminização como uma variável contínua vs. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 2000-2017

Especificação	Modelo 1	Modelo 2		
	FEMINIZAÇÃO	FEM 25-49	FEM 50-60	FEM > 60
Mulheres				
Sem Controlos	-0,0493** [0,0006]	0,3723** [0,0004]	0,2879** [0,0004]	0,1581** [0,0002]
Padrão	-0,0159** [0,0006]	0,0562** [0,0003]	0,0152** [0,0004]	0,0214** [0,0003]
Expandido	-0,1875** [0,0020]	0,0716** [0,0011]	-0,0111** [0,0013]	-0,0177** [0,0011]
N	21 264 441			
Homens				
Sem Controlos	0,0760** [0,0005]	0,2842** [0,0003]	0,1533955** [0,0003646]	0,0461** [0,0003]
Padrão	-0,1326** [0,0005]	0,0375** [0,0002]	-0,041429** [0,0003428]	-0,0607** [0,0003]
Expandido	-0,1863** [0,0013]	0,0966** [0,0008]	-0,022565** [0,0010618]	-0,0377** [0,0008]
N	26 454 471			

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão devido a colinearidade com a Feminização; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; a categoria omitida compreende trabalhos predominantemente masculinos ou FEM < 25%.

Tabela B.4: Feminização como uma variável contínua vs. Feminização como uma variável discreta, dados agrupados, 2010-2017

Especificação	Modelo 1	Modelo 2		
	FEMINIZAÇÃO	FEM 25-49	FEM 50-60	FEM > 60
Mulheres				
Sem Controlos	-0,0493** [0,0006]	0,3648** [0,0005]	0,3878** [0,0005]	0,1593** [0,0003]
Padrão	-0,0159** [0,00062]	0,0609** [0,0004]	0,0443** [0,0005]	0,0237** [0,0004]
Expandido	-0,1875** [0,0020]	0,2283** [0,0017]	0,2287** [0,0022]	0,2086** [0,0018]
N	10 240 989			
Homens				
Sem Controlos	0,0760** [0,0005]	0,3505** [0,0004]	0,3276** [0,0005]	0,0646** [0,0003]
Padrão	-0,1326** [0,0005]	0,0344** [0,0003]	-0,0242** [0,0005]	-0,0638** [0,0004]
Expandido	-0,1863** [0,0013]	0,1917** [0,0016]	0,0643** [0,0022]	0,0699** [0,0017]
N	11 839 856			

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas do Modelo Padrão devido a colinearidade com Feminização; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; a categoria omitida compreende trabalhos predominantemente masculinos ou FEM < 25%.

Tabela B.5: Análise da sensibilidade da Feminização por especificação das variáveis de controlo, dados agrupados, 2000-2017

Especificação	Mulheres	Homens
1. Sem Controlos	-0,1291**	0,0567**
2. Modelo Base (apenas características individuais)	0,0396**	-0,1226**
3. Modelo Base + 18 <i>dummies</i> para sector (Atividade Económica)	0,0188**	-0,0875**
4. Modelo Base + 8 <i>dummies</i> para profissões	-0,6707**	-0,4528**
5. Modelo Padrão (Modelo Base + 18 <i>dummies</i> para o sector + 8 <i>dummies</i> para profissões)	-0,5839**	-0,3953**
6. Modelo Padrão + Média da antiguidade em cada posto de trabalho	-0,6257**	-0,4457**
7. Modelo Padrão + proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada posto de trabalho	-1,9529**	-1,8169**
8. Modelo Padrão + Média da antiguidade em cada profissão + proporção de trabalhadores a tempo parcial nas profissões	-1,1806**	-0,6876**
9. Modelo Padrão + proporção de trabalhadores em grandes sectores + proporção de trabalhadores cobertos por IRCT	-0,6987**	-0,5144**
10. Modelo Expandido (Modelo Padrão + todas as características do trabalho exceto proporção de trabalhadores a tempo parcial)	-0,8074**	-0,5375**
11. Modelo Expandido (Modelo Padrão + todas as características do trabalho)	-1,7254**	-1,1015**
N	21 264 441	26 454 471

Nota: Modelo sem Controlos - regressão de $L_salario_total_real$ em função apenas de Feminização; Modelo Base- inclui a Feminização, Idade, Idade ao quadrado, Antiguidade, Antiguidade ao quadrado, Educação, Qualificação, Regulamentação do trabalho, Nacionalidade e Tipo de contrato de trabalho; Modelo Padrão- inclui o Modelo Base mais as 18 categorias da atividade económica e mais as 8 categorias das profissões a um dígito (ou postos de trabalho). Modelo Expandido- inclui o Modelo Padrão acrescido dos controlos para as profissões (média da antiguidade em cada profissão e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão) e controlos para indústria (proporção de trabalhadores nas empresas com 1000 ou mais trabalhadores e proporção dos trabalhadores cobertos por irct); **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

