



Universidade do Minho

Escola de Economia e Gestão

Lendina de Castro Fernandes

**Diferença Salarial entre Imigrantes e Nativos:
Evidência Empírica em Portugal**

Outubro de 2019



Universidade do Minho

Escola de Economia e Gestão

Lendina de Castro Fernandes

**Diferença Salarial entre Imigrantes e Nativos:
Evidência Empírica em Portugal**

Dissertação de Mestrado:

Mestrado em Economia Industrial e da Empresa

Trabalho realizado sob a orientação dos Professores:

Miguel Ângelo dos Reis Portela

e de

Carla Angélica da Silva da Silva Pinto de Sá

Outubro de 2019

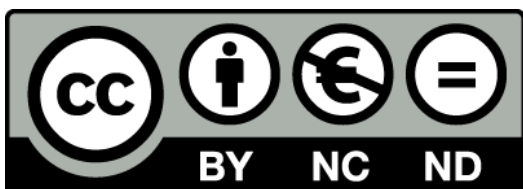
DIREITOS DE AUTOR E CONDIÇÕES DE UTILIZAÇÃO DO TRABALHO POR TERCEIROS

Este é um trabalho académico que pode ser utilizado por terceiros desde que respeitadas as regras e boas práticas internacionalmente aceites, no que concerne aos direitos de autor e direitos conexos.

Assim, o presente trabalho pode ser utilizado nos termos previstos na licença abaixo indicada.

Caso o utilizador necessite de permissão para poder fazer um uso do trabalho em condições não previstas no licenciamento indicado, deverá contactar o autor, através do RepositóriUM da Universidade do Minho.

Licença concedida aos utilizadores deste trabalho



Atribuição-NãoComercial-SemDerivações

CC BY-NC-ND

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

Agradecimentos

Ao concluir mais uma etapa importante da minha vida, gostaria de deixar um especial agradecimento a todas as pessoas que contribuíram de forma direta ou indireta no meu percurso académico, assim como no meu desenvolvimento pessoal.

Tenho muito a agradecer, primeiramente a Deus pela sabedoria e cuidado que tem me dado ao longo desses anos, e pelas pessoas sábias que tem colocado em minha vida.

A toda a minha família, em especial a senhora minha mãe, dona Lembinha Baptista, pelo seu amor incondicional e pelo melhor presente que pode me dar – o investimento em minha educação.

De igual modo, gostaria de agradecer aos meus orientadores, professores Miguel Portela e Carla Sá, por todo o suporte e dedicação demonstrado ao longo deste trabalho e destes 5 anos de percurso académico, enquanto aluna da Escola de Economia e Gestão.

Aos amigos que a vida me tem dado, Príncipe Zanguilo, Esmeralda Santareno, Ivani Luís, Raquel Silva, Cecília Alves, Ivandro Reis, Diogo Meneses, Dulce Alberto, e todos aqueles que não foram citados, por todo apoio, paciência e confiança que depositaram em mim, o meu muito obrigada por tudo.

Sem esquecer do bom amigo, professor José João Ribeiro, grata sou pela sua amizade.

A todos, muito obrigada.

DECLARAÇÃO DE INTEGRIDADE

Declaro ter atuado com integridade na elaboração do presente trabalho acadêmico e confirmo que não recorri à prática de plágio nem a qualquer forma de utilização indevida ou falsificação de informações ou resultados em nenhuma das etapas conducente à sua elaboração.

Mais declaro que conheço e que respeitei o Código de Conduta Ética da Universidade do Minho.

RESUMO

Na presente dissertação, utilizamos os dados do Quadros de Pessoal para responder à pergunta: será que existem diferenças salariais entre imigrantes e nativos no mercado de trabalho português? Considerando como imigrantes todos os indivíduos cuja a nacionalidade não é portuguesa, e com recurso a diferentes metodologias econométricas, incluindo modelos de dados em painel, os resultados obtidos mostram evidências de diferença salarial entre estes dois grupos. Pela estimação do método dos mínimos quadrados ordinários, os imigrantes ganham em média 5,7% menos que os nativos. Quando recorremos a estimação por regressão por quantis, observa-se que a diferença é maior no percentil mais baixo em comparação aos outros percentis. Os resultados também divergem para cada grupo de imigrantes, sendo que os imigrantes de países africanos recebem 11,8% menos que os nativos, e os imigrantes dos primeiros países da união europeia (EU15) ganham cerca de 5,4% mais que os nativos, quando consideramos o modelo mais completo (Modelo 3). Essa diferença em parte é explicada pela educação e pelo facto de os imigrantes encontrarem-se sobrerrepresentados em diferentes profissões.

Palavras-chave: Diferenças Salariais, Discriminação, Imigração, Quadros de Pessoal, Portugal.

ABSTRACT

We use the data of the *Quadros de Pessoal* to answer the question: there wage differences between immigrants and natives in the Portuguese labour market? Individuals with non-Portuguese nationality are considered immigrants. Estimation results of alternative econometric models, including models for panel data, suggest that there are wage differences between immigrants and natives. The OLS results reveal that immigrants receive 5,7% less than natives. The quantile regression results show that the wage gap is higher in the lowest percentiles, when compared to the highest percentiles. The results vary according to the origin of the immigrants: African immigrants earn, on average 11,8% less than natives, whereas the EU15 immigrants earn about 5,4% more than natives, when we consider a complete model (*Modelo 3*). Such difference is partly explained by occupation and education.

Keywords: Wage differential, Discrimination, Immigration, *Quadros de Pessoal*, Portugal

ÍNDICE GERAL

1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
3. DADOS	9
3.1. QUADROS DE PESSOAL.....	9
3.2. VARIÁVEIS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA.....	11
4. METODOLOGIA.....	20
4.1. MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MMQ).....	20
4.2. MODELOS DE DADOS EM PAINEL	21
MODELOS DE EFEITOS FIXOS.....	21
MODELOS DE EFEITOS ALEATÓRIOS	22
4.3. MODELO DE REGRESSÃO POR QUANTIS	24
4.4. MÉTODO DE DECOMPOSIÇÃO DE BLINDER E OAXACA.....	25
5. RESULTADOS EMPÍRICOS	27
5.1. DIFERENÇA SALARIAL MÉDIA ENTRE IMIGRANTES E NATIVOS	27
5.2. DIFERENÇA SALARIAL AO LONGO DA DISTRIBUIÇÃO SALARIAL.....	34
5.3. DECOMPOSIÇÃO DE BLINDER E OAXACA.....	39
6. CONCLUSÃO	42
BIBLIOGRAFIA.....	44
ANEXOS	49

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Caracterização dos trabalhadores (em percentagem)	11
Tabela 2: Nível de escolaridade dos trabalhadores (em percentagem)	12
Tabela 3: As principais profissões dos trabalhadores (em percentagem)	13
Tabela 4: Os principais setores de atividades em percentagem.....	13
Tabela 5: Média de trabalhadores e crescimento das vendas.....	14
Tabela 6: Distribuição das empresas por região	14
Tabela 7: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2010	15
Tabela 8: Estatística Descritiva - Trabalhadores imigrantes, 2010	15
Tabela 9: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2010	15
Tabela 10: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2011	15
Tabela 11: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2011	16
Tabela 12: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2011	16
Tabela 13: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2012	16
Tabela 14: Estatística Descritiva - Trabalhadores imigrantes, 2012	16
Tabela 15: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2012	17
Tabela 16: Resultados de estimação pelo método dos mínimos quadrados (OLS)	28
Tabela 17: Resultados de estimação pelo método dos mínimos quadrados (OLS)	31
Tabela 18: Resultados da estimação com modelos para Dados em Painel.....	33
Tabela 19: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (1)	35
Tabela 20: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (2)	36
Tabela 21: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (3).	37
Tabela 22: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (4)	38
Tabela 23: Resultados da decomposição de Oaxaca.....	41

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1.1: Densidade salarial, Nativos – Imigrantes	18
Figura 1.2: Densidade salarial, PALOP - Nativos	19
Figura 1.3: Densidade salarial, EU15 - Nativos	19

ÍNDICE DE ANEXOS

Tabela A.1: Distribuição dos Imigrantes (em percentagem).....	49
Tabela A.2: Idade dos trabalhadores (em percentagem)	49
Tabela A.3: Distribuição dos grupos de Imigrantes por profissão e Setor (em percentagem)	49
Tabela A.4: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2010	50
Tabela A.5: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2011	50
Tabela A.6: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2012	50
Tabela A.7: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2010.....	51
Tabela A.8: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2011.....	51
Tabela A.9: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2012.....	51
Tabela A.10: Estatística Descritiva - Trabalhadores da Europa do Leste, 2010	51
Tabela A.11: Estatística Descritiva -Trabalhadores da Europa do Leste, 2011	52
Tabela A.12: Estatística Descritiva -Trabalhadores da Europa do Leste, 2012	52
Tabela A.13: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2010	52
Tabela A 14: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2011	53
Tabela A 15: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2012	53

1. INTRODUÇÃO

A questão da imigração e o seu impacto na economia e na sociedade dos países recetores tem ocupado um lugar central na discussão pública em muitos países europeus, e Portugal não constitui exceção neste domínio. Tendo sido, tradicionalmente, um país de emigração, desde a sua entrada na União Europeia, Portugal tem assistido a um significativo crescimento de fluxos imigratórios.

Segundo o censo de 2011 fornecido pelo Instituto Nacional de Estatística (INE), os imigrantes representavam cerca de 3,7% do total de residentes em Portugal, sendo que 10 anos antes a percentagem era de 2,2 % (2001). A quota de imigrantes da América do Sul era a maior (29%), seguindo das quotas da comunidade Africana (24%) e Europeia (24%). Entre a população estrangeira, cerca de 61% dos indivíduos eram economicamente ativos.

Com uma população imigrante crescente e muito diversificada, importa perceber como o mercado de trabalho português se tem ajustado a esta realidade, e de que forma o tem feito. Assim sendo, a presente dissertação tem como objetivo geral analisar a posição dos trabalhadores imigrantes no mercado de trabalho português e comparar os ganhos salariais destes com os dos nativos.

Consideramos como grupos de imigrantes as comunidades mais representativas em Portugal, nomeadamente, os PALOP (Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa) que sempre tiveram uma forte presença dentro dos grupos de imigrantes, os imigrantes do Brasil, cuja a presença no país tem aumento consideravelmente, os imigrantes vindos de países do Leste da Europa (Moldávia e Ucrânia), que apesar de serem países sem alguma ligação linguística, cultural ou histórica com Portugal têm uma forte presença dentro da população estrangeira, e também consideramos os 15 primeiros países da União Europeia (EU15).

Com recurso aos dados dos Quadros de Pessoal para o período de 2010 a 2012, restringimos a amostra, considerando apenas todos os trabalhadores que são legalmente integrados no mercado de trabalho, com idades compreendidas entre os 25 e 60 anos, que estão alocados em empresas de média e grande dimensão e auferem pelo menos 80% do salário mínimo legal em Portugal.

A população imigrante presente na análise mostra ser bastante heterogénea, no geral, os imigrantes apresentam em média um nível de educação mais elevado que os nativos, mas para cada grupo em concreto, o quadro é diferente, sendo que os imigrantes provenientes da EU15 são não apenas mais escolarizados que os outros grupos, como também são mais escolarizados que os nativos. Já os imigrantes oriundos dos PALOP estão mais concentrados nos níveis inferiores de escolaridade¹.

Utilizou-se diferentes metodologias para examinar a existência de diferença salarial entre imigrantes e nativos. Os resultados encontrados sugerem que os salários entre estes diferem. Em particular, quando comparamos os salários de cada grupo de imigrantes com os nativos, os resultados são divergentes. A título de exemplo, quando examinamos as diferenças salariais entre os nativos e os imigrantes da Europa do Leste, observa-se que estes imigrantes ganham 8,7% menos que os nativos, enquanto para os imigrantes da EU15 ganham 14% mais que os nativos.

O presente trabalho prossegue dividido em várias secções. Na Secção 2 estão sistematizadas e revistas as principais contribuições da literatura em matéria de compreensão da integração dos imigrantes no mercado de trabalho em geral, e dos resultados empíricos encontrados sobre as diferenças salariais nos diferentes países. Na Secção 3 apresenta-se uma breve descrição da base de dados, *Quadros de Pessoal*, e as principais estatísticas descritivas. Na secção 4 estão apresentadas as diferentes metodologias utilizadas na análise do diferencial salarial. Na secção 5, são reportados e discutidos os resultados encontrados. Finalmente, na secção 6 encontram-se as principais conclusões.

¹ Dada a restrição feita na base de dados, a escolaridade média dos PALOP não difere significativamente da escolaridade média dos nativos. Mas no conjunto geral dos dados, estes apresentam menor escolaridade que os nativos (Ver INE, Censos 2011).

2. REVISÃO DE LITERATURA

Nas últimas décadas têm sido realizadas várias investigações sobre a imigração, que têm procurado dar respostas às diversas questões que são levantadas em volta do tema. Greenwood (1975) e Ghatak *et al.* (1996) são dois exemplos de trabalhos que sistematizam a investigação existente sobre imigração. Regra geral, a literatura que procura estudar esta questão aponta duas principais razões para que os indivíduos mudem de país: uma razão que se prende com motivos de consumo e outra razão associada a motivos de investimento (Sá *et al.*, 2004). Do ponto de vista do consumo, as pessoas que imigram fazem-no na busca de melhores lugares para viver, com melhor qualidade de vida, com ampla oferta de atividades criativas, culturais e de lazer. Sob o ponto de vista da teoria do capital humano, a imigração é tratada como um investimento, em que as decisões de mobilidade são tomadas sempre que há expectativa de melhores salários e melhores oportunidades de emprego.

No entanto, a par da vasta literatura que justifica a imigração, há também um leque alargado de estudos, que olham para as suas consequências, particularmente ao nível do mercado de trabalho (Borjas, 2003; Foged e Peri 2015). Uma das dimensões do fenómeno mais frequentemente estudada é a dos salários dos imigrantes em geral, por um lado, pelo seu possível impacto sobre os salários dos nativos, e por um lado, por se observar diferenças salariais por comparação aos nativos (Dustmann *et al.*, 2008; Aldashev *et al.*, 2012).

Dustmann *et al.* (2005) argumenta que o impacto da imigração está sobretudo relacionado com as diferentes qualificações que os trabalhadores apresentam e como a economia local se ajusta a mesma. Isto é, ao considerar que a proporção de imigrantes qualificados e não-qualificados é igual à dos nativos, não se esperam alterações observáveis no mercado de trabalho. Caso contrário, espera-se que no curto prazo ocorram choques negativos ou positivos sobre os salários e sobre os níveis de empregos, respetivamente, nos setores em que estes imigrantes são substitutos perfeitos ou complementares aos nativos (Borjas, 2010). Contudo, destaca-se que esse efeito só se verifica quando a oferta de capital é perfeitamente elástica, e num contexto de uma economia aberta e relativamente pequena (Dustmann *et al.*, 2005).