Tabela B.6: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2000-2017

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Todos os trabalhadores	21 264 441	-0,0174**	-0,2165**	26 454 471	-0,1646**	-0,2321**
Idade:						
16-29	5 132 335	-0,0711**	-0,1554**	5 777 019	-0,1839**	-0,2538**
30-39	6 790 255	-0,0693**	-0,3316**	7 864 440	-0,2052**	-0,3607**
40-49	5 416 612	0,0174**	-0,1935**	6 805 714	-0,1379**	-0,2189**
50-59	3 094 626	0,0727**	-0,1208**	4 589 352	-0,0674**	-0,0369**
60 +	830 613	0,0354**	-0,0565**	1 417 946	-0,1358**	-0,0557**
Educação:						
inferior_ensino_basico	230 547	0,0604**	-0,0195	330 133	-0,1693**	-0,0269
ensino_basico	12 056 239	0,1039**	0,1125**	17 416 027	-0,0601**	-0,0319**
ensino_secundario	5 129 413	-0,2393**	-0,3584**	5 270 764	-0,2670**	-0,4216**
ensino_pos_secundario	76 139	-0,3435**	-0,8791**	88 033	-0,2503**	-0,8104**
bacharelato	488 737	-0,5857**	-0,8384**	480 793	-0,6916**	-0,8364**
licenciatura	2 948 246	-0,8186**	-1,0451**	2 436 856	-1,03001**	-1,1337**
mestrado	184 47	-0,7487**	-1,1389**	188 336	-0,9715**	-1,3894**
doutoramento	28 669	-0,4123**	-0,9427**	33 646	-0,8035**	-1,6606**
Regulamentação do trabalho:						
CCT	15 904 210	0,0452**	-0,0464**	19 331 810	-0,1407**	-0,3060**
ACT	793 55	-0,4931**	-0,6762**	788 224	-0,4548**	-0,6093**
AE	520 037	-0,3229**	-0,4721**	1 079 164	-0,1488**	-0,1327**
PRT	1 456 166	-0,2899**	-0,5140**	1 591 216	-0,2894**	-0,7735**
irct_trab_nao_cobertos	2 590 478	-0,3598**	-0,5573**	3 664 057	-0,4216**	-0,7589**
Regime duração do trabalho:						
trab_tempo_completo	8 905 543	-0,0478**	-0,2159**	10 475 766	-0,1665**	-0,2175**
trab_tempo_parcial	897 427	-0,2152**	-0,1131**	402 023	-0,4236**	-0,3510**
Postos de trabalho:						
rep_poder_lege_org_exec_dirig	1 318 520	-3,0561**	2,9334**	3 068 816	-2,8586**	3,3250**
espec_ativ_intel_cientificas	1 814 453	-2,3596**	-0,8565**	1 699 357	-2,1072**	-0,7357**
tecn_prof_niv_intermedio	1 762 088	-0,9492**	-0,0235	2 807 255	-0,5349**	0,3889**
pessoal_administrativo	3 856 516	1,8277**	1,0974**	2 455 208	2,2831**	1,3568**
trab_srv_pess_prot_segua_vend	5 590 737	-0,4109**	-1,0556**	2 809 153	0,0324*	-1,1435**
agric_trab_qualif_agri_pes_flo	215 860	-0,4629**	1,6184*	463 894	-0,0984**	0,3808
trab_qual_indus_constr_arti	2 066 982	-1,2158**	-0,9710**	6 644 830	-0,3541**	-0,6741**
oper_insta_maqui_trab_monta	1 267 809	0,1730**	-0,4377**	3 612 784	-0,1215**	-0,4640**
trab_nao_qualificados	3 250 479	0,3142**	-0,4993**	2 742 768	0,0929**	-1,8463**

Tabela B.6: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2000-2017, cont.

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Qualificação:						
quadros_superiores	2 045 937	-0,8982**	-1,5130**	3 524 550	-1,3842**	-1,55456**
quadros_medios	1 084 267	-0,3606**	-0,6681**	1 446 918	-0,2950**	-0,7029**
encarregados_contramestres	617 767	-0,2178**	-0,2678**	1 362 303	-0,1542**	-0,1669**
prof_alt_qualif	1 536 641	-0,3991**	-0,6869**	1 724 718	-0,1538**	-0,1651**
prof_qualif	6 925 361	0,1357**	-0,0742**	10 869 044	-0,0733**	-0,1499**
prof_semi_qualif	4 861 984	-0,0181**	0,0415**	3 442 353	-0,1151**	0,0113+
prof_nao_qualif	2 796 659	0,0694**	0,2009**	2 473 980	-0,1317**	-0,1418**
Nacionalidade:						
trab_portugues	20 433 558	-0,0169**	-0,2207**	25 239 440	-0,1642**	-0,2340**
trab_estrangeiro	830 883	-0,0969**	-0,1045**	1 215 031	-0,2159**	-0,2836**
Tipo de Contrato:						
contrato_sem_termo	14 425 907	-0,0137**	-0,2317**	17 258 448	-0,1580**	-0,2219**
contrato_a_termo	5 392 801	-0,0456**	-0,0829**	6 298 511	-0,1804**	-0,2799**

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

Tabela B.7: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2010-2017

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Todos os trabalhadores	10240989	-0,0605**	0,0619**	11839856	-0,1777**	-0,1775**
Idade:						
16-29	2 046 749	-0,0396**	0,1659**	2 202 994	-0,1153**	0,0522**
30-39	3 217 049	-0,0963**	-0,0017	3 479 862	-0,1880**	-0,1999**
40-49	2 809 873	-0,0598**	0,0024	3 246 356	-0,1817**	-0,2560**
50-59	1 726 432	0,0052*	0,1406**	2 249 655	-0,1158**	-0,0587**
60 +	440 886	0,0056	0,1681**	660 989	-0,1775**	0,0349+
Educação:						
inferior_ensino_basic	63 609	0,0139+	-0,0361	77 198	-0,1919**	0,5853**
ensino_basic	5 168 028	0,0469**	0,4907**	7 125 307	-0,0734**	0,2069**
ensino_secundario	2 729 313	-0,2009**	-0,0336**	2 781 366	-0,2282**	-0,3239**
ensino_pos_secundario	57 602	-0,3175**	-0,7280**	65432	-0,2152**	-0,9258**
bacharelato	208 427	-0,5293**	-0,7499**	199 133	-0,6278**	-0,6299**
licenciatura	1 823 269	-0,6714**	-0,9047**	1 385 775	-0,8813**	-1,06374**
mestrado	148 627	-0,7006**	-0,9190**	148 819	-0,8962**	-1,2720**
doutoramento	21 058	-0,4116**	-0,3967	23 865	-0,7398**	-1,8006**
Regulamentação do trabalho:						
CCT	7 298 434	0,0095**	0,2699**	8 071 762	-0,1399**	0,0857**
ACT	443 735	-0,5272**	-0,4409**	348 941	-0,5522**	-0,6799**
AE	261 941	-0,2919**	-0,4211**	471 684	-0,1523**	-0,2105**
PRT	748 518	-0,3073**	-0,2574**	823 994	-0,2950**	-0,5924**
irct_trab_nao_cobertos	1 488 361	-0,3290**	-0,4312**	2 123 475	-0,3793**	-0,7648**
Regime duração do trabalho:						
trab_tempo_completo	8 905 543	-0,0478**	0,0531**	10 475 766	-0,1665**	-0,1744**
trab_tempo_parcial	897 427	-0,2152**	0,0165	402 023	-0,4236**	-0,3495**
Postos de trabalho:						
rep_poder_lege_org_exec_dirig	601 480	-6,1698**	-3,6049	1 344 735	-6,8947**	2,0524
espec_ativ_intel_cientificas	1 181 203	-7,5699**	-8,5113**	1 025 923	-6,8719**	-8,5353**
tecn_prof_niv_intermedio	832 858	-1,8209**	-2,0006**	1 290 528	-1,5386**	-1,7333**
pessoal_administrativo	1 692 443	6,0419**	0,8881**	1 096 145	4,4766**	-1,7812**
trab_srv_pess_prot_segu_vend	2 904 570	-5,8909**	-3,0557**	1 576 775	-6,6409**	-3,4265**
agric_trab_qualif_agri_pes_flo	68 242	0,0157	6,6795	202 895	0,3416**	2,0681
trab_qual_indus_constr_arti	629 238	0,0697*	-2,7909**	2 607 031	-1,0174**	0,5538
oper_insta_maqui_trab_monta	733 718	-0,5169**	-2,0683**	1 568 549	-2,7203**	-11,7131**
trab_nao_qualificados	1 590 589	-1,9835**	-0,0013	1 119 227	-1,1688**	1,8886**

Tabela B.7: Análise da sensibilidade da Feminização por diferentes grupos de trabalhadores, 2010-2017, cont.