Diversos estudos empíricos realizados apresentam evidências distintas. A título de exemplo, Foged e Peri (2015) constataram que o aumento de 1 ponto percentual no emprego dos imigrantes pouco

qualificados e com habilidades em trabalhos manuais aumentava a taxa de emprego dos nativos poucos qualificados, na Alemanha, entre 1,3 a 3,1%, e nos salários o aumento era de 1 a 1,8%. Fundamenta-se que a entrada dos imigrantes no mercado de trabalho local, encorajava os nativos pouco qualificados a especializarem-se e a mudarem para empregos com melhores salários. Dustmann *et al.* (2005) estenderam a análise para o mercado de trabalho da Inglaterra. Ao controlar para a educação a partir do setor em que cada trabalhador atuava e com recurso à estimação de modelos por OLS, verificaram que a imigração apenas tinha impactos negativos sobre os nativos com níveis intermédios de educação e que o aumento de 1% da imigração sobre a taxa de participação, levava a um decréscimo de 7 pontos percentuais sobre o emprego dos nativos. Os resultados do impacto sobre os salários mostraram não ser estatisticamente significativos devido à menor quantidade de dados. No entanto, Ottaviano e Peri (2012), para os Estados Unidos, também evidenciaram que a imigração tinha um efeito que variava entre 0,6% e 1,7% sobre os salários dos nativos sem diploma do ensino médio, e um efeito positivo de 0,6% sobre os salários dos nativos com diploma do ensino médio.

Outros autores argumentam que o impacto da imigração estará sobretudo ligado à flexibilidade e às políticas de abertura do país acolhedor (Armstrong *et al.*, 2017; Carlsson *et al.*, 2018). Nomeadamente, regras sobre sindicalização, negociação coletiva e proteção para os trabalhadores, assim como outras políticas que procuram ajustar os custos no mercado de trabalho mostram que em países com políticas laborais mais rígidas, torna-se difícil verificar este efeito (Peri, 2016). Chassamboulli e Peri (2015) analisaram as políticas de combate à imigração ilegal nos Estados Unidos da América. Recorrendo a equações de *Bellman*² observaram que as políticas mais restritivas que desincentivavam a imigração, tinham um efeito negativo sobre o emprego e os salários dos nativos, pelo contrário, políticas como a legalização dos imigrantes permitiam a criação de emprego, e consequentemente o aumento do emprego e salários dos nativos.³ Glitz (2012), para a Alemanha, com a utilização do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQ) e Variáveis Instrumentais (IV)

² Equações de Bellman é um procedimento matemático de otimização dinâmica que surgiu na década de 50. O método trabalha com funções descontínuas, não diferenciais, não convexas, deterministas e estocásticas, onde, a partir da programação dinâmica, permite a possibilidade de enumeração de um problema combinatório de forma simples. Explora de forma mais direta o problema de controlo ótimo.

³ Chassamboulli e Peri (2015), nas suas análises, consideraram apenas os trabalhadores imigrantes não qualificados.

concluiu que, em média, para cada 10 imigrantes que conseguiam emprego, 3,1 dos nativos perdiam os seus. Porém não achou efeitos significativos sobre os salários, mas destaca que estes resultados poderiam estar correlacionados com a inflexibilidade do mercado de trabalho alemão, que apresentava regulações rígidas e sindicatos fortes, tornando os ajustes através dos salários mais difíceis de observar.

Apesar dos imigrantes serem muitas vezes considerados como potenciais substitutos dos nativos, Longhi (2005) e Okkerse, (2008) explicam que o efeito da imigração é muito reduzido, e algumas vezes até negligenciável, visto que certas características como a língua, a cultura (Chwick e Miller, 2005; Dustmann e Fabbri 2003), as condições das regiões local (Glitz, 2012), o país de origem (Borjas, 2000) são fatores que podem levar a que essa relação não seja muito clara.

Contudo, os trabalhos que têm centrado a sua atenção no diferencial salarial entre nativos e imigrantes, argumentam que muitos aspetos do diferencial estarão relacionados com a imperfeita transferibilidade de capital humano a nível internacional, a existência de discriminação e a assimilação incompleta (Aldashev *et al.*, 2012; Chletsos e Roupakias, 2017; Chiswick, 1978; Chiswick e Miller, 2005; Butcher e DiNardo, 2002; Matos 2012).

Aldashev *et al.* (2012) examinaram as diferenças salariais entre grandes grupos étnicos (nativos, estrangeiros e imigrantes naturalizados), baseando a sua análise em dados em painel, para a Alemanha. Os resultados a que chegaram sugeriam a existência de elevado *gap* salarial entre os grupos, isto é, os estrangeiros e imigrantes naturalizados recebiam 16,7% e 7,2% menos que os nativos, respetivamente. O tempo de residência revelou-se um determinante importante dos salários para os imigrantes. Para Portugal, Carneiro e Varejão (2012), constataram que os homens imigrantes recebiam 24,9% e as mulheres 16,3% menos que os nativos aquando a sua chegada. Friedberg (2000) também encontrou evidências semelhantes para os homens imigrantes em Israel que auferiam 25% a menos que os nativos. Chletsos e Roupakias (2017) por sua vez, analisaram as diferenças salariais entre nativos gregos e imigrantes oriundos da União europeia e fora desta. Com base ao método de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), os resultados sugeriam que mais de 60% do diferencial entre nativos e imigrantes provenientes de fora da União Europeia era explicada pela diferença no capital humano e 33% para os imigrantes da Europa.

Borjas (2010) explica que para além das diferenças nas qualificações e nos tipos de empregos gerarem uma dispersão maior dos salários num mercado de trabalho competitivo, trabalhadores igualmente qualificados que se encontram no mesmo emprego, podem observar diferenças nos salários e nas oportunidades de emprego, simplesmente por causa da etnia, género, país de origem, cultura e outras características aparentemente irrelevantes .

Neste sentido, pesquisas como de Hofer *et al.* (2017) encontram evidências de discriminação ao comparar os salários de imigrantes e nativos na Áustria. Usando o método de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) observaram a existência de um diferencial de 15 pontos percentuais contra os imigrantes, sendo que apenas 10 a 30% desta diferença era explicada pelas diferenças no capital humano. Ao controlar para a ocupação dos imigrantes para diferentes anos a componente da discriminação reduzia consideravelmente. Aldashev *et al.* (2012) usaram a educação como variável de controlo e constataram que 61% do diferencial era explicada pela parte da remuneração (parte discriminatória), sendo que trabalhadores imigrantes que obtiveram a educação fora da Alemanha eram subvalorizados neste mercado de trabalho.

Alguns autores consideram que os retornos da educação para os imigrantes, são relativamente influenciados pela forma como o mercado de trabalho do país acolhedor valoriza a educação do seu país de origem. Ou seja, o sistema educativo do país de origem dos imigrantes desempenha um papel importante na discussão sobre as diferenças (Chiswick, 1978; Friedberg, 2000; Bratsberg e Terrell, 2002; Oreopoulos, 2011). Bratsberg e Terrell (2002) procuraram evidências para os Estados Unidos e notaram que os imigrantes oriundos do Norte da Europa, Canada, Austrália e da Ásia (Japão) apresentavam retornos maiores da educação em relação aos imigrantes provenientes de países da América Latina. Isto é, para o ano de 1990, a taxa retornos da educação foi de 8,2% para os imigrantes do Japão e 2% para os imigrantes do Haiti. O que indica que os trabalhadores do Japão ganhavam o dobro (2% a mais) por obterem a educação no seu país de origem. Na Irlanda, segundo Gheasi *et al.* (2017), os imigrantes que obtiveram a educação superior em países que não pertenciam a OCDE recebiam salários relativamente mais baixos em comparação com os imigrantes graduados em países pertencentes à OCDE.

Dentro da literatura discute-se qual é o método mais apropriado para explicar o diferencial salarial, isto é, argumenta-se que analisar as diferenças salariais em torno da média por si só, não revela muito

informação. Por isso, muitas pesquisas sugerem o estudo do diferencial ao longo da distribuição salarial, isto é, considerando a mediana condicional (Chiswick e Miller, 2008; Billger e Lamarche, 2015; Cabral e Duarte, 2010; Barrett *et al.*, 2012).

Billger e Lamarche (2015) recorreram ao método de regressão por quantis e com base nos dados de BHPS do Reino Unido e centralizaram a sua análise para os imigrantes que não falavam a língua inglesa, tendo concluído que estes eram penalizados em 17% nos quantis mais baixos, mas essa diferença reduzia nos quantis mais altos. Peters (2008) constatou que os imigrantes na Alemanha eram penalizados ao longo de toda distribuição, chegando até aos 12% nos percentis superiores, e pelo método de decomposição de Melly, uma parte do diferencial era explicado pela parte da remuneração. O Diferencial salarial era cerca de 10 a 18% entre trabalhadores nativos e imigrantes, sendo que no quantis mais baixos o diferencial era de 4%. Para Portugal, Duarte e Cabral (2010) concluíram que os imigrantes se encontravam concentrados nos níveis salariais mais baixos. E apenas os provenientes da União Europeia 15 apresentavam salários mais altos que os nativos (4,6% a mais). Alexandre *et al.* (2014) justificam que imigrantes vindos do Leste da Europa e do Brasil, apesar de serem mais qualificados que os nativos portugueses estavam propensos a ganhar salários mais baixos, uma vez que se encontravam sobrerrepresentados em profissões menos qualificadas.

Recentes pesquisas têm sido realizadas com o objetivo de perceber como os imigrantes conseguem reduzir o diferencial (Chiswick, 1978; Chiswick e Miller 2005; Izquierdo *et al.*, 2009). Neste contexto, a teoria da assimilação tem ganhado espaço nos debates públicos. Várias são as investigações que têm utilizado este conceito para descrever e avaliar as disparidades salariais entre nativos e imigrantes ao longo do tempo. A teoria preconiza que as diferenças salariais entre imigrantes e nativos desaparecem gradualmente devido ao investimento no capital humano local que imigrantes realizam ao longo do tempo que permanecem no país acolhedor (Chiswick, 1978; Nielsen *et al.*, 2004). O conceito aparece pela primeira vez nas pesquisas de Chiswick (1978) nos Estados Unidos, onde constatou que o gap salarial inicial (30%) entre os nativos e imigrantes desaparecia após 15 anos de residência dos imigrantes, isto é, a taxa de assimilação anual era à volta dos 2 pontos percentuais. Encontrou-se também evidência da teoria nos trabalhos de (Izquierdo *et al.*, 2009) que constataram que, na Espanha, o *gap* salarial entre imigrantes e nativos reduzia em 15 pontos percentuais após 5 ou 6 anos de residência dos imigrantes neste país. Matos (2012) por sua vez, centrou-se no mercado

de trabalho português, e observou que o *gap* salarial entre os trabalhadores com a mesma idade era de 34% a quando da chegada dos imigrantes ao país. Para os imigrantes que se encontravam no mesmo setor, região e ocupação o diferencial era de 16%. Após 10 anos de residência o *gap* reduzia em 10 a 15 pontos percentuais, isto é, menos de 1 ponto percentual ao ano. Contudo, nem todos os estudos encontraram evidências da teoria (Hofer *et al.*, 2017).

Devido à diversidade das características dos trabalhadores imigrantes, fatores como a língua (Borjas, 2000; Chiswick, 2002), a idade (Matos, 2012), o tempo de residência e a pouca transferibilidade de capital humano (Topel, 1997; Chletsos e Roupakias, 2017) mostram divergências da teoria dentro da literatura. Por isso, Nielsen *et al.* (2004) e Izquierdo *et al.* (2009) explicam que a redução do *gap* salarial difere entre os países e entre grupos de imigrantes.

Em suma, a literatura é consensual quanto à existência de diferenças salariais entre estes dois grupos de trabalhadores. Mas outras investigações têm estendido o debate para além dos fatores observáveis dos salários (ver, Kaas *et al.*, 2012; Riach e Rich, 2002; Bertre e Mullainathan, 2004; Rooth, 2010). Biddle e Hamermesh (2013) e Lang e Lehmann (2012) argumentam que apesar dos fatores ligados ao processo de seleção/contratação, promoções não serem observados na equação do diferencial, estes têm impactos relevantes nas discussões dos ganhos salariais entre os nativos e imigrantes.

3. DADOS

3.1. QUADROS DE PESSOAL

Anualmente, as empresas em Portugal são obrigadas por lei a preencher com detalhe um inquérito elaborado pelo Ministério do Trabalho de Portugal, designado por Quadros de Pessoal. Este processo, é endereçado a todas as empresas do setor Privado com pelo menos um trabalhador. A informação recolhida por esta via é compilada numa base de dados conhecida como *Quadros de Pessoal*, que tem sido reconhecida como uma base de dados rica em informação microeconómica sobre o mercado de trabalho português. Desde 1982 a base de dados tem reunido informações detalhadas sobre as Empresas, os seus Estabelecimentos e os Trabalhadores. Para cada empresa existe informação sobre o ano de observação, a atividade económica, a localização, o volume de vendas, a indústria, o Capital Social, a dimensão da empresa medida pelo número de trabalhadores, o setor entre outras variáveis. Ao nível do estabelecimento há informação sobre a sua localização e a sua atividade económica. Os dados têm ainda informações detalhadas sobre cada trabalhador, nomeadamente, o género, a idade, a nacionalidade, o nível de escolaridade, a antiguidade na empresa, tipos de contrato, a data de admissão na empresa, a ocupação, o salário base mensal, número de horas de trabalho mensal entre outros. Todos os trabalhadores, Empresas e Estabelecimentos possuem um número único de identificação que permite acompanhá-los ao longo do tempo, mesmo nos casos em que os trabalhadores se mudam para outras empresas.

Os dados apresentam, no entanto, algumas limitações que importa destacar. Por um lado, os trabalhadores do setor público, das forças armadas, trabalhadores por conta própria e os trabalhadores domésticos não estão incluídos na base de dados. Por outro lado, apesar dos dados serem obtidos desde 1982, as informações sobre os trabalhadores para os anos de 1990 e 2001 não estão disponíveis. Acrescenta-se ainda que, caso um trabalhador deixe de fazer parte da base de dados num determinado ano, torna-se impossível saber se este trabalhador está desempregado, num dos grupos acima referidos como ficando fora deste conjunto de informação, ou na economia informal. Particularmente para os imigrantes, quando um trabalhador sai do painel é impossível saber se este imigrou para o seu país de origem ou para um país terceiro.

Assim sendo para esta análise, consideramos os trabalhadores nativos portugueses, e a comunidade de imigrantes mais representativa em Portugal, constituído pelos PALOP (Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa), Brasil, Europa do Leste e os 15 primeiros países da União Europeia (EU15).

Tendo em vista a obtenção de uma amostra representativa e concisa foram impostas algumas restrições: Trabalhadores em situações irregulares foram excluídos da análise, apenas consideramos os trabalhadores sujeitos as contribuições na Segurança Social. A nível do regime do trabalho são considerados apenas os trabalhadores por conta de outrem, com tipo de contrato sem termo, duração do trabalho a tempo inteiro e com idades compreendidas entre 25 e 60 anos, com pelo menos 2 anos de antiguidade na empresa.

O salário por hora foi calculado com base a remuneração base e as prestações regulares dividido pelo número de horas. Foram apenas considerados trabalhadores que apresentavam um salário base mensal acima dos 80% do salário mínimo legal, tendo sido excluídos trabalhadores que auferiam mais de 20000 euros por serem considerados *outliers*. Como a análise se estende para mais de um período, ajustou-se os salários tendo em consideração a inflação e utilizou-se o Índice de Preços do Consumidor (IPC)⁴ com base ao ano 2012.

No que respeita às empresas, foram consideradas apenas aquelas que apresentavam o capital social 100% privado, e cuja a natureza jurídica seja Sociedades por Quotas, Sociedades Anónimas e Sociedades Unipessoal por Quotas, e com pelo menos 100 trabalhadores. A dimensão da empresa foi calculada com base no número de trabalhadores e o volume de vendas. Quanto à região, a análise centra-se apenas em Portugal Continental, excluindo as regiões autónomas. Em caso de informações incompletas como os anos de experiência, foi considerado a experiência potencial.⁵ E também, foram excluídos todos os valores omissos (*missing values*).

⁴ Calculados pelo INE -Instituto Nacional de Estatística.

⁵ Calculada pela (idade – educação – 6*); * “considerado a idade em que o individuo começa a estudar”.

3.2. VARIÁVEIS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A maior parte da literatura que estuda a integração dos imigrantes no mercado de trabalho do país acolhedor, centra-se na comparação dos salários entre imigrantes e nativos, observando as mesmas características demográficas, anos de escolaridade, e se estes encontram-se a trabalhar nas mesmas regiões.

Uma vez impostas todas as restrições e feita a limpeza dos dados, obtivemos uma amostra representada por mais 70.000 trabalhadores e 600 empresas nos três anos. Nesta secção são apresentadas as estatísticas descritivas das principais variáveis de interesse do presente estudo.

Na Tabela 1 apresenta-se as características demográficas dos trabalhadores em geral, e a proporção de imigrantes por ano. A variável dummy, mulher assume o valor 1 para todos os trabalhadores do sexo feminino e 0 caso o contrário. Nesta amostra as mulheres representam cerca 36% no total dos trabalhadores.

Em relação à idade dos trabalhadores, no geral, o grupo mais representado é o daqueles cuja idade está compreendida no intervalo de 31 a 40 anos, sendo que o peso dos trabalhadores imigrantes neste intervalo representa 43% do total dos trabalhadores, e os nativos representam cerca de 37% (ver Anexo, Tabela A.2). Ou seja, a proporção de trabalhadores jovem adultos é maior para os imigrantes do que para os nativos.

Tabela 1: Caracterização dos trabalhadores (em percentagem)

	2010	2011	2012
Nº de trabalhadores	78511	78772	74219
Mulher	36,31	36,82	38,52
Imigrante	2,6	2,35	2,26
Idade			
< 30 anos	16,72	15,62	15,02
31 - 40 anos	36,96	37,35	37,54
41 - 50 anos	29,68	30,3	31,03
> 50 anos	16,64	16,74	17,12

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 – 2012).

Em média os imigrantes têm mais anos de escolaridade que os nativos, mas essa diferença não é, de modo geral, substancial (Tabela 2). Todavia, constata-se num dos extremos que a proporção de trabalhadores imigrantes sem escolaridade é maior que entre os nativos (2,2% e 0,63%). Dentro dos principais grupos a percentagem de trabalhadores licenciados é superior para os imigrantes da EU15, com cerca de 30%; os imigrantes do Brasil estão sobrerrepresentados no ensino secundário (37%), enquanto que os imigrantes da Europa do Leste e PALOP encontram-se sobretudo no 3º ciclo de ensino, com cerca de 39 e 33% respetivamente. Estes últimos também são os que apresentam maiores percentagem de trabalhadores sem escolaridade aproximadamente cerca de 3% para ambos.

Tabela 2: Nível de escolaridade dos trabalhadores (em percentagem)

	Nativos	imigrante	PALOP	Brasil	EU Leste	EU15
Sem escolaridade	0,63	2,18	3,02	0,68	2,91	
1º ciclo	18,26	11,35	17,79	11,41	9,19	2,25
2º ciclo	21,08	13,96	16,67	17,84	10,82	10,79
3º ciclo	25,07	31,94	33,4	23,66	38,6	15,96
Ensino Secundário	21,61	28,76	19,69	37,34	29,33	29,21
Ensino pós-Secundário	0,11	0,39	0,21	0,3	0,54	0,45
Bacharelado	2,48	2,88	1,48	2,34	2,91	8,76
Licenciatura	10,26	8,17	7,67	6,12	5,53	30,11
Mestrado	0,45	0,30	0,07	0,3	0,17	1,8
Doutoramento	0,04	0,05				0,67

Fonte: Cálculos próprios com base aos Quadros de Pessoal, (2010 - 2012).

Geralmente, os trabalhadores estão concentrados em setores de atividades e profissões especificadas. A Tabela 3 mostra a distribuição dos trabalhadores nativos e imigrantes por profissões (as profissões são classificadas a CPP2010 1 dígito). A maioria dos trabalhadores estão alocados a profissões como, operários de instalações e montagem e trabalhadores qualificados das indústrias e construção, assim como trabalhadores não qualificados. Sendo que nestas profissões a percentagem de imigrantes é maior que dos nativos em todos os anos.

Os grupos também são heterogéneos quanto às profissões, Os imigrantes da EU15 estão representados como especialista em atividades intelectuais e científicas (37%). Os da Europa do Leste exercem sobretudo a profissão de operários de instalação e montagem (49%), e os imigrantes do Brasil

e PALOP ambos se encontram distribuídos entre operários de montagem e instalação e pessoal de serviços e vendedores. Nas profissões não qualificadas, os imigrantes dos PALOP apresentam maior percentagem e os imigrantes da EU15 a menor, 18 e 5% respetivamente (Ver Anexo, Tabela A.3).

Tabela 3: As principais profissões dos trabalhadores (em percentagem)

	2010		2011		2012	
	Nativos	Imigrantes	Nativos	Imigrantes	Nativos	Imigrantes
Operários de Instalação e Montagem	25,51	30,51	26,05	32,14	26,61	30,58
Trabalhadores qualificados das indústrias	22,01	23,2	22,79	24,3	21,77	23,68
Trabalhadores dos serviços e vendedores	15,85	15,64	15,53	13,69	15,47	13,21
Trabalhadores não qualificados	7,79	15,5	7,51	15,1	7,84	17,25
Especialista das atividades intelectuais	11,53	6,59	10,79	7,31	10,93	5,83
Pessoal administrativo	17,31	8,57	17,34	7,47	17,38	9,46

Nota: A classificação utilizada é a Classificação Portuguesa das Profissões, CPP 2010 a 1 dígito.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal, (2010 - 2012).

Tabela 4: Os principais setores de atividades em percentagem

	2010		2011		2012	
	Nativos	Imigrantes	Nativos	Imigrantes	Nativos	Imigrantes
Indústrias Transformadoras	43,48	27,94	47,29	33,23	49,96	36,29
Comércio por grosso e a retalho	24,04	22,66	21,39	18,89	22,5	21,53
Construção	12,37	16,71	11,37	16,5	9,21	12,61
Transporte e Armazenagem	8,35	20,87	8,55	19,64	7,08	19,33
Saúde e Acção Social	4,51	3,54	5,4	5,03	4,64	3,63
Alojamento e Restauração	1,96	1,36	1,58	1,08	1,71	0,71

Nota: A classificação utilizada é a Classificação Portuguesa das Atividades económicas, ver3.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal, (2010 - 2012).

Relativamente aos principais setores de atividades, os trabalhadores estão centralizados em indústrias transformadoras, comércio por grosso e a retalho, construção, transporte e armazenagem como mostra a Tabela 4. Sendo que a percentagem de nativos no setor das indústrias transformadoras é maior em comparação aos imigrantes e tem aumentado ao longo dos anos, 43% (2010), 47% (2011) e 50% (2012).

Dentro dos imigrantes, os trabalhadores provenientes da Europa do Leste estão sobrerrepresentados no setor das indústrias transformadoras, seguidos pela EU15, enquanto os imigrantes do Brasil e do PALOP estão sobretudo no comércio por grosso e a retalho. Para o setor da construção há maior concentração dos imigrantes dos PALOP. E para o setor de transporte e armazenagem há uma maior concentração dos imigrantes da Europa do Leste (Ver Anexo, Tabela A.3).

Tabela 5: Média de trabalhadores e crescimento das vendas

	Nº de trabalhadores	log(vendas)
2010	449 (384,27)	17,66 (1,06)
2011	477 (402)	17,68 (1,05)
2012	483 (410)	17,69 (1,02)

Notas: Desvio padrão entre parêntesis. Nº de empresas, 658(2010); 561(2011); 619(2012);
Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Tabela 6: Distribuição das empresas por região

	2010	2011	2012
Norte	38,95	42,98	44,03
Lisboa	37,72	34,66	32,54
Centro	19,78	20,13	20,32
Alentejo	2,03	1,27	2,28
Algarve	1,51	0,96	0,84

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros do Pessoal, (2010 - 2012).

Ao nível da empresa, são consideradas 859 empresas com mais de 100 trabalhadores, cuja natureza jurídica são as Sociedades Anónimas, Sociedades por Quotas e Sociedades Unipessoal por Quotas, sendo que as sociedades anónimas representam cerca de 80% das empresas. Encontram-se situadas maioritariamente nas regiões Norte, Lisboa e no centro de Portugal. Têm, em média, cerca de 400 empregados, sendo que este número aumenta ao longo dos anos.

Tabela 7: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1231	866	381	748	988	1395	4771
Salário Real	1311	923	405	797	1052	1486	5081
Antiguidade	11	8,11	2	5	9	16	35
Educação	8,8	3,91	0	6	9	12	16
Idade	40	9,13	25	33	39	47	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 78511; salário real a preço de 2012; cálculos com base ao Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela 8: Estatística Descritiva - Trabalhadores imigrantes, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1250	976	383	737	985	1430	4656
Salário real	1331	1039	408	784	1049	1522	4959
Antiguidade	6,4	4,64	2	3	5	9	24
Educação	9,4	3,77	0	6	9	12	16
Idade	39,7	8,34	25	33	39	46	58

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 2065; salário real a preço de 2012; cálculos com base ao Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios Com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela 9: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1231	8,63	381	748	988	1394	4776
Salário real	1311	9,19	405	797	1052	1485	5086
Antiguidade	11,38	8,1	2	5	9	16	35
Educação	8,8	3,9	0	6	9	12	16
Idade	40	9,15	25	33	39	47	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 76446; salário real a preço de 2012; cálculos com base ao Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela 10: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1236	938	380	739	982	1384	5122
Salário Real	1270	963	391	758	1009	1422	5262
Antiguidade	11,5	7,98	2	5	10	16	33
Educação	8,95	3,88	0	5	10	12	16
Idade	40,5	9,01	25	33	40	48	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 78772; salário real a preço de 2012; cálculos com base ao Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros do Pessoal (2011).

Tabela 11: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1307	1270	389	740	997	144	6445
Salário real	1343	1305	405	760	1024	1485	6621
Antiguidade	6,67	4,28	2	4	6	9	24
Educação	9,44	3,66	0	6	9	12	16
Idade	40,1	8,22	25	34	39	46	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 1848; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela 12: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1235	929	381	738	982	1383	5097
Salário Real	1268	954	391	759	1009	1421	5236
Antiguidade	11,65	7,9	2	5	10	16	33
Educação	8,93	3,88	0	6	9	12	16
Idade	40,46	9,02	25	33	40	48	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 76924; salário real a preço de 2012; cálculos com base ao Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela 13: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos e imigrantes, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1214	913	380	733	952	1338	4855
Antiguidade	11,82	8,01	2	5	10	16	34
Educação	9,13	3,8	0	6	9	12	16
Idade	40,6	8,99	25	33	40	48	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 74219;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Tabela 14: Estatística Descritiva - Trabalhadores imigrantes, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1179	818	392	705	906	1397	4580
Antiguidade	7,2	4,5	2	4	6	10	25
Educação	9,5	3,5	0	6	9	12	16
Idade	40,7	8,4	25	34	40	47	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 1681;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Tabela 15: Estatística Descritiva - Trabalhadores nativos, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p95
Salário nominal	1215	915	381	734	953	1338	4861
Antiguidade	11,92	8,04	2	5	10	16	34
Educação	9,12	3,87	0	6	9	12	16
Idade	41	9	25	33	40	48	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99. O número de observações 72538;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Relativamente aos salários com base aos preços de 2012, as estatísticas revelam uma redução do salário médio real nos dois primeiros anos de 7,4% (2010) e 4,4% (2011) face ao ano 2012 (Tabela 7 a Tabela 15). O salário mediano registou uma quebra de cerca de 9,5% em 2010 e 5,7% em 2011. No nível mais alto, percentil 99, a quebra foi maior para o ano de 2011(7,7%), sendo que a diferença foi de 3,1 pontos percentuais comparativamente ao ano de 2010. A alteração do salário foi menor no nível mais baixo, cerca de 2,8% (2011) no salário mínimo. Essa variação deve-se sobretudo à conjuntura económica do período em análise, isto é, Portugal atravessava uma forte crise económica. De modo geral, observa-se uma quebra maior ao longo da distribuição salarial dos imigrantes em comparação aos nativos. Os salários dos imigrantes no percentil 25 reduziu em 10,1% em 2010 e 7,2% em 2011. E cerca de 7,6% (2010) no percentil 99, sendo que para o ano de 2011 a queda foi mais acentuada em 30,8%. Para os nativos verifica-se uma redução menor, isto é, uma quebra ligeira de 7,9% (2010) e 3,3% (2011) no percentil 25, e no nível mais alto (percentil99), a queda foi cerca de 4,4% e 7,2% nos dois respetivos anos.