Grupo	Mulheres (θ_f)			Homens (θ_m)		
	N	Padrão	Expandido	N	Padrão	Expandido
Qualificação:						
quadros_superiores	1 068 195	-0,7980**	-1,8266**	1 607 764	-1,3036**	-2,1886**
quadros_medios	603 213	-0,2119**	-0,6190**	738 941	-0,1808**	-0,4916**
encarregados_contramestres	379 917	-0,2072**	-0,9026**	680 949	-0,0990**	-0,6107**
prof_alt_qualif	780 489	-0,2590**	-0,2248**	807 342	-0,1138**	-0,0037
prof_qualif	3 289 490	0,0533**	0,0753**	4 741 930	-0,0689**	-0,1894**
prof_semi_qualif	2 513 042	-0,0432**	0,2739**	1 884 251	-0,1358**	0,2641**
prof_nao_qualif	1 239 008	0,0377**	1,0459**	1 028 664	-0,0850**	0,5505**
Nacionalidade:						
trab_portugues	9 789 582	-0,0608**	0,0599**	11 279 420	-0,1778**	-0,1875**
trab_estrangeiro	451 407	-0,0955**	0,0825**	560 436	-0,2039**	-0,0356
Tipo de Contrato:						
contrato_sem_termo	6 983 622	-0,0615**	0,0818**	7 662 348	-0,1786**	-0,1397**
contrato_a_termo	2 746 677	-0,0579**	0,1336**	3 126 044	-0,1567**	-0,0712**

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m .

Tabela B.8: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 2000-2017

Especificação	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Modelo Padrão sem Feminização									
1a. Hiato não Explicado	0,1850	0,1835	0,1876	0,1872	0,1814	0,1817	0,1841	0,1801	0,1708
1b. Hiato Total explicado	0,1000	0,0686	0,0623	0,0514	0,0506	0,0452	0,0426	0,0357	0,0366
1c. Hiato total	0,2850	0,2522	0,2499	0,2386	0,2321	0,2268	0,2267	0,2158	0,2074
Modelo Padrão com Feminização									
2a. Hiato não Explicado	0,1834	0,1801	0,1851	0,1856	0,1794	0,1784	0,1811	0,1773	0,1674
2b. Hiato Total explicado	0,0942	0,0690	0,0634	0,0528	0,0524	0,0484	0,0457	0,0384	0,0399
2c. Hiato total	0,2776	0,2491	0,2485	0,2383	0,2318	0,2268	0,2267	0,2158	0,2074
Hiato Explicado por Feminização	0,0036	0,0051	0,0038	0,0027	0,0034	0,0055	0,0051	0,0047	0,0058
Modelo Expandido									
3a. Hiato não Explicado	0,1853	0,1833	0,1882	0,1895	0,1862	0,1852	0,1884	0,1851	0,1742
3b. Hiato Total explicado	0,0921	0,0671	0,0610	0,0496	0,0469	0,0428	0,0410	0,0350	0,0336
3c. Hiato total	0,2774	0,2504	0,2492	0,2391	0,2331	0,2280	0,2294	0,2201	0,2078
3d. Hiato Explicado por Feminização	-0,0099	-0,0088	-0,0123	-0,0130	-0,0139	-0,0112	-0,0118	-0,0132	-0,0120
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho									
Média da antiguidade por profissão	0,0146	0,0146	0,0158	0,0158	0,0162	0,0156	0,0156	0,0160	0,0159
3h. Hiato Explicado por características selecionadas da indústria									
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	<i>Omitted</i>								
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	<i>Omitted</i>								

Tabela B.8: Decomposição do hiato salarial por especificação e por ano, 2000-2017, cont.

Especificação	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Modelo Padrão sem Feminização								
1a. Hiato não Explicado	0,1638	0,1585	0,1577	0,1596	0,1559	0,1588	0,1556	0,1514
1b. Hiato Total explicado	0,0303	0,0303	0,0336	0,0360	0,0337	0,0297	0,0235	0,0176
1c. Hiato total	0,1942	0,1585	0,1913	0,1956	0,1897	0,1885	0,1791	0,1691
Modelo Padrão com Feminização								
2a. Hiato não Explicado	0,1576	0,1521	0,1507	0,1522	0,1488	0,1522	0,1489	0,1441
2b. Hiato Total explicado	0,0365	0,0367	0,0406	0,0433	0,0409	0,0363	0,0301	0,0249
2c. Hiato total	0,1942	0,1889	0,1913	0,1956	0,1896	0,1884	0,1790	0,1689
Hiato Explicado por Feminização	0,0105	0,0108	0,0119	0,0122	0,0120	0,0113	0,0114	0,0124
Modelo Expandido								
3a. Hiato não Explicado	0,1620	0,1568	0,1553	0,1574	0,1533	0,1579	0,1536	0,1489
3b. Hiato Total explicado	0,0359	0,0363	0,0411	0,0439	0,0416	0,0368	0,0315	0,0269
3c. Hiato total	0,1979	0,1931	0,1964	0,2013	0,1949	0,1946	0,1851	0,1758
3d. Hiato Explicado por Feminização	-0,0005	-0,0015	-0,0011	-0,0011	0,0002	0,0004	0,0016	0,0023
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho								
Média da antiguidade por profissão	0,0105	0,0115	0,0117	0,0121	0,0109	0,0096	0,0089	0,0087
3h. Hiato Explicado por características selecionadas da indústria								
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	omitted							
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	omitted							