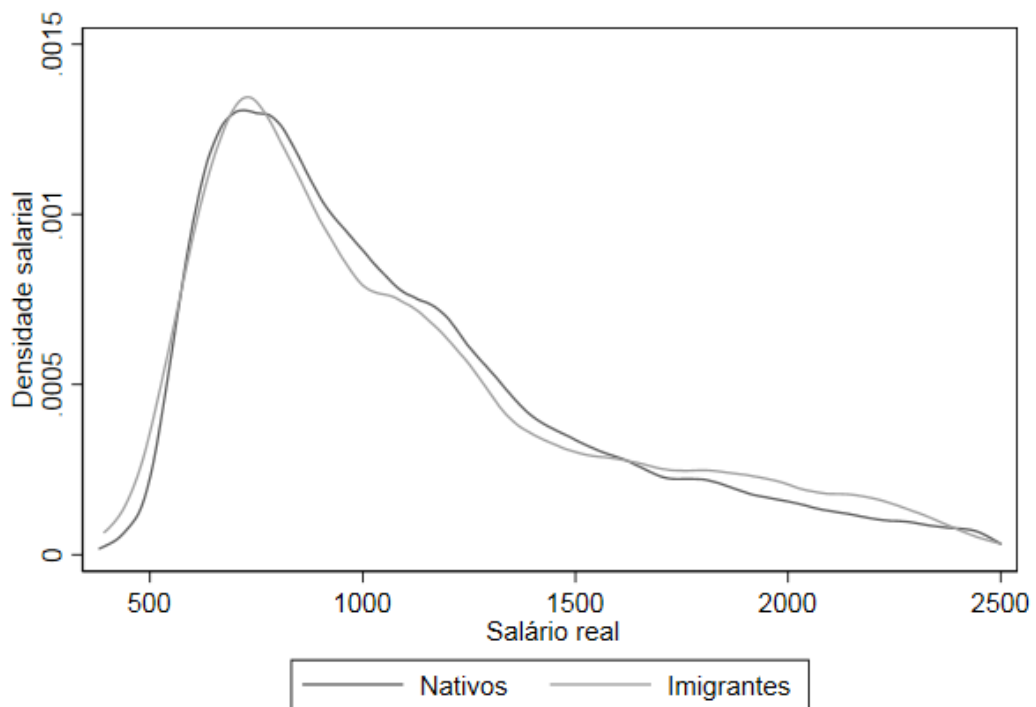
De modo geral, os dados revelam uma maior compressão ao longo da distribuição salarial dos imigrantes, comparativamente aos nativos, mesmo quando se observa os salários para cada grupo de imigrantes, Tabelas A.4 a A.15 (ver Anexo), verifica-se uma redução mais acentuada nos salários dos imigrantes dos PALOP.

A partir da Figura 1.1 consegue-se melhor visualizar a distribuição salarial dos dois grupos, e constata-se facilmente uma concentração maior dos trabalhadores em salários mais baixos; mas, a densidade salarial dos nativos mostra um ligeiro enviesamento para a direita. Quando comparamos a distribuição salarial dos imigrantes dos PALOP e da EU15 com a distribuição salarial dos nativos, Figuras 1.2 e 1.3, observa-se dois cenários distintos: os imigrantes do PALOP encontram-se mais concentrados em

salários mais baixos que os nativos, ao passo que a densidade para os imigrantes da EU15 releva uma deslocação mais a direita, o que permite concluir a partida que os nativos se encontram mais concentrados em salários mais baixos em relação a este grupo de imigrantes em particular.

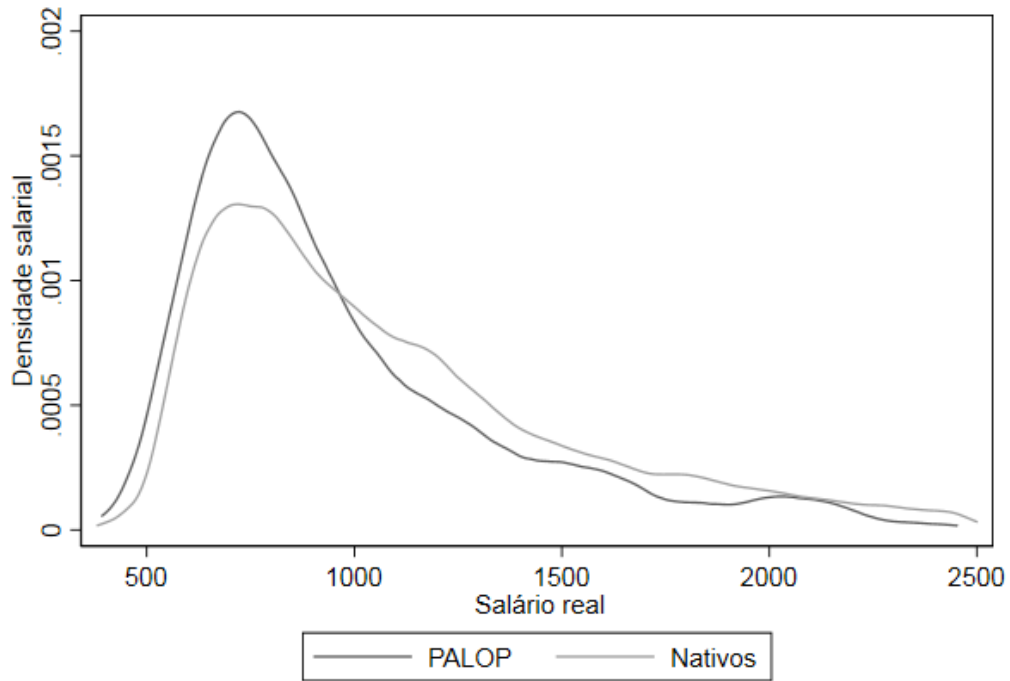
Como era expetável, a antiguidade (em anos) dos imigrantes são menores em comparação aos nativos, 7 e 12 anos, respetivamente, e mantêm-se estável ao longo dos anos. Entre os imigrantes a antiguidade é maior para os imigrantes dos PALOP e da EU15, e menor para os imigrantes da Europa do Leste e do Brasil (Ver Anexo, Tabela A.4 a A.15).

Figura 1.1: Densidade salarial, Nativos – Imigrantes



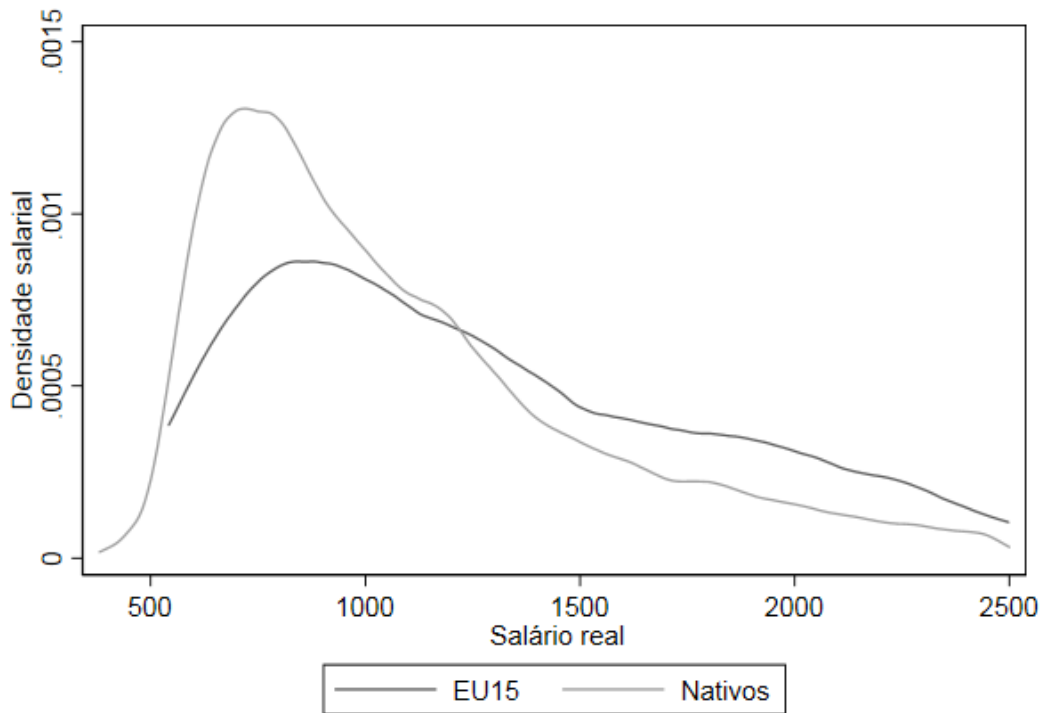
Fonte: cálculos do autor com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012)

Figura 1.2: Densidade salarial, PALOP - Nativos



Fonte: cálculos do autor com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012)

Figura 1.3: Densidade salarial, EU15 - Nativos



Fonte: cálculos do autor com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012)

4. METODOLOGIA

Para a análise empírica, utilizamos três estimadores que serão descritos em detalhes nas subsecções que se seguem; na Subsecção 4.1 será descrito o Método dos Mínimos Quadrados; na Subsecção 4.2 são apresentados os modelos para dados em painel e na Subsecção 4.3 o método de regressão por quantis. Adicionalmente na Subsecção 4.4 será especificado a decomposição salarial com base no método de Blinder e Oaxaca.

4.1. MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MMQ)

Nesta subsecção far-se-á uma breve discussão sobre um dos métodos mais utilizado na análise da diferença salarial entre nativos e imigrantes em torno da média – o método dos mínimos quadrados (MMQ).

Com base neste método e com o objetivo de explicar os determinantes da diferença, os parâmetros da população serão estimados a partir da convencional equação salarial de Mincer, considerado no seguinte modelo genérico:

$$\log(\text{salario}_{ift}) = X_{ift}\beta_t + \delta I_i + u_{ift} \quad (1)$$

onde i representa o trabalhador, f a empresa e t o momento de tempo(ano). Assim, $\log(\text{salário})$ corresponde ao logaritmo do salário real por hora do trabalhador i no ano t ; o vetor X_{ift} capta as diferentes características socioeconômicas do trabalhador i (e.g. a educação, a experiência, a profissão) e características relacionada a empresa f (e.g. a dimensão da empresa, a região, setor e outras); I representa uma variável binária igual a 1 se o trabalhador for imigrante e 0 caso contrario; u_{ift} é o termo de perturbação, também designado por erro aleatórios que inclui outros determinantes não observáveis do salário. Por último, os coeficientes β e δ representam os parâmetros a serem estimados.

De maneira a verificar a consistência dos valores estimados pelo MMQ, assumir-se-á também o pressuposto da linearidade nos parâmetros, isto é, os erros aleatório têm média condicional nula, analiticamente, $E(u_{ift}|x_{ift}, I_i) \Rightarrow E(u_{ift}) \Rightarrow Cov(u_{ift}|x_{ift}, I_i) = 0$ e o pressuposto da

homocedasticidade, isto é, a variância condicional dos erros dada a variável explicativa é constante, $V(u_{ift}|X_{ift}, I_i) = \sigma^2$; (Wooldridge 2013; Verbeek, 2008; Murteira *et al.*, 2016).

4.2. MODELOS DE DADOS EM PAINEL

Nesta subsecção a análise centra-se na estimação de modelos para dados em painel ou longitudinais. Estes dados combinam informação de dados seccionais com dados temporais, permitindo assim, acompanhar um determinado trabalhador ao longo do tempo.

Com a utilização destes modelos, conseguiremos obter estimadores mais eficientes dos parâmetros da regressão (Murteira *et al.*, 2016; Verbeek, 2008). Normalmente, os modelos de dados em painéis diferem de outros modelos pela vantagem que têm em controlar a heterogeneidade individual sobre os valores estimados, caso exista.

MODELOS DE EFEITOS FIXOS

Estes modelos consideram a presença de efeitos individuais, isto é, características intrínsecas ao trabalhador ou à empresa que são constantes, como a aptidão do trabalhador ou o desempenho da empresa, que não são observados no tempo, apresentando uma forma do tipo:

$$\log(\text{salario}_{it}) = X'_{it}\beta_i + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

onde i representa o trabalhador; t representa o ano; X_{it} é o vetor de dimensão $(k \times 1)$ com k regressores, não incluindo a constante; e α_i o fator que capta a heterogeneidade individual do trabalhador i .

Sobre os pressupostos da homocedasticidade condicional $V(u_{it}|X_{it}, \alpha_i) = E(u_{it}^2|X_{it}, \alpha_i) = \sigma^2, \forall t, i$, e da ausência de correlação condicional $\text{COV}(u_s, u_t|X_{si}, X_{tl}, \alpha) = E(u_s, u_t|X_{si}, X_{tl}, \alpha) = 0, \forall s, t, i, l$. considerando as médias individuais por trabalhador, e subtraindo ordenadamente para cada variável teremos:

$$\alpha_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}\bar{x}_i$$

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)'\beta + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (3)$$

Onde a expressão (3) representa uma equação transformada de efeitos fixos, eliminando-se assim os efeitos individuais por serem constante no tempo. Desta forma sob a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é não enviesado, isto é, o erro idiossincrático (u_{it}) não está correlacionado com as variáveis explicativa ao longo do tempo.

Uma vez que o modelo exclui os efeitos individuais por ser constante no tempo, todas as variáveis explicativas que também são constantes devem ser removidas do modelo, isto é, não podemos incluir variáveis como sexo, raça ou nacionalidade na regressão (Wooldridge, 2013).

Se aplicarmos uma regressão OLS, obteremos coeficientes denominados *within*, visto que serão obtidos utilizando as médias intra – individuais. Desta maneira, o modelo de efeitos fixos só considera a variabilidade dentro do próprio trabalhador (*within*), e assume que qualquer relação do vetor regressor com os erros aleatórios depende de α_i ⁶. Portanto, para que os estimadores sejam consistentes e cêntricos deve verificar-se:

$$E\{(X_{it} - \bar{X}_i); u_{it}\} = 0$$

E a matriz das variâncias e covariâncias do estimador OLS,

$$V(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'M_D X)^{-1}$$

Onde $M_D = I_{nT} - D(D'D)^{-1}D'$, e D corresponde a matriz das dummies de cada individuo com n colunas e nT linhas.⁷ O modelo de efeitos fixos deve apenas ser utilizado na presença de heterogeneidade individual.

MODELOS DE EFEITOS ALEATÓRIOS

Caso o pressuposto da existência de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas não se verificar, devemos considerar o modelo de dados em painel com efeitos aleatórios. Este modelo assume os mesmos pressupostos do FE, mas considera que $Cov(X_{it}, \alpha_i) = 0$, e assume α_i como

⁶ Assim como u_{it} não é observado, a heterogeneidade individual, α , também não é observado, por isso normalmente considera-se os erros aleatórios como sendo o somatório dos dois termos designado por erro composto.

⁷ (Ver a discussão adicional em Murteira *et al.*, 2016). O procedimento utilizado é uma extensão do método de LSVD (*Least Square Dummy Variable*) para amostras de grande dimensão.

sendo um fator aleatório, independente e identicamente distribuída, deste modo, o modelo de efeitos aleatórios segue a seguinte especificação:

$$\log(\text{salario}_{it}) = \beta_0 + X'_{it}\beta_i + \alpha_i + u_{it}, \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2); \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$$

Sendo que o somatório dos erros idiossincráticos (u_{it}) e o efeito individual (α_i) são tratados como erros compostos.

Os coeficientes da regressão podem ser estimados com o uso de um único dado seccionais, e pelo MMQ são considerados consistentes sob a hipótese de efeitos aleatórios, mas caso verifica-se a existência de correlação serial dos erros compostos ao longo do tempo, os erros padrão estarão incorretos, assim como as estatísticas dos testes (Verbeek, 2008; Wooldridge, 2013).

Neste caso o método dos mínimos quadrados generalizado (MQG) é usado para resolver o problema da correlação serial, com o pressuposto de N ter uma dimensão grande e T ser relativamente pequeno, presumindo que os dados em painel sejam equilibrados.

A transformação por este método será dada pela equação:

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = \beta_0(\lambda - 1) + (X_{it} - \lambda \bar{X}_i)' \beta + (u_{it} - \lambda \bar{u}_i) \quad (4)$$

Sendo que $\lambda = 1 - \left[\frac{\sigma_u^2}{\sqrt{(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)}} \right]$

Onde λ é um ponderador entre os estimadores do MQG. Quando $\lambda \approx 0$, o estimador pelo MQG é obtido pelo modelo de efeitos aleatórios e quando $\lambda \approx 1$, o estimador equivale aos efeitos fixos.

Contudo deve-se utilizar um teste F (teste de Hausman) de modo a compara qual dos dois modelos apresenta estimadores consistentes. Caso rejeita-se a hipótese nula de ausência de correlação, estaremos perante a um problema de heterogeneidade não observada, neste contexto deve-se utilizar o modelo de efeitos fixos.

4.3. MODELO DE REGRESSÃO POR QUANTIS

Portanto, dada as limitações do MMQ e pelo facto de estimar os parâmetros apenas com base a média condicional, o método de regressão por quantis tem sido muito usado na estimação das diferenças ao longo da distribuição salarial, com base na mediana condicional, fornecendo assim, informações estatísticas mais completa (koenker, 2004).

Foi proposto por Koenker e Basset (1978) e uma das suas vantagens é que proporciona estimadores mais robustos face a presença de *outliers* e a existência de heterocedasticidade não observada, deste modo, fornece informações mais completas sobre distribuição da variável dependente condicionada as variáveis explicativas, assim como, permite a inclusão de efeitos fixos nos dados em painel para o controlo a heterogeneidade (koenker, 2004; Canay, 2011).

Assumindo a formulação proposta por Buchinsky (1998), o modelo a estimar segue de forma genérica a seguinte especificação:

$$\log(\text{salário}_{ift}) = \beta_{\theta} X_{ift} + \delta_{\theta} I_i + u_{\theta ift}$$

$$\text{Com } Q_{\theta}(\log(\text{salário}_{ift}) | X_{ift}, I_i) = X_{ift} \beta_{\theta} + \delta_{\theta} I_i \quad \theta \in [0, 1]$$

onde $Q_{\theta}(\log \text{salário} | X_{ift}, I_i)$ representa a quantil de ordem θ da distribuição do logaritmo do salário condicionada ao vetor de regressores X_{ift} e I_{ift} . Assumindo que $Q_{\theta}(u_{ift} | X_{ift}, I_i) = 0$, ou seja, u_{ift} é independente de X_{ift} e I_{it} .

No presente método os estimadores diferem de quantil por quantil e são obtidos analiticamente com base na resolução de um processo de minimização da soma dos desvios absolutos ponderados assimetricamente (Chiswick, 2008):

$$\min_{\beta \in R} \sum_i \rho_{\theta} (\log \text{salário}_{ift} - x_{it} \beta_{\theta} - \delta_{\theta} I_i)$$

Onde a função ρ_{θ} denominada por *check function* é definida por $\rho_{\theta(e)} = \theta e$ se $\mathcal{E} \geq 0$ ou $\rho_{\theta(e)} = (\theta - 1)e$ se $\mathcal{E} < 0$.

Koenker e Bassett (1978) resolvem o problema com base a métodos de programação linear, os resultados são condicionados ao estimador mediano $\theta = 0,5$.

4.4. MÉTODO DE DECOMPOSIÇÃO DE BLINDER E OAXACA

Na discussão sobre a diferença do salário médio entre nativos e imigrantes, a literatura levanta a hipótese da existência de discriminação salarial, dado que podem existir outros fatores não observáveis do salário que explicam o diferencial. Como argumenta Borjas (2010), “a definição mais apropriada de discriminação no mercado de trabalho compara salários de trabalhadores igualmente qualificados”.

Diversos autores propuseram uma metodologia da diferença salarial (e.g. Blinder, 1973; Oaxaca 1973; Neumark, 1988). No presente estudo consideramos o método de decomposição de Blinder (1973) – Oaxaca (1973) por ser a mais utilizada na discussão das diferenças salariais entre imigrantes e nativos.

O método decompõe o diferencial salarial entre grupos, dividindo-os em duas partes distintas - uma parte “explicada” pelas diferenças nas características observáveis do capital humano como a educação e a experiência dos trabalhadores e outra parte “não explicada” que deriva das diferentes taxas de retornos associada a essas características. Essa última, é muito usada na literatura como medida de discriminação salarial entre nativos e imigrantes (Jann,2008; Borjas, 2010; Aldashev *et al.*, (2012). Para traduzir essa relação, formulou-se de forma genérica as seguintes equações salariais para imigrantes e nativos, tais que:

$$\text{logsalario}_N = \beta_N X_N + \mu_N$$

$$\text{logsalario}_I = \beta_I X_I + \mu_I$$

As equações traduzem a regressão do salário médio dos nativos (N) e imigrantes (I); as variáveis logsalario_N e logsalario_I correspondem ao logaritmo do salário real por hora dos nativos e imigrantes, respetivamente; Os vetores X_N e X_I representam as características sobre os trabalhadores e as empresas citadas acima; β_N e β_I designam os vetores dos coeficientes a serem estimados; Os vetores μ_N e μ_I representam os resíduos.

De acordo com as propriedades do MMQ e sob a condição de $E(u_{it}|x_{it}, I_{it}) = 0$, com $i = N, I$

tem-se definida o diferencial médio decomposto da seguinte forma:

$$\overline{\log\text{salar}io_N} - \overline{\log\text{salar}io_I} = \widehat{\beta}_N \overline{X_N} - \widehat{\beta}_I \overline{X_I}$$

Somando e subtraindo a equação pela média amostral $\widehat{\beta}_N \overline{X_I}$, descreve-se a clássica decomposição de Oaxaca-Blinder:

$$\underbrace{\overline{\log\text{salar}io_N} - \overline{\log\text{salar}io_I}}_{\text{Diferença Salarial}} = \underbrace{\widehat{\beta}_N (\overline{X_N} - \overline{X_I})}_{\text{Componente Dotação}} + \underbrace{\overline{X_I} (\widehat{\beta}_N - \widehat{\beta}_I)}_{\text{Componente Remuneração}}$$

$\widehat{\beta}_N \overline{X_I}$ representa a média amostral do salário dos nativos nas circunstâncias em que possuem as mesmas características que os trabalhadores imigrantes⁸. O lado direito da equação capta a diferença salarial explicada pela dotação do capital humano e representa o ganho salarial que os imigrantes obteriam se tivessem as mesmas característica produtivas que os nativos e o segundo termo explica as diferenças na remuneração e representa o ganho salarial que os imigrantes obteriam se fossem pagos na mesma proporção que os nativos, dada a suas características médias. A expressão formulada inclui o fator não-discriminante da estrutura salarial do nativo, pressupondo que na ausência de discriminação, os imigrantes recebem o mesmo que os nativos e vice-versa.

⁸ Esta componente também pode ser interpretada como a média salarial das imigrantes em situação que possuem as mesmas características que os nativos ($\widehat{\beta}_I \overline{X_N}$) (ver com mais detalhes, Jann, 2008).

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

Na presente secção, são reportados e discutidos todos os resultados da estimação do diferencial salarial entre imigrantes e nativos, usando os dados do Quadros do Pessoal no período de 2010 a 2012. Numa primeira fase, a análise centra-se no diferencial do salário médio obtidos através do Método dos Mínimos Quadrados (OLS) e modelos com dados em painel. A fim de perceber a diferença ao longo da distribuição salarial procedeu-se também, a estimação de modelos pelo método de regressão por quantis. Ainda no presente estudo, utilizou-se a decomposição de Blinder-Oaxaca para avaliar os determinantes do diferencial. Todos os resultados são estimados considerando apenas os trabalhadores do sexo masculino.

5.1. DIFERENÇA SALARIAL MÉDIA ENTRE IMIGRANTES E NATIVOS

Na discussão da diferença salarial pelo MMQ, especificamos um modelo de regressão linear simples (OLS1) como mostra a Tabela 16, onde controlamos apenas a educação, experiência⁹, experiência ao quadrado e variáveis temporais. Os resultados obtidos mostram evidências que vão de encontro com a literatura (Carneiro *et al.*, 2012; Matos, 2012) – a existência de disparidades salariais entre imigrantes e nativos no mercado de trabalho português.

A variável Imigrante indica que os imigrantes ganham em média cerca de 4,7% menos que os nativos. A sua magnitude varia à medida que incluímos outros controlos como a região, (OLS2), onde nota-se que estes trabalhadores passam a ganhar aproximadamente 8,4% menos, i.e., a diferença aumenta em 3,3 pontos percentuais (p.p.) em comparação ao valor anterior. No modelo mais completo, (OLS4), com a inclusão da profissão, setor e termos de interação, a diferença registada é de 5,7%. A variável Imigrante mostra ser estatisticamente significativa para todos os níveis de significância, em todos os modelos.

⁹ É considerada a experiência potencial.

Tabela 16: Resultados de estimação pelo método dos mínimos quadrados (OLS)

	OLS1	OLS 2	OLS 3	OLS 4	OLS4(Robustos)
Imigrante	-0,0474*** (0,0069)	-0,0841*** (0,0068)	-0,0505*** (0,0063)	-0,0569*** (0,0165)	-0,0569*** (0,0177)
Educação	0,0875*** (0,0004)	0,0845*** (0,0005)	0,0516*** (0,0005)	0,0515*** (0,0005)	0,0515*** (0,0005)
Experiência	0,0299*** (0,0005)	0,0296*** (0,0005)	0,0313*** (0,0005)	0,0312*** (0,0005)	0,0312*** (0,0005)
Experiência2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Algarve		0,1528*** (0,0110)	0,1931*** (0,0103)	0,1950*** (0,0106)	0,1950*** (0,0089)
Centro		0,1076*** (0,0029)	0,1031*** (0,0027)	0,0987*** (0,0028)	0,0987*** (0,0027)
Lisboa		0,1668*** (0,0025)	0,1484*** (0,0025)	0,1511*** (0,0025)	0,1511*** (0,0025)
Alentejo		0,2171*** (0,0087)	0,1427*** (0,0080)	0,1501*** (0,0083)	0,1501*** (0,0093)
Imigrante*ano2011				-0,0086 (0,0147)	-0,0086 (0,0163)
Imigrante*ano2012				-0,0324** (0,0153)	-0,0324** (0,0158)
Imigrante*Algarve				-0,0048 (0,0446)	-0,0048 (0,0404)
Imigrante*Centro				0,1242*** (0,0361)	0,1242*** (0,0191)
Imigrante*Lisboa				-0,0445** (0,0017)	-0,0445*** (0,0189)
Imigrante*Alentejo				-0,1239*** (0,0361)	-0,1239*** (0,0311)
Binaria profissão			sim	sim	sim
Binaria Setor			sim	sim	sim
R2 Ajustado	0,263	0,287	0,402	0,402	0,402
RMSE	0,4228	0,4160	0,3809	0,3809	0,3809
F (significância global)	8666,95***	5847,70***	4446,02***	3502,64***	2841,64***

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Todos os modelos incluem constante e dummies temporais. Erros-padrão entre parênteses. RMSE (*Root Mean Square Error*). No modelo ols5 erros padrão robustos. Em todos modelos o número de observações é 145399. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Relativamente aos sinais dos coeficientes da educação, experiência e experiência ao quadrado, confirma-se, tal como o esperado, que no geral apresentam valores positivos e negativos,

respetivamente. Em média observa-se que para um ano adicional de educação, o salário aumenta em 8,7%, *ceteris paribus*, sendo que a partir do OLS3, verifica-se uma redução dos salários em 3,6 p.p., resultante da inclusão de mais controlo. Um ano adicional de experiência aumenta os salários em torno dos 3% em todos os modelos. O sinal negativo do coeficiente da variável experiência ao quadrado, indica que os aumentos salariais resultantes dos anos adicionais de experiência, são decrescentes.

Em relação a região (OLS2), as estimativas mostram que as variáveis são individualmente significativas, para todos os níveis de significância. O teste de significância conjunta, rejeita a hipótese nula de que os coeficientes das regiões são simultaneamente iguais a zero, i.e., $F_{(4,14388)} = 1197,19$ com $p - value \approx 0$, e permite concluir que os salários diferem entre as regiões, sendo que na categoria base, isto é, no Norte de Portugal os salários são mais baixos em comparação com as outras regiões.

Se consideramos as diferenças salariais entre imigrantes e nativos para os diferentes anos, observa-se que comparativamente ao ano 2010 (ano base) para o ano de 2011, a diferença aumentou em 0,09 p.p. (diferença em $\log(\text{salário}) = -0,057 - 0,0086 = -0,066$) e para o ano de 2012, o aumento foi de 3,2 p.p. O termo de interação é apenas estatisticamente significativo para o ano de 2012, com o nível de significância de 5%.

Incluimos também termos de interação para perceber como as desigualdades salariais entre estes dois grupos, diferem entre as regiões. Os resultados indicam que a diferença entre imigrantes e nativos, é menor na região do Alentejo (-12%), e maior na região Centro (12,4%) respetivamente, quando comparado com a região Norte.