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as decomposições seguem o modelo de Blinder-Oaxaca (1973), e são executadas usando o comando *oaxaca* no Stata com a opção *pooled*, isto é, uma decomposição dupla usando os coeficientes do modelo *pooled* em ambos os géneros como coeficientes de referência

Tabela B.9: Decomposição do hiato salarial or especificação e por ano, 2010-2017

Especificação	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Modelo Padrão sem Feminização								
1a. Hiato não Explicado	0,1638	0,1585	0,1577	0,1596	0,1559	0,1588	0,1556	0,1514
1b. Hiato Total explicado	0,0303	0,0303	0,0336	0,0360	0,0337	0,0297	0,0235	0,0176
1c. Hiato total	0,1942	0,1585	0,1913	0,1956	0,1897	0,1885	0,1791	0,1691
Modelo Padrão com Feminização								
2a. Hiato não Explicado	0,1576	0,1521	0,1507	0,1522	0,1488	0,1522	0,1489	0,1441
2b. Hiato Total explicado	0,0365	0,0367	0,0406	0,0433	0,0409	0,0363	0,0301	0,0249
2c. Hiato total	0,1942	0,1889	0,1913	0,1956	0,1896	0,1884	0,1790	0,1689
Hiato Explicado por Feminização	0,0105	0,0108	0,0119	0,0122	0,0120	0,0113	0,0114	0,0124
Modelo Expandido								
3a. Hiato não Explicado	0,1622	0,1571	0,1556	0,1578	0,1537	0,1581	0,1539	0,1490
3b. Hiato Total explicado	0,0357	0,0360	0,0408	0,0436	0,0412	0,0365	0,0312	0,0268
3c. Hiato total	0,1979	0,1931	0,1964	0,2013	0,1949	0,1946	0,1851	0,1758
3d. Hiato Explicado por Feminização	0,0109	0,0098	0,0086	0,0058	0,0080	0,0093	0,0111	0,0116
3f. Hiato Explicado por características selecionadas do trabalho								
Proporção de trabalhadores em profissões a tempo parcial	-0,0191	-0,0206	-0,0193	-0,0140	-0,0152	-0,0155	-0,0158	0,0138
Média da antiguidade por profissão	0,0178	0,0203	0,0207	0,0187	0,0177	0,0155	0,0145	-0,0150
3h. Hiato Explicado por características selecionadas da indústria								
Proporção de trabalhadores em grandes empresas	<i>omitted</i>							
Proporção de trabalhadores cobertos po irct	<i>omitted</i>							

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as decomposições seguem o modelo de Blinder-Oaxaca (1973), e são executadas usando o comando *oaxaca* no Stata com a opção *pooled*, isto é, uma decomposição dupla usando os coeficientes do modelo *pooled* em ambos os grupos como coeficientes de referência.

Tabela B.10: Regressões com os modelos OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 2000-2017

Período: 2000-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
Pooled/OLS	-0,0174** [0,0017]	-0,2165** [0,0052]	-0,1646** [0,0015]	-0,2321** [0,0040]
Primeiras Diferenças	0,0036** [0,0003]	-0,0076** [0,0010]	0,0063** [0,0003]	0,0102** [0,0007]
Efeitos Fixos	-0,0451** [0,0013]	-0,1338** [0,0037]	-0,1069** [0,0013]	-0,2245** [0,0036]
N° de Observações	21 264 441		26 454 471	
N° de Indivíduos	3 930 607		4 990 635	

Nota: Os modelos Padrão e Expandido estão definidos na Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período $t-1$.

Tabela B.11: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com Profissoes_1digito_2, 2000-2017

Período: 2000-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
Pooled/OLS	-0,4072** [0,0041]	-0,6945** [0,0119]	-0,2875** [0,0036]	-0,4239** [0,0119]
Primeiras Diferenças	-0,0172** [0,0013]	-0,0186** [0,0044]	0,0016 [0,0012]	-0,0041 [0,0039]
Efeitos Fixos	-0,0243** [0,0031]	-0,0634** [0,0092]	-0,1319** [0,0030]	-0,2693** [0,0108]
N° de Observações	21 264 441		26 454 471	
N° de Indivíduos	3 930 607		4 990 635	

Tabela B.12: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, 2010-2017

Período: 2010-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
Pooled/OLS	-0,0605** [0,0023]	0,0619** [0,0081]	-0,1777** [0,0019]	-0,1775** [0,0076]
Primeiras Diferenças	0,0015** [0,0004]	-0,0429** [0,0016]	0,0036** [0,0003]	-0,0516** [0,0014]
Efeitos Fixos	-0,0932** [0,0023]	-0,1439** [0,0066]	-0,0873** [0,0022]	-0,0308** [0,0072]
N° de Observações	10 240 989		11 839 856	
N° de Indivíduos	2 093 328		2 437 681	

Nota: Os Padrão e Expandido estão definidos na Tabela 21; as categorias das profissões a um dígito foram excluídas; erros-padrão robustos entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período $t-1$.

Tabela B.13: Regressões com o modelo OLS, Primeiras Diferenças e Efeitos Fixos, com Profissoes_1digito_2, 2010-2017

Período: 2010-2017	Mulheres (θ_f)		Homens (θ_m)	
	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
Modelo				
OLS	-1,8818** [0,0151]	-1,7784** [0,0432]	-1,6639** [0,0149]	-1,1063** [0,0479]
Primeiras Diferenças	0,0074 [0,0066]	-0,6251** [0,0205]	0,4252** [0,0065]	-0,2107** [0,0227]
Efeitos Fixos	-1,2139** [0,0099]	-0,6148** [0,0279]	-1,0440** [0,0109]	-0,3477** [0,0308]
N° de Observações	10 240 989		11 839 856	
N° de Indivíduos	2 093 328		2 437 681	

Tabela B.14: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 2000-2017

2000-2017		Mulheres		Homens	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	0,0018*	-0,0128**	0,0048**	0,002719
		[0,0007]	[0,0023]	[0,0007]	[0,0019]
N° de Observações		6 735	513	7 860	561
N° de Indivíduos		1 712	913	2 017	545
"grupo_idade_jovem"	FD	0,0104**	-0,0127**	0,0081**	0,0073*
		[0,0009]	[0,0035]	[0,0008]	[0,0029]
N° de Observações		5 350	410	5 936	984
N° de Indivíduos		1 680	973	1 868	169
" grupo_idade_envelhecida"	FD	0,0013*	0,0064**	0,0058**	0,01552**
		[0,0006]	[0,0022]	[0,0007]	[0,0018]
N° de Observações		5 212	156	6 622	239
N° de Indivíduos		1 325	027	1 708	004

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias dos profissões a um dígito foram excluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0.01, 0.05 e 0.10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Tabela B.15: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissoes_1digito2, 2000-2017

2000-2017		Mulheres		Homens	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	-0,0118** [0,0031]	0,0151+ [0,0092]	0,0062* [0,0027]	-0,0302** [0,0082]
N° de Observações		6 735	513	7 860	561
N° de Indivíduos		1 712	913	2 017	545
"grupo_idade_jovem"	FD	-0,0106* [0,0042]	-0,0135 [0,0135]	-0,0020 [0,0035]	-0,0063 [0,0119]
N° de Observações		5 350	410	5 936	984
N° de Indivíduos		1 680	973	1 868	169
" grupo_idade_envelhecida"	FD	-0,0157** [0,0027]	-0,0133 [0,0086]	0,0101** [0,0027]	0,0427** [0,0076]
N° de Observações		5 212	156	6 622	239
N° de Indivíduos		1 325	027	1 708	004

Notas: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias dos profissões a um dígito foram incluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Tabela B.16: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, 2010-2017

2010-2017		Mulheres		Homens	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	0,0007 [0,0009]	-0,0506** [0,0041]	0,0041** [0,0009]	-0,0549** [0,0039]
N° de Observações		3 250 710		3 537 618	
N° de Indivíduos		873 760		958 096	
"grupo_idade_jovem"	FD	0,0109** [0,0015]	-0,0709** [0,0066]	0,0028* [0,0012]	-0,0847** [0,0058]
N° de Observações		2 173 225		2 302 979	
N° de Indivíduos		712 868		757 820	
" grupo_idade_envelhecida"	FD	-0,0002 [0,0008]	-0,0212** [0,0036]	0,0033** [0,0009]	-0,0505** [0,0036]
N° de Observações		2 713 541		3 159 418	
N° de Indivíduos		733 389		860 427	