No presente estudo, buscamos também, examinar a diferença salarial entre os nativos e cada grupo de imigrantes, como se verifica na Tabela 17. Numa primeira etapa, restringimos a análise para um modelo mais simples, com o controlo da educação, experiência, experiência ao quadrado e variáveis temporais. Os resultados revelam maior diferença para os imigrantes dos PALOP, sendo que estes ganham em média 9,4% menos que os nativos (Modelo 1), a amplitude vai aumentando com a inclusão de mais controlo. No modelo mais completo (Modelo 3) a diferença aumenta em 2,4 p.p., em comparação ao Modelo 1, isto é, com a inclusão de mais variáveis como a profissão e o setor, a diferença salarial entre os nativos e os imigrantes dos PALOP é cerca de 11,8%. Os resultados estimados são estatisticamente significativos, para todos os níveis de significância. Já os imigrantes

da Europa do Leste ganham em média 8,7% menos que os nativos (Modelo 2), e no modelo3 observa-se uma redução de 4,16 p.p. Para os imigrantes do Brasil, não se verifica diferenças substanciais quando observamos o Modelo 1 e Modelo 3, os resultados revelam uma diferença de 1,7%, mas não são significantes, do ponto de vista estatístico. Porém no Modelo 2, nota-se que os Brasileiros ganham cerca de 6,4% menos que os nativos. Os imigrantes da EU15, apresentam um cenário diferente, os resultados mostram que estes ganham 14% mais que os nativos, sendo que para o modelo completo (Modelo 3) essa diferença reduz consideravelmente, visto que se constata uma diferença de 5,4% que é significativa ao nível de 10%. Como explica Cabral *et al.* (2012) e Alexandre *et al.* (2014), parte deste diferencial é explicado, pelo facto de os imigrantes estarem concentrados em setor de atividade cujos salários em média são baixos.

Os modelos apresentados nas Tabelas 16 e 17 são globalmente significativos, para todos os níveis de significância. E a inclusão de mais variáveis, melhora a qualidade de ajustamento e reduz o RMSE, sendo que o modelo OLS4 é o que apresenta melhor coeficiente de determinação.

Como o MMQ assume o pressuposto da homocedasticidade. Neste sentido, realizamos o teste de White para examinar a existência de heterocedasticidade. Sob a hipótese da homocedasticidade, rejeitamos a hipótese nula da variância constante, i.e., $\chi^2_{246} = 466,3$ com $p - value \approx 0$.

De modo a corrigir a matriz de variâncias e covariâncias, procedemos à estimação dos modelos, considerando os erros padrão robustos (OLS4 robustos). Assim como todos os modelos reportados na Tabela 17 apresentam erros padrão robustos.

Apesar dos resultados obtidos pelo MMQ mostrarem-se consistentes, existe o problema da heterogeneidade não observada, muito debatido na literatura, que não são considerados nestes modelos. Isto é, a existência de fatores não observados que podem estar correlacionados com algumas das variáveis explicativas, como exemplo, a aptidão inata do trabalhador pode estar correlacionada com a educação, caso verifica-se este problema os resultados estimados pelo MMQ serão enviesados.

Tabela 17: Resultados de estimação pelo método dos mínimos quadrados (OLS)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
PALOP	-0,0941*** (0,0167)	-0,1567*** (0,0169)	-0,1180*** (0,0148)
Brasil	-0,0167 (0,0169)	-0,0639*** (0,0169)	-0,0176 (0,0147)
Europa do Leste	-0,0629*** (0,0108)	-0,0868*** (0,0107)	-0,0452*** (0,0092)
EU15	0,1436*** (0,0327)	0,1391*** (0,0330)	0,0537* (0,0277)
Educação	0,0874*** (0,0005)	0,0844*** (0,0005)	0,0516*** (0,0005)
Experiência	0,0297*** (0,0005)	0,0296*** (0,0005)	0,0313*** (0,0005)
Experiência2	-0,0026*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Algarve		0,1523*** (0,026)	0,1929*** (0,0087)
Centro		0,1076*** (0,0029)	0,1029*** (0,0027)
Lisboa		0,1676*** (0,0026)	0,1490*** (0,0025)
Alentejo		0,2177*** (0,0104)	0,1429*** (0,0089)
Binária Profissão			sim
Binária Setor			sim
R - Quadrado	0,2605	0,2873	0,4024
RMSE	0,4227	0,4158	0,3808
F (significância global)	3965,31***	3272,23***	3171,66***

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Todos os modelos incluem constante e variáveis temporais. Erros-padrão entre parênteses, em todos os modelos são reportados Erros-padrão (robustos). RMSE (*Root Mean Square Error*). Em todos os modelos o número de observação é 145399. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Neste contexto, recorreremos aos modelos de dados em painel e estimamos um modelo de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, de modo a controlar para a heterogeneidade não observada dos trabalhadores. Como mostra a Tabela 18, consideramos as mesmas variáveis do modelo estimado pelo MMQ para o modelo de efeitos aleatórios. No modelo de efeitos fixos, não consideramos a variável Imigrante, porque não varia com o tempo. Wooldridge (2013) na sua abordagem, considera que a educação também pode ser constante ao longo do tempo, visto que alguns trabalhadores que já se encontram no mercado de trabalho levam algum tempo para retomarem aos estudos. Neste caso, examinamos a variabilidade da variável educação pela transformação do efeito fixos (*within*) e foi possível observar

uma variação da educação, o que explica a existência de trabalhadores que continuaram os estudos no período em análise.

Tal como o MMQ, o modelo de efeitos aleatórios assume o pressuposto de ausência de correlação entre o termo de perturbação e as variáveis explicativas. Neste sentido, a Tabela 18 mostra que os resultados estimados pelo modelo de efeitos aleatórios robustos não diferem muito dos obtidos pelo MMQ robustos. Isto é, a magnitude do coeficiente da variável Imigrante reduz ligeiramente para 4,8%. Mas as estimativas das variáveis Imigrante*2011 e Imigrante*2012 caem consideravelmente no modelo de efeitos aleatórios e no modelo de efeitos fixos, sendo que o sinal da variável Imigrante*2011 passa a ser positivo.

Apesar destes coeficientes não serem estatisticamente significativos, com a eliminação dos efeitos não observados, pelo modelo de efeitos fixos, as diferenças salariais entre imigrantes e nativos reduzem em 0,025 p.p. no ano 2011 e aumentam apenas em 1,1 p.p. em 2012 em comparação com o ano de 2010, o que implica dizer que as diferenças são apenas maiores quando os resultados não estão condicionados à heterogeneidade não observada.

Relativamente à educação, o seu resultado mostra-se estável no modelo com efeitos aleatórios, mas reduz consideravelmente com a inclusão de efeitos fixos, e não mostra ser estatisticamente significativa, o que se justifica com a existência de correlação desta variável com o efeito não observado, isto implica dizer, que o impacto da educação nos salários está condicionado à heterogeneidade não observada.

A diferença salarial entre imigrantes e nativos nas diferentes regiões continua a ser um fator importante com a inclusão de efeitos fixos. A sua magnitude reduz razoavelmente, sendo que as regiões mostram ser estatisticamente significante no modelo de efeitos fixos.

Por fim, para considerarmos qual dos modelos apresenta estimativas mais consistentes, (efeitos fixos ou aleatórios), realizamos o teste de Hausman. Sob a hipótese nula do estimador de efeitos aleatório apresentar estimadores mais consistentes, rejeitamos a hipótese nula para $H = 36302,61$ com um *p-value* de aproximadamente zero, sendo escolhido o estimador de efeitos fixos.

Tabela 18: Resultados da estimação com modelos para Dados em Paineis

	OLS(Robustos)	RE(Robustos)	FE(Robustos)
Imigrante	-0,0569*** (0,0177)	-0,0488** (0,0207)	
Educação	0,0515*** (0,0005)	0,0513*** (0,0007)	0,0003 (0,0013)
Experiência	0,0312*** (0,0005)	0,0305*** (0,0006)	
Experiência2	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	
Algarve	0,1950*** (0,0089)	0,2015*** (0,0109)	-0,0372 (0,0294)
Centro	0,0987*** (0,0027)	0,0917*** (0,0038)	-0,0907** (0,0351)
Lisboa	0,1511*** (0,0025)	0,1614*** (0,0033)	-0,0209*** (0,0077)
Alentejo	0,1506*** (0,0093)	0,1634*** (0,0113)	-0,1609** (0,069)
Imigrante*ano2011	-0,0086 (0,0163)	0,0049 (0,0106)	0,0025 (0,0109)
Imigrante*ano2012	-0,0324** (0,0158)	-0,0105 (0,0098)	-0,0104 (0,0105)
Imigrante*Algarve	-0,0048 (0,0405)	-0,0074 (0,0559)	0,3566 (0,3423)
Imigrante*Centro	0,1242*** (0,0191)	0,0936*** (0,0245)	0,0325*** (0,0336)
Imigrante*Lisboa	-0,0445** (0,0189)	-0,0522** (0,0237)	0,0019 (0,0329)
Imigrante*Alentejo	-0,1239*** (0,0311)	-0,1364*** (0,0394)	0,1246*** (0,0015)
R2 Within R2 between R2overall	0,403	0,013 0,43 0,40	0,024 0,06 0,05
RMSE	0,3809	0,1856	0,1317
ρ		0,77	0,87
F (significância global)	2841,64***		

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Todos os modelos incluem constante, variáveis temporais, profissão e setor. Erros-padrão entre parênteses. RMSE (*Root Mean Square Error*). Todos modelos reportam erros padrão (robustos). Em todos modelos o número de observações é 145399. O FE(Robusto) inclui efeitos fixos dos trabalhadores. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

5.2. DIFERENÇA SALARIAL AO LONGO DA DISTRIBUIÇÃO SALARIAL

Nas últimas décadas, vários têm sido os debates sobre a importância de considerarmos não apenas as diferenças salariais em torno da média, mas também, ao longo de toda a distribuição. Muitos estudos empíricos defendem que na discussão do diferencial salarial, os resultados estimados pelo método de regressão por quantis revelam um quadro mais amplo e com informações mais precisas sobre essas desigualdades. Neste contexto, recorrendo a essa metodologia procedeu-se a estimação das disparidades salarial entre imigrantes e nativos nos quantis 25, 50, 75 e 90 da distribuição.

Tal como no método OLS numa primeira instância, consideramos um modelo simples, com controlos para a educação, a experiência em polinómio de 2º grau e variáveis temporais. Nesta ordem, como se evidencia na Tabela 19, os imigrantes deparam-se com desigualdades por volta de 8,1% na extremidade inferior da distribuição, percentil 25. A diferença é menor no percentil 50, i.e., menos 3,9 p.p. quando comparado com os trabalhadores que se encontram no percentil 25. Subsequentemente para os quantis mais elevados, constata-se que os imigrantes ganham mais que os nativos, atingindo resultados máximos de 3% no percentil 90. Esta discrepância de resultados, em parte deve-se a diversidade dos imigrantes presente na análise. Comparativamente, os resultados medianos não diferem de forma substancial dos resultados médios estimados pelo MMQ, no entanto, comprova-se que a estimação por regressão por quantis constitui uma medida mais favorável na discussão da desigualdade salarial, porque permite-nos examinar as disparidades nas extremidades da distribuição.

A respeito da educação, nota-se que os seus retornos são maiores para os trabalhadores que se encontram nos quantis superiores da distribuição. Como mostram os resultados, um ano adicional de educação aumenta os salários dos trabalhadores no percentil 25 em 6,7%, enquanto para os trabalhadores no percentil 90, o aumento é de 11%. Quanto a variável experiência, observa-se que para um ano adicional de experiência, os salários aumentam em 2,4%. No geral a sua magnitude vai crescendo ligeiramente ao longo da distribuição. Os aumentos salariais proporcionados aos incrementos da experiência, são decrescentes.

Do mesmo modo, quando observamos a diferença dentro dos grupos (Tabela 20), as estimativas mostram que os trabalhadores africanos, i.e., os PALOP são mais penalizados que os outros grupos ao longo da distribuição, de notar que a magnitude da diferença vai diminuindo entre os quantis. Como

se constata na Tabela 12, a diferença salarial deste grupo com os nativos é maior nos percentis mais baixos, cerca de 13% no percentil 25 e 50, e para os percentis mais altos (percentil 90) essa diferença é bastante reduzida, mas não é estatisticamente significativa.

Os imigrantes da Europa do Leste, aparentam ser o segundo grupo que se depara com maiores disparidades em comparação com os nativos, mas os resultados oscilam ao longo da distribuição; como se vê, nos percentis 25, 50, e 90 estes imigrantes recebem menos que os nativos, e apenas no percentil 75 se nota o oposto. i.e., ganham 3,7% mais que os nativos. Sendo que os trabalhadores que se encontram no percentil 25 são mais penalizados, recebem cerca de 7,9% menos que os nativos. Para os imigrantes brasileiros, as desigualdades são negativas até ao percentil 50. A partir do percentil 75 observa-se que os trabalhadores que se encontram neste percentil ganham mais que os nativos, chegando a receber 13% mais no percentil 90.

Tal como esperado, os imigrantes da EU15, apresentam maiores ganhos salariais que os nativos, ao longo de toda a distribuição, mas no nível inferior da distribuição os ganhos são menores e estatisticamente não significativos. A partir do percentil 50 constata-se uma diferença por volta dos 14%, e cerca de 23% para os trabalhadores que se encontram no percentil 90, ou seja, a diferença entre estes imigrantes e os nativos é maior nos percentis superiores.

Tabela 19: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (1)

	q25	q50	q75	q90
Imigrante	0,0814 (0,0073)	0,0423 (0,0069)	0,0214 (0,0109)	0,0302 (0,0137)
Educação	0,0672*** (0,0005)	0,0869*** (0,0005)	0,1020*** (0,0005)	0,1091*** (0,0008)
Experiência	0,0238*** (0,0004)	0,0305*** (0,0005)	0,0369*** (0,0007)	0,0428*** (0,0013)
Experiência2	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004 (0,0000)
Observações	145399	145399	145399	145399
Pseudo R-quadrado	0,0905	0,1258	0,1744	0,2098

Notas: Níveis de significância *** 1%, ** 5%, * 10%. Erros-padrão entre parênteses. q25: quantil 25; q50: quantil 50; q75: quantil 75; q90: quantil 90. Todos os modelos incluem constante e variáveis dummies temporais. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Tabela 20: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (2)

	q25	q50	q75	q90
PALOP	-0,1329*** (0,0098)	-0,1295*** (0,0173)	-0,0832*** (0,0221)	-0,0387 (0,0326)
Brasil	-0,0411** (0,0167)	-0,0341** (0,0147)	0,0381* (0,0235)	0,1329*** (0,0423)
Europa do Leste	-0,0787*** (0,0156)	-0,0279 (0,0186)	0,0374*** (0,0191)	-0,0131 (0,0128)
EU15	0,0358 (0,0372)	0,1444*** (0,0325)	0,2007*** (0,0503)	0,2314*** (0,0445)
Educação	0,0672*** (0,0005)	0,0868*** (0,0006)	0,1020*** (0,0007)	0,1091*** (0,0006)
Experiência	0,0238*** (0,0004)	0,0305*** (0,0006)	0,0369*** (0,008)	0,0429*** (0,0012)
Experiência 2	-0,0002 (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Observações	145,399	145,399	145,399	145,399
Pseudo R-quadrado	0,0907	0,1261	0,1746	0,2101

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Erros-padrão entre parênteses. q25: quantil 25; q50: quantil 50; q75: quantil 75; q90: quantil 90. Todos os modelos incluem constante e variáveis temporais. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 -2012).