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias dos profissões a um dígito foram excluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Tabela B.17: Análise da robustez dos coeficientes da Feminização, com profissoes_1digito2, 2010-2017

2010-2017		Mulheres		Homens	
Grupo de envelhecimento	Modelo	Padrão	Expandido	Padrão	Expandido
"grupo_idade_media"	FD	0,1463** [0,0141]	-0,6102** [0,0487]	0,5011** [0,0137]	-0,3010** [0,0495]
N° de Observações		3 250 710		3 537 618	
N° de Indivíduos		873 760		958 096	
"grupo_idade_jovem"	FD	0,1246** [0,0208]	-0,7967** [0,0791]	0,1849** [0,0188]	-0,6503** [0,0730]
N° de Observações		2 173 225		2 302 979	
N° de Indivíduos		712 868		757 820	
" grupo_idade_envelhecida"	FD	-0,0254** [0,0124]	-0,5739** [0,0395]	0,5067** [0,0131]	-0,0065 [0,0432]
N° de Observações		2 713 541		3 159 418	
N° de Indivíduos		733 389		860 427	

Nota: Os modelos Sem Controlos, Padrão e Expandido estão definidos assim como os modelos da Tabela 21; as categorias dos profissões a um dígito foram incluídas neste modelo; erros-padrão entre parêntesis; **, *, + representam o nível de significância estatística a 0,01, 0,05 e 0,10, respetivamente; os coeficientes apresentados são θ_f e θ_m ; "grupo_idade_media" compreende os indivíduos com a idade entre 31-40 anos, "grupo_idade_jovem" com indivíduos entre 21-30 anos, e " grupo_idade_envelhecida" com indivíduos entre 41-50 anos; FD- *First Difference* (Primeiras Diferenças); o modelo em primeiras diferenças é dado pela diferença entre o salário no período t e no período t-1.

Anexo C - Capítulo III

Tabela C.1: Decomposição salarial para o ano 2017, Modelo Padrão e Modelo Expandido, controlando nacionalidade e tipo de contrato e proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão

Modelo	Modelo Padrão				Modelo Expandido						
	Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:				Média	Percentagem no Hiato Total			Média	Percentagem no Hiato Total	
FEMINIZAÇÃO	0,0185	10,9720			0,0289	16,4662					
Idade + idade_sq	0,0012	0,7278			0,0005	0,2718					
Antiguidade + antiguidade_sq	-0,0008	-0,4919			-0,0008	-0,4784					
Educação	0,0045	2,6428			0,0054	3,0832					
Qualificação	0,0086	5,0959			0,0111	6,3313					
IRCT	-0,0001	-0,0564			0,0000	-0,0202					
Contrato de trabalho	-0,0007	-0,3880			-0,0004	-0,2273					
Nacionalidade	0,0000	0,0238			0,0000	0,0045					
Volume de negócios	0,0128	7,6120			0,0144	8,2178					
Dimensão da empresa	0,0010	0,6110			-0,0005	-0,2988					
Capital social	0,0050	2,9817			0,0099	5,6604					
Localização	-0,0006	-0,3662			-0,0006	-0,3617					
Atividade económica	0,0375	22,2116			0,0316	18,0218					
media_antiguidade_por_profissoes	N/D	N/D			0,0178	10,1453					
media_profi_tempo_parcial	N/D	N/D			-0,0309	-17,5966					
prop_trab_empr_1000	N/D	N/D			0,0000	0,0000					
prop_trab_irct_cobertos	N/D	N/D			0,0000	0,0000					
Todas as variáveis: Total (Q)	0,0870	51,5762			0,0864	49,2193					
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,0000044				0,0000046						
Alteração no Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U			
Média	0,1687	0,0498	0,1188	0,0000044	0,1755	0,0531	0,1224	0,0000046			
Alteração Total em Percentagem	100,0000	29,5450	70,4524	0,0026	100,0000	30,2334	69,7640	0,0026			

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal); as variáveis categóricas: educação, qualificação, irct, volume de negócios, dimensão da empresa, capital social, localização e atividade económica incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais dos capítulos 1 e 2 (e possuem as mesmas categorias omitidas); o modelo

de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; em 1991 o nº de observações para as mulheres era de 737 577 e para os homens 1 258 500; e, em 2017 o nº de observações para as mulheres era de 1 394 410 e para os homens 1 578 836.

Tabela C.2: Decomposição salarial para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Padrão, controlando nacionalidade e tipo de contrato

Bloco de período	2000-2010				2010-2017			
Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:	Média	Percentagem no Hiato Total			Média	Percentagem no Hiato Total		
FEMINIZAÇÃO	0,0154	6,7689			0,0193	10,3221		
Idade + idade_sq	0,0055	2,4214			0,0024	1,3090		
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0029	1,2817			0,0012	0,6451		
Educação	0,0065	2,8401			0,0016	0,8494		
Qualificação	0,0331	14,5225			0,0173	9,2265		
IRCT	0,0012	0,5325			0,0009	0,4682		
contrato de trabalho	0,0002	0,1044			-0,0003	-0,1381		
Nacionalidade	-0,0002	-0,0955			0,00003	-0,0134		
Volume de negócios	0,0079	3,4870			0,0129	6,8673		
Dimensão da empresa	-0,0003	-0,1164			0,0006	0,3112		
Capital social	0,0158	6,9201			0,0071	3,8189		
Localização	0,0002	0,0852			-0,0012	-0,6478		
Atividade económica	0,0225	9,8618			0,0340	18,1498		
Todas as variáveis: Total (Q)	0,1108	48,6137			0,0958	51,1682		
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,0000004				0,0000004			
Alteração no Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,2279	0,0801	0,1478	0,0000004	0,1871	0,0631	0,1240	0,0000004
Alteração Total em Percentagem	100,0000	35,1486	64,8512	0,0002	100,0000	33,7233	66,2765	0,0002

Nota: T = diferença total (homem - mulher); Q = Contribuição das diferenças nas quantidades observadas; P = Contribuição das diferenças nos preços observados; U = Contribuição das diferenças nas quantidades e preços não observados; decomposição feita através do recurso ao comando do STATA “jmpierce” (decomposição para um único período temporal), As variáveis categóricas: educação, qualificação, irct, volume de negócios, dimensão da empresa, capital social, localização e atividade económica incluem as mesmas categorias apresentadas nas regressões salariais dos capítulos 1 e 2 (e possuem as mesmas categorias omitidas); o modelo de referência é a regressão dos salários dos homens; as regressões salariais foram estimadas com erros-padrão robustos; para o período 1991-2000 o nº de observações para os homens era de 12 989 568 e para as mulheres 8 577 259; para o período 2000-2017 o nº de observações para os homens era de 26 454 471 e para as mulheres 21 264 441; e para o período 2010-2017 o nº de observações para os homens era de 11 839 856 e para as mulheres 10 240 989.

Tabela C.3: Decomposição salarial para os períodos agregados 2000-2010 e 2010-2017, Modelo Expandido, controlando nacionalidade, tipo de contrato e a proporção de trabalhadores a tempo parcial em cada profissão

Bloco de período	2000-2010				2010-2017			
	Efeito Quantidade (Q) para as (ou grupo de) variáveis:	Média	Porcentagem no Hiato Total			Média	Porcentagem no Hiato Total	
FEMINIZAÇÃO	0,0028	1,2261			0,0163	8,4367		
Idade + idade_sq	0,0041	1,7797			0,0015	0,7952		
Antiguidade + antiguidade_sq	0,0024	1,0281			0,0010	0,5362		
Educação	0,0058	2,5230			0,0064	3,3136		
Qualificação	0,0348	15,1073			0,0205	10,6230		
IRCT	0,0035	1,4987			0,0014	0,7478		
contrato de trabalho	0,0001	0,0377			-0,0001	-0,0739		
Nacionalidade	-0,0003	-0,1332			-0,0001	-0,0348		
Volume de negócios	0,0085	3,6945			0,0145	7,5111		
Dimensão da empresa	-0,00003	-0,0111			-0,0005	-0,2813		
Capital social	0,0161	7,0073			0,0119	6,1697		
Localização	0,0006	0,2691			-0,0011	-0,5875		
Atividade económica	0,0142	6,1715			0,0257	13,3503		
media_antiguidade_por_profissoes	0,0083	3,6074			0,0052	2,7119		
media_profi_tempo_parcial	0,0000	0,0000			-0,0048	-2,4904		
prop_trab_empr_1000	0,0000	0,0000			0,0000	0,0000		
prop_trab_irct_cobertos	-0,0008	-0,3362			0,0001	0,0678		
Todas as variaveis: Total (Q)	0,1001	43,4699			0,0978	50,7952		
Diferenças nas quantidades e preços não observados (U)	0,0000004				0,000001			
Alteração no Hiato Salarial Total (T = Q + P + U)	T	Q	P	U	T	Q	P	U
Média	0,2302	0,0791	0,1511	0,0000004	0,1926	0,0669	0,1257	0,000001
Alteração Total em Porcentagem	100,000	34,3625	65,6373	0,0002	100,00	34,729	65,2712	0,0002