Para obtermos resultados mais robustos, e perceber em que medida a adição de mais variáveis altera a magnitude e a tendência dos coeficientes nos quantis em análise, consideramos o controlo da região, profissão e setor de atividade, como estão reportados na Tabela 21. As estimativas revelam que com a inclusão destas variáveis citadas, a amplitude dos coeficientes diminui de modo geral. Relativamente a variável Imigrante, as diferenças perduram negativas em toda a distribuição, tal como no modelo anterior, isto é, os imigrantes nos níveis mais baixos continuam a receber menos (7,6%) com uma diferença de 5,3 pontos percentuais em comparação a desigualdade dos imigrantes nos níveis mais altos.

Para as restantes variáveis, de igual modo, os resultados apresentam uma amplitude menor face aos resultados expostos anteriormente. Um ano adicional de educação aumenta os salários dos trabalhadores no quantil 25 em 4,2%, quanto para os trabalhadores que se encontram no quantil 75 verifica-se um aumento de 5,8%. A experiência mostra resultados consideravelmente estáveis em toda a distribuição, face ao modelo anterior.

Quanto ao controlo das outras variáveis como a região, tal como nos modelos apresentados pelo MMQ, os salários diferem de região consideravelmente. Sendo que trabalhadores do norte que se encontram nos níveis mais elevados da distribuição são mais penalizados que os trabalhadores do norte que se encontram nos quantis mais baixos em comparação com os trabalhadores de outras regiões, como exemplo, os indivíduos que encontram-se no quantil 25 e trabalham no norte recebem 20% e 10% a menos que indivíduos localizados em Algarve e em Alentejo. Enquanto que, para os trabalhadores do norte que se encontram no quantil 90, a diferença é cerca de 24% menos para ambas as cidades.

Dentro dos diferentes grupos, as diferenças prevalecem, sendo que para os imigrantes africanos observa-se um aumento significativo do diferencial. Como mostra a Tabela 22, as disparidades se mantêm no percentil 25 (13%), mas no percentil superior que os trabalhadores recebem 10,8% menos que os nativos. Quanto aos brasileiros, as diferenças vão reduzindo ao longo da distribuição, mas revelam não ser significativas no quantil 50 e 75. Prosseguindo para os imigrantes do Leste da Europa, constata-se que estes são penalizados em todos os quantis, mas a amplitude vai reduzindo gradualmente. Os imigrantes da EU15 revelam valores discrepantes em comparação aos resultados anteriores, visto que no quantil 25 e 50 passam a receber menos que os nativos, mas os resultados não são estatisticamente significantes, e no quantil 75 e 90 observa-se o oposto, isto é, recebem mais que os nativos, aproximadamente 9,7% e 13%, respetivamente.

Em síntese os resultados estimados na maioria dos modelos, revelam conclusões que vão de encontro com a literatura. Como a aplicação do método de regressão por quantis permite considerar a heterogeneidade não observada, não foram estimados os resultados deste método com base nos efeitos fixos.

Tabela 21: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (3)

	q25	q50	q75	q90
Imigrante	-0,0762*** (0,0073)	-0,0522*** (0,0099)	-0,0376*** (0,0083)	-0,0231 (0,0131)
Educação	0,0425*** (0,0006)	0,0511*** (0,0006)	0,0584*** (0,0006)	0,0620*** (0,0009)
Experiência	0,0256*** (0,0005)	0,0319*** (0,0005)	0,0359*** (0,0005)	0,0347*** (0,0008)
Experiência2	-0,0003 (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Algarve	0,2014***	0,1758***	0,2147***	0,2399***

	q25	q50	q75	q90
	(0,0096)	(0,0098)	(0,0165)	(0,0225)
Centro	0,0869***	0,0951***	0,1389***	0,1281***
	(0,0029)	(0,0033)	(0,0054)	(0,0071)
Lisboa	0,1475***	0,1497***	0,1665***	0,1469***
	(0,0028)	(0,0021)	(0,0032)	(0,0045)
Alentejo	0,0992***	0,1386***	0,1911***	0,2416***
	(0,0086)	(0,0071)	(0,0134)	(0,0206)
Observações	145399	145399	145399	145399
Pseudo R-quadrado	0,1866	0,2284	0,2652	0,2899

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Erros-padrão entre parênteses. q25: quantil 25; q50: quantil 50; q75: quantil 75; q90: quantil 90. Todos os modelos incluem constante variáveis temporais, profissão e setor. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios, Quadros de Pessoal (2010 -2012).

Tabela 22: Resultados da estimação utilizando métodos de regressão por quantis (4)

	q25	q50	q75	q90
PALOP	-0,1314***	-0,1469***	-0,1362***	-0,1078***
	(0,0147)	(0,0164)	(0,0186)	(0,0235)
Brasil	-0,0412***	-0,0170	-0,0044	0,0719*
	(0,0149)	(0,0152)	(0,0184)	(0,0313)
Europa do Leste	-0,0539***	-0,0224*	-0,0282*	-0,0433**
	(0,0104)	(0,0152)	(0,0096)	(0,0109)
EU15	-0,0117	-0,0064	0,0972***	0,1310***
	(0,0231)	(0,0398)	(0,0193)	(0,0396)
Educação	0,0424***	0,0510***	0,0583***	0,0622***
	(0,0005)	(0,0006)	(0,0009)	(0,0010)
Experiência	0,0255***	0,0321***	0,0358***	0,0347***
	(0,0005)	(0,0005)	(0,0006)	(0,0012)
Experiencia2	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Algarve	0,1994***	0,1769***	0,2143***	0,2401***
	(0,0139)	(0,0102)	(0,0131)	(0,0204)
Centro	0,0866***	0,0946***	0,1387***	0,1286***
	(0,0029)	(0,0037)	(0,0041)	(0,0045)
Lisboa	0,14865***	0,1504***	0,1671**	0,1475***
	(0,0027)	(0,0024)	(0,0018)	(0,0046)
Alentejo	0,0992***	0,1366***	0,1902***	0,2435***
	(0,0099)	(0,0122)	(0,0125)	(0,0173)
Observações	145399	145399	145399	145399
Pseudo R-quadrado	0,1868	0,2286	0,2654	0,2902

Notas: Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Erros-padrão entre parênteses. q25: quantil 25; q50: quantil 50; q75: quantil 75; q90: quantil 90. Todos os modelos incluem constante, variáveis temporais, profissão e setor. A variável dependente corresponde ao logaritmo do salário real por hora.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 – 2012).

5.3. DECOMPOSIÇÃO DE BLINDER E OAXACA

Para aprofundar e melhor compreender as discussões em volta da diferença salarial entre imigrantes e nativos, consideramos importante trazer a abordagem da discriminação salarial no presente estudo. Para tal, recorreremos à utilização da decomposição de Blinder e Oaxaca, e focamos a análise entre os imigrantes e nativos numa primeira instância, e de seguida, decomponemos o salário apenas entre os nativos e os imigrantes dos PALOP. A razão para esta escolha, está no facto de este grupo de imigrantes apresentar maior diferencial com base nas análises anteriores.

Assim sendo, a Tabela 23, expõe os resultados da decomposição. O Modelo 1 apresenta o *gap* salarial com base nos controlos da educação, experiência, experiência ao quadrado e variáveis temporais.

As estimativas mostram que o diferencial é bastante reduzido, quando comparamos os imigrantes com os nativos, isto é cerca de 0,07%, e revelam não ser estatisticamente significativo. O sinal negativo da componente da dotação mostra que esta componente contribui para o diferencial de forma desfavorável para os imigrantes. O que implica dizer, caso os imigrantes tivessem as mesmas características médias, relacionadas com a educação e a experiência, o *gap* salarial seria menor em comparação aos nativos, isto é, reduziria em 3,6% (Modelo 1).

Mesmo quando controlamos para outras variáveis como a profissão e o setor, o diferencial mantém-se estável, mas, o efeito da componente de dotação é maior, isto é, para além das variáveis já mencionadas, caso os imigrantes se encontrassem a trabalhar nas mesmas profissões e nos mesmos setores que os nativos, o diferencial reduziria em 6,2 p.p. A parte não explicada, representa o ganho salarial que imigrantes obteriam caso fossem pagos na mesma proporção que os nativos, dada as suas características médias, isto é, caso não existisse discriminação os imigrantes receberiam 4,8% menos que os nativos (Modelo 1). As duas componentes mostram ser estatisticamente significativas, para todos os níveis de significância.

Quando comparamos os resultados do diferencial entre os imigrantes dos PALOP e os nativos, é possível observar que o *gap* salarial é muito elevado, cerca de 9,1% (Modelo 3) e estatisticamente significativo para todos os níveis de significância usuais. O sinal positivo da componente explicativa, mostra que o efeito da componente reduz o diferencial, isto é, caso os nativos tivessem as mesmas

características produtivas que os imigrantes PALOP, ganhariam 0,29% menos, e se consideramos a profissão e o setor, este valor aumentaria em 2,8 p.p. A parte discriminatória contribui para o aumento do diferencial, implica que, há fatores não observáveis que reforçam a existência deste diferencial. Neste contexto, caso não existisse discriminação no mercado de trabalho os nativos ganhariam 9,8% menos (Modelo 3) se fossem pagos na mesma proporção que os imigrantes dos PALOP, dadas as suas características médias.

Contudo, não podemos concluir que existe um grau elevado de discriminação salarial, uma vez que existem outros fatores que não foram discutidos na análise, que podem estar a contribuir de forma significativa para a explicação do diferencial.

Portanto é preciso salientarmos que, apesar do método de decomposição de Blinder e Oaxaca ser muito utilizado na literatura, vários estudos apontam limitações e fragilidades do método. Entre os quais, podemos destacar o problema do número índice, no qual os resultados estimados podem ser sensíveis e inconsistentes quanto à escolha da estrutura salarial referente à componente não discriminante, neste caso, o trabalho de Neumark (1988) procura responder a esta limitação. Heckman (1979) por sua vez, considera que os resultados da decomposição podem ser enviesados, visto que a amostra considerada no diferencial pode não ser aleatória. Uma vez que os trabalhadores podem auto selecionarem-se para trabalhar em determinados setores. O autor propõe um modelo para a resolução deste problema (ver com mais detalhe, Heckman, 1979).

Embora neste trabalho não foi possível estimar o diferencial salarial considerando a mediana condicional, muitos estudos recorrem ao método de decomposição de Machado e Mata (2005) e Ñopo (2008) para analisar a existência de diferencial entre os grupos nos diferentes quantis.

Tabela 23: Resultados da decomposição de Oaxaca

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Nativos	1,9611*** (0,0013)	1,9611**** (0,0013)	1,9611*** (0,0013)	1,9611*** (0,0013)
Imigrantes	1,9677*** (0,0081)	1,9677*** (0,0081)		
PALOP			1,8699*** (0,0185)	1,8699*** (0,0185)
Diferença Salarial	-0,0065 (0,0082)	-0,0065 (0,0082)	-0,091*** (0,0185)	-0,0912*** (0,0185)
Componente Dotação	-0,0357*** (0,0039)	-0,0623*** (0,0081)	0,0029 (0,0095)	0,0285*** (0,0101)
Componente Remuneração	0,0480*** (0,0079)	0,0504*** (0,0069)	-0,0982*** (0,0168)	-0,1197*** (0,0148)

Nota: Erros padrão entre parêntesis. Níveis de significância *10%, **5%, ***1%. Nos Modelos 1 e 2 é utilizada como referência não discriminante a estrutura salarial dos imigrantes. Nos Modelos 3 e 4 é utilizada como referência não discriminante a estrutura salarial dos nativos.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 – 2012).

6. CONCLUSÃO

Neste estudo, consideramos observar a integração dos imigrantes no mercado português, centrado a atenção no grupo de imigrantes mais representativos em Portugal, com objetivo de estudar a existência de diferenças salariais entre estes e os nativos.

Utilizamos os dados do Quadros do Pessoal para o período de 2010 a 2012, e com recurso às diferentes metodologias utilizadas na literatura, foi possível observar disparidades salariais entre estes dois grupos de trabalhadores e concluir que os imigrantes ganham 5,7% menos que os nativos. Também se comparou os salários de cada grupo com dos nativos, e os resultados estimados revelam que os imigrantes dos PALOP são mais penalizados que os outros grupos, isto é, recebem 11,8% menos que os nativos. Para os imigrantes do grupo 15 da União Europeia verifica-se o contrário, os imigrantes deste grupo ganham 5,4% mais que os nativos. A explicação destas disparidades está sobretudo na diferença de educação e de profissões.

Quer com a estimação por OLS ou pela regressão por quantis, as diferenças reduzem consideravelmente quando controlamos para um conjunto mais alargado de variáveis. Também se utilizou os modelos para dados em painel, modelos de efeitos fixos e modelos de efeitos aleatórios. Este último apresenta resultados semelhantes ao do OLS, mas recorrendo ao teste de Hausman, dá-se a preferência no uso do modelo de efeitos fixos.

Estudos sobre as diferenças salariais entre imigrantes e nativos são extensos na literatura. Várias pesquisas mostram evidências empíricas de existência de diferenças para diferentes países (Chiswick, 1978; Aldashev *et al*, 2012; Chletsos e Roupakias, 2017). Em Portugal, alguns investigadores como Cabral e Duarte (2010), Carneiro e Varejão (2012) e Matos (2012) também centraram a sua atenção sobre a questão, tal como neste trabalho encontraram evidências de diferenças salariais entre imigrantes e nativos.

A maioria dos estudos aqui revistos, apontam como um dos principais fatores das diferenças entre estes dois grupos de trabalhadores, a imperfeita transferência das dotações de capital humano do país recetor, e defendem que, uma vez que os imigrantes se encontrarem integrados e adquirirem as competências do país, com o passar dos anos estas diferenças podem reduzir significativa.

No entanto, com o problema do envelhecimento da população Portuguesa, e o constante crescimento da população estrangeira, a imigração vem trazer para Portugal a oportunidade de rejuvenescer, com uma população estrangeira mais jovem, e com mais de 60% em idade ativa, assim como, abre espaço para debates que visam criar políticas que agilizam a integração dos imigrantes no mercado de trabalho.

Este trabalho pretendeu ser um contributo para a melhor compreensão das eventuais diferenças salariais entre imigrantes e nativos no mercado de trabalho em português. Porém, estas questões sobre a imigração precisam ser estudadas com mais profundidade. Por um lado, do ponto de vista económico, existem ainda outros fatores que podem contribuir para a explicação do diferencial salarial, que não foram possíveis serem discutidos neste trabalho. Por outro lado, existem muitos aspetos a considerar que vão para além do mercado de trabalho, como por exemplo, a integração dos imigrantes na sociedade portuguesa.

BIBLIOGRAFIA

Aldashev, A., Gernet, J., e Thomsen, S. L. (2012). "The immigrant-native wage gap in Germany". *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 232(5): 490-517.

Alexandre, F., Bação, P., Lains, P., Martins, M. M., Portela, M., e Simões, M (2014): "A Economia Portuguesa na União Europeia 1986-2010", Edições Actual: 269 -285.

Armstrong, A., e Lewis, F. D. (2017). "Transatlantic wage gaps and the migration decision: Europe–Canada in the 1920s". *Cliometrica*, 11(2): 153-182.

Barrett, A., McGuinness, S., e O'Brien, M. (2012). "The immigrant earnings disadvantage across the earnings and skills distributions: the case of immigrants from the EU's new member states". *British Journal of Industrial Relations*, 50(3): 457-481.

Bertre, M., e Mullainathan, S. (2004). "Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination". *American Economic Review*, 94(4): 991-1013.

Billger, S. M., e Lamarche, C. (2015)." A panel data quantile regression analysis of the immigrant earnings distribution in the United Kingdom e United States". *Empirical Economics*, 49(2): 705-750.

Borjas, G. J. (2000). The economic progress of immigrants. In *Issues in the Economics of Immigration*. University of Chicago Press. 15-50.

Borjas, G. J. (2003). "The labor demand curve is downward sloping: Reexamining the impact of immigration on the labor market". *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1335-1374.

Borjas, G. J., e Van Ours, J. C. (2010). *Labor Economics*. McGraw-Hill/Irwin. 367-427.

Bratsberg, B., e Terrell, D. (2002). "School quality and returns to education of US immigrants". *Economic Inquiry*, 40(2): 177-198.

Buchinsky, M. (1998). "Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research". *Journal of Human Resources*, 33(1): 88-126.

Butcher, K. F., e DiNardo, J. (2002). "The immigrant and native-born wage distributions: Evidence from United States censuses". *Industrial and Labour Relations Review*, 56(1): 97-121.

Cabral, S., e Duarte, C. (2010). "Employment and wages of immigrants in Portugal". Banco de Portugal, Working Papers.

Canay, I. A. (2011). "A simple approach to quantile regression for panel data". *The Econometrics Journal*, 14(3): 368-386.

Carlsson, M., Fumarco, L., e Rooth, D. O. (2018). "Ethnic discrimination in hiring, labour market tightness and the business cycle-evidence from field experiments". *Applied Economics*, 50(24): 2652-2663.

Carneiro, A., Fortuna, N., e Varejão, J. (2012). "Immigrants at new destinations: How they fare and why". *Journal of Population Economics*, 25(3): 1165-1185.

Chassamboulli, A., e Peri, G. (2015). "The labor market effects of reducing the number of illegal immigrants". *Review of Economic Dynamics*, 18(4): 792-821.

Chiswick, B. R. (1978). "The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men". *Journal of Political Economy*, 86(5): 897-921.

Chiswick, B. R., e Miller, P. W. (2002). "Immigrant earnings: Language skills, linguistic concentrations e the business cycle". *Journal of Population Economics*, 15(1): 31-57.

Chiswick, B. R., Lee, A. T., e Miller, P. W. (2008). "How immigrants fare across the earnings distribution in Australia e the United States". *Industrial and Labour Relations Review*, 61(3): 353-373.

Chiswick, B. R., Lee, Y. L., e Miller, P. W. (2005). "A Longitudinal Analysis of Immigrant Occupational Mobility: A Test of the Immigrant Assimilation Hypothesis". *International Migration Review*, 39(2): 332-353.

Chletsos, M., e Roupakias, S. (2017). "Native-immigrant wage differentials in Greece: discrimination and assimilation". *Applied Economics*, 49(17): 1732-1736.

Dustmann, C. e F. Fabbri (2003), "Language Proficiency and the labour market performance of immigrants in the UK", *Economic Journal*, 113(489): 695-717.

Dustmann, C., Fabbri, F., e Preston, I. (2005). "The impact of immigration on the British labour market". *The Economic Journal*, 115(507): 324-341.

- Dustmann, C., Glitz, A., e Frattini, T. (2008). "The labour market impact of immigration". *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3): 477-494.
- Foged, M., e Peri, G. (2016). "Immigrants' effect on native workers: New analysis on longitudinal data". *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2), 1-34.
- Friedberg, R. M. (2000). "You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital". *Journal of Labor Economics*, 18(2): 221-251.
- Ghatak, S., Levine, P, e Price, P.W. (1996). "Migration theories and evidence: an assessment". *Journal of Economic Surveys*, 10(2): 159-198.
- Gheasi, M., Nijkamp, P., e Rietveld, P. (2017). "Wage gaps between native and migrant graduates of higher education institutions in the Netherles". *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 10(3): 277-296.
- Glitz, A. (2012). "The labor market impact of immigration: A quasi-experiment exploiting immigrant location rules in Germany". *Journal of Labor Economics*, 30(1): 175-213.
- Greenwood, M. J. (1975)." Research on internal migration in the United States: a survey". *Journal of Economic Literature*, 13(2): 397–433.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1): 153-161.
- Hofer, H., Titelbach, G., Winter-Ebmer, R., e Ahammer, A. (2017). "Wage discrimination against immigrants in Austria?" *Labour*, 31(2): 105-126.
- INE (2019), População Estrangeira em Portugal.
https://censos.ine.pt/xportal/xmain?xpgid=censos2011_apresentacao&xpid=CENSOS.
- Izquierdo, M., Lacuesta, A., e Vegas, R. (2009). "Assimilation of immigrants in Spain: A longitudinal analysis". *Labour Economics*, 16(6): 669-678.
- Jann, B. (2008). "The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models". *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.

- Kaas, L., e Manger, C. (2012). "Ethnic discrimination in Germany's labour market: a field experiment". *German Economic Review*, 13(1): 1-20.
- Koenker, R. (2004). "Quantile regression for longitudinal data". *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1): 74-89.
- Koenker, R., e Bassett Jr, G. (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica*, 46(1): 33-50.
- Lang, K., e Lehmann, J. Y. K. (2012). "Racial discrimination in the labor market: Theory and empirics". *Journal of Economic Literature*, 50(4): 959-1006.
- Longhi, S., Nijkamp, P., e Poot, J. (2005). "A Meta-Analytic Assessment of the Effect of Immigration on Wages". *Journal of Economic Surveys*, 19(3): 451-477.
- Machado, J. A., e Mata, J. (2005). "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression". *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 445-465.
- Matos, A. S. (2012). "The labour market integration of immigrants and their children", (Doctoral dissertation, The London School of Economics e Political Science).
- Murteira, J., Castro, V., e Martins, R. (2016). Introdução à econometria. *Coimbra: Almedina*: 245- 253.
- Neumark, D. (1988). "Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination". *Journal of Human Resources*, 23(3): 279-295.
- Nielsen, H. S., Rosholm, M., Smith, N., e Husted, L. (2004). "Qualifications, discrimination, or assimilation? An extended framework for analysing immigrant wage gaps". *Empirical Economics*, 29(4):855-883.
- Ñopo, H. (2008). "Matching as a tool to decompose wage gaps". *The Review of Economics and Statistics*, 90(2): 290-299.
- Okkerse, L. (2008). "How to measure labour market effects of immigration: A review". *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 1-30.
- Oreopoulos, P. (2011). "Why do skilled immigrants struggle in the labor market? A field experiment with thirteen thousand resumes". *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(4): 148-71.

- Ottaviano, G. I., e Peri, G. (2012). "Rethinking the effect of immigration on wages". *Journal of the European Economic Association*, 10(1): 152-197.
- Peri, G. (2016). "Immigrants, productivity, and labor markets". *Journal of Economic Perspectives*, 30(4): 3-30.
- Peters, H. (2008). "Development of Wage Inequality for Natives and Immigrants in Germany: Evidence from Quantile Regression and Decomposition", German Institute for Economic Research, working papers.
- Riach, P. A., e Rich, J. (2002). "Field experiments of discrimination in the market place". *The Economic Journal*, 112(483): 480-518.
- Rooth, D. O. (2010). "Automatic associations and discrimination in hiring: Real world evidence". *Labour Economics*, 17(3): 523-534.
- Sá, C., Florax, R. J., e Rietveld, P. (2004)." Determinants of the regional demand for higher education in the Netherles: A gravity model approach". *Regional Studies*, 38(4): 375-392.
- Topel, R. H. (1997). "Factor proportions and relative wages": the supply-side determinants of wage inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 11(2): 55-74.
- Verbeek, M. (2008). A guide to modern econometrics. *John Wiley & Sons, Ltd.*: 355 – 375.
- Wooldridge, J. M. (2013). Introductory Econometrics: A Modern Approach. *South-Western College Publishing*: 448 - 501.

ANEXOS

ESTATÍSTICA DESCRITIVA ADICIONAL

Tabela A.1: Distribuição dos Imigrantes (em percentagem)

	2010	2011	2013
PALOP	39,98	31,88	28,14
Brasil	35,43	34,25	30,32
Europa do Leste	35,92	32,44	31,64
EU	37,64	30,26	32,1

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Tabela A.2: Idade dos trabalhadores (em percentagem)

	Nativos	Imigrantes
< 30 anos	15,89	12,16
31 - 40 anos	37,15	42,69
41 - 50 anos	30,07	30,77
> 50 anos	16,89	14,39

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Tabela A.3: Distribuição dos grupos de Imigrantes por profissão e Setor (em percentagem)

	PALOP	Brasil	Europa do Leste	EU15
Profissão				
Operários de Instalação e Montagem	15,93	20,36	49,26	11,45
Trabalhadores qualificados das indústrias e construção	24,91	26,51	22,71	17,24
Trabalhadores dos serviços pessoais e vendedores	22,42	22,22	5,393	11,58
Trabalhadores não qualificados	17,69	15,25	17,36	5,03
Especialista das atividades intelectuais e científicas	6,91	5,87	1,003	37,31
Pessoal administrativo	12,14	9,79	3,95	17,4
Setor				
Indústrias Transformadoras	23,97	27,93	39,45	35,76
Comércio por grosso e a retalho	27,39	32,76	10,4	22,99
Construção	23,67	15,26	11,37	9,55
Transporte e Armazenagem	7,69	10,35	34,09	10,07

	PALOP	Brasil	Europa do Leste	EU15
Alojamento e Restauração	9,99	4,72	2,69	1,32
Atividades de consultoria e científicas	1,36	0,8	0,18	5,82
Atividades de administrativa e Serviço de apoio	1,38	1,88	0,62	3,03
Saúde e Acção Social	4,55	5,96	1,22	12,23

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010 - 2012).

Tabela A.4: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1169	897	451	698,8	886	1283	4523
Salário Real	1245	955	480	744	944	1366	4817
Antiguidade	8,5	6,6	2	5	7	11	33
Educação	8,9	4,03	0	6	9	12	16
Idade	40,13	8,68	25	34	39	47	58

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 910; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela A.5: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1129,6	895,5	454,24	701,82	887,1	1198	5381
Salário Real	1160,4	920	466,65	720,4	911	11230	5528
Antiguidade	8,26	5,7	2	4	7	11	26
Educação	8,49	3,72	0	6	9	12	16
Idade	40	8,5	25	33	40	46	58

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 448; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela A.6: Estatística Descritiva - Trabalhadores PALOP, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	987	677	392	658	783	1034	4523
Antiguidade	9,09	6,08	2	5	8	12	29
Educação	8,6	3,5	0	6	9	12	16
Idade	40	8,53	25	34	40	46	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 392;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Tabela A.7: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1224	1153	393	744	979	1310	6128
Salário Real	1304	1228	419	793	1043	1396	6526
Antiguidade	5,48	3,7	2	3	5	8	19
Educação	9,7	3,5	0	6	9	12	16
Idade	37	7,6	25	31	36	42	57

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 472; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela A.8: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1155	806	389	717	927	1292	4619
Salário Real	1186	828	400	736	953	1327	4746
Antiguidade	5,8	4,03	2	3	5	8	25
Educação	9,4	3,4	0	6	9	12	16
Idade	37	7,5	25	32	37	43	57

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 460; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela A.9: Estatística Descritiva - Trabalhadores do Brasil, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1082	668	416,5	708	870	1238	4123
Antiguidade	6,45	4,4	2	4	5	9	26
Educação	9,5	3,6	0	6	9	12	16
Idade	37,6	7,47	25	32	37	43	57

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 391;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Tabela A.10: Estatística Descritiva - Trabalhadores da Europa do Leste, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1194	614	383	746	1013	1477	3045
Salário Real	1272	654	408	794	1078	1573	3243
Antiguidade	5	2,5	2	3	5	8	10
Educação	9	3,5	0	9	9	12	16
Idade	41	8,2	25	35	40	48	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 863; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela A.11: Estatística Descritiva -Trabalhadores da Europa do Leste, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1235	720	402	784	1085	1569	2810
Salário Real	1269	739	413	805	1114	1612	2886
Antiguidade	6,1	2,7	2	4	6	9	11
Educação	9,4	3,5	0	9	9	12	16
Idade	42	8,03	25	36	42	49	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 780; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela A.12: Estatística Descritiva -Trabalhadores da Europa do Leste, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1210	625	398	717	996	1648	2957
Antiguidade	6,69	2,9	2	4	6	9	12
Educação	9,49	3,4	0	9	9	12	16
Idade	43	8,4	25	36	43	50	59

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 761;

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).

Tabela A.13: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2010

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1926	1745	509,32	911	1351	2195	9099
Salário Real	2051	1859	542,4	970	1439	2337	9690
Antiguidade	7,1	4,87	2	3	6	10	27
Educação	120,05	3,75	4	9	12	16	17
Idade	37,3	7,55	25	31	36	41	58

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 157; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2010).

Tabela A 14: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2011

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1915	1560	565	887	1294	2080	7864
Salário Real	1967	1602	580	912	1330	2137	8079
Antiguidade	7,47	5,23	2	3	6	10	30
Educação	12	3,6	4	9	12	16	17
Idade	38	7,7	25	32	36	42	60

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 151; salário real a preço de 2012; cálculos com base no Índice de Preços do Consumidor (IPC) do INE.

Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2011).

Tabela A 15: Estatística Descritiva -Trabalhadores da EU15, 2012

	Média	d.p	Mínimo	p25	p50	p75	p99
Salário nominal	1833	1711	556	818	1261	2027	7879
Antiguidade	7,4	5,4	2	3	6	11	31
Educação	12,5	3,4	4	9	12	16	17
Idade	38,24	7,8	25	33	37	43	58

Nota: d.p.: desvio -padrão; p25: percentil 25; p50: percentil 50; p75: percentil 75; p99: percentil 99; número de observações 137; Fonte: Cálculos próprios com base nos Quadros de Pessoal (2012